

Université de Montréal

**L'étude des déterminants et des effets de la formation
au sein des entreprises canadiennes :
au-delà de la productivité**

par
Amélie Bernier

École de relations industrielles
Faculté des arts et des sciences

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures et postdoctorales
en vue de l'obtention du grade de Philosophiae Doctor (Ph.D.)
en Relations Industrielles

Novembre, 2010

© Amélie Bernier, 2010

Université de Montréal
Faculté des études supérieures et postdoctorales

Cette thèse intitulée :

L'étude des déterminants et des effets de la formation au sein des
entreprises canadiennes : au-delà de la productivité

Présentée par :
Amélie Bernier

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :

Marcel Simard, président-rapporteur et représentant du doyen de la FES
Jean-Michel Cousineau, directeur de recherche
Frédéric Lesemann, co-directeur
Vincent Rousseau, membre du jury
Benoît-Mario Papillon, examinateur externe

Résumé

Les milieux de travail canadiens présentent des visages diversifiés et en pleine mutation. En raison de facteurs tels que les nouvelles technologies, la mondialisation, l'économie du savoir ou encore l'évolution démographique, la transformation des entreprises canadiennes passe par une main-d'œuvre qualifiée, adaptable et de qualité.

Notre recherche s'inscrit dans le cadre des études s'intéressant aux comportements des entreprises en matière d'investissement en capital humain au Canada. Nous avons retenu un cadre théorique qui est constitué principalement de la théorie du capital humain, de celle des ressources internes et de l'approche des coûts et des bénéfices.

Pour les fins de notre recherche, nous retenons une approche quantitative longitudinale, en utilisant des données secondaires issues du questionnaire des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* pour les années 1999 à 2005 inclusivement. La nature longitudinale de l'EMTE permet de corriger pour les biais liés à l'hétérogénéité non observée des firmes et à l'endogénéité possible de la variable de formation. Notre étude se divise globalement en trois articles. Dans les deux premiers cas, les dépenses en formation sont considérées comme une variable explicative de la productivité et du taux de roulement des employés. Dans le troisième cas, les dépenses de formation constituent la variable dépendante à l'étude.

Le premier article examine l'effet des investissements en formation sur la productivité des entreprises canadiennes. La littérature scientifique traitant de l'impact de la formation sur la performance des entreprises continue de s'accroître dû aux nouvelles techniques d'estimations, à la disponibilité des données, et à l'intérêt grandissant pour le capital humain. Les résultats partiels des études antérieures montrent la possibilité que les retours des investissements réalisés en formation puissent avoir des effets au-delà de l'année courante. Sur le plan théorique, cette hypothèse a du sens, mais au niveau empirique il semble que les liens formels entre la formation et la productivité des entreprises ne sont pas clairement identifiés. Nos résultats montrent que les investissements en formation réalisés avec trois années de retard engendrent des effets

positifs et significatifs sur la productivité à court et à moyen termes. L'interaction entre les différents types d'investissements permet de vérifier l'hypothèse à l'effet que les investissements en capital physique et en capital humain soient complémentaires et se supportent mutuellement.

Après avoir procédé à l'estimation de l'effet des dépenses en formation structurée sur la productivité des entreprises, nous nous demandons pour quelles raisons les employeurs demeurent réticents quant aux retours des investissements en formation ? Dans le cadre de cette seconde réflexion, nous nous intéressons à deux dimensions de l'estimation du roulement, à savoir le roulement de nature volontaire et une mesure de l'optimum. Les résultats obtenus quant à l'effet des dépenses en formation structurée par employé sur les taux de roulement volontaire et optimal montrent que la relation est positive dans les deux cas. Cet article vise également à vérifier si différents outils organisationnels associés aux relations industrielles peuvent avoir un effet sur la réduction du taux de roulement volontaire des employés. Nos résultats montrent aussi que la présence syndicale et la perception d'un bon climat de travail traduisent dans un sens, un environnement dans lequel l'employeur et les employés ont des intérêts communs pour la poursuite de mêmes objectifs.

Dans le cadre du troisième article, nous examinons certains déterminants des investissements en formation structurée au sein des milieux de travail. Nos résultats montrent qu'une entreprise de grande taille, qui investit davantage en capital physique par employé par rapport à la moyenne, au sein de laquelle un grand pourcentage de travailleurs utilisent un ordinateur, où il y a une proportion élevée de nouvelles embauches et pour laquelle l'employeur introduit un système cohérent de pratiques dépense davantage en formation structurée qu'une entreprise qui ne possède pas ces caractéristiques, toutes choses égales par ailleurs. Ces résultats permettent de discuter également de la complémentarité des facteurs faisant partie d'un cercle vertueux de croissance des entreprises pouvant déterminer les investissements en formation.

Mots-clés : Formation, Dépense en formation, Déterminants de la formation, Effets retardés, Entreprise, Étude longitudinale, Productivité, Rendement, Taux de roulement volontaire, Taux de roulement optimal

Abstract

Canadian workplaces face diversified and new challenges. Globalization, technological change, knowledge-based economy, demographic trends and all levels of government initiatives significantly affect our workplaces. As a result, the transformations of the work environment are based on skilled and flexible labour.

Our research summarizes the literature on job-related training and the effects of these investments on different workplaces. Our research also elaborates empirical explanations and policy implications based on the outcome of these existing studies. The proposed theoretical framework is based on the human capital theory, the resource-based theory of the firm, and the cost-benefit approach.

The longitudinal panel data used in this research are drawn from the Statistics Canada's Workplace and Employee Survey (WES) over the years 1999 to 2005 inclusively. The longitudinal nature of the WES allows us to address issues of endogeneity of inputs including human capital and unobserved heterogeneity of establishments as well as omitted variable bias.

Our study is divided into three articles. In the first two articles, expenses in training are considered to be an explanatory variable of both productivity and the rate of employee turnover. In the third article, an empirical model is developed using training expenditures within the firm as the dependent variable.

Among consulted studies dealing with the possible impact of the training on the productivity, several treat longitudinal character of the data, but few consider the lagged effects of the training. Partial results of the previous studies show that returns of investments in training could have effects beyond the common year. As part of the first article, we examine the impact of training on productivity which is estimated through a Cobb-Douglas production function with a distributed lags on training expenditures and capital investments. We take advantage of the longitudinal data by estimating a model that considers the impact on productivity of both of training expenditures and the investments in physical capital. Because of the interaction between investments in

training and physical capital, the assumption that, investments in physical capital and human capital are complementary and support themselves mutually can be tested. Our results show that investments in training have positive effects on productivity which are spread out over a three years period.

After completing the above estimates, we wondered why some employers hesitate before investing in training. As part of this reflexion, we analyse the incidence of training expenditures on labour turnover. We are interested in two dimensions, namely: the voluntary turnover and a measure of the optimal level of employee turnover. Our main finding is that training expenditures increase voluntary turnover as well as the gap between observed and estimated optimal level of employee turnover. Our findings also show that the presence of a union and the perception of a good working climate that result into an environment in which both employer and employees achieve common objectives help to reduce turnover.

Finally, in the third article, we examine some determinants of the training investments in the Canadian workplaces. We focus on the intensity of on-the-job training where intensity refers to the training expenditures. We find that a larger firm size, who invests more in physical capital by employee than the average, within which a great percentage of workers use a computer, where there is a high proportion of new recruiting and for which the employer introduces a consistent system of practices, invests more in on-the-job training than a firm without the above characteristics, other things being equal. Our findings also suggest the existence of a «virtuous circle». In other words, these factors act as a self-reinforcing mechanism which further boosts investments in training.

Keywords : Training, Training expenditures, Determinants of training, Distributed Lags, Firms, Longitudinal Study, Productivity, Effectiveness, Voluntary Turnover, Optimal Turnover

Table des matières

RÉSUMÉ.....	III
ABSTRACT.....	V
TABLE DES MATIÈRES	VII
LISTE DES TABLEAUX	XIII
LISTE DES FIGURES	XVII
LISTE DES SIGLES ET DES ABRÉVIATIONS.....	XVIII
REMERCIEMENTS.....	XX
INTRODUCTION GÉNÉRALE	1
<u>ARTICLE 1</u>	14
LES EFFETS DIFFÉRÉS DE LA FORMATION SUR LA PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES AU CANADA : UNE ÉTUDE LONGITUDINALE	14
RÉSUMÉ.....	14
INTRODUCTION.....	15
1. LES APPROCHES THÉORIQUES DE LA FORMATION EN ENTREPRISE	20
1.1 <i>La théorie du capital humain.....</i>	21
1.2 <i>La théorie des ressources internes.....</i>	26
1.3 <i>Implications pour la présente recherche</i>	28
2. LES ÉTUDES EMPIRIQUES ANTÉRIEURES	29
2.1 <i>Les études transversales</i>	32
2.2 <i>Les études longitudinales.....</i>	36
2.3 <i>Implications pour la présente recherche</i>	42
2.4 <i>Conclusion.....</i>	44
3. MÉTHODOLOGIE.....	48
3.1 <i>Plan d'estimations</i>	54
3.2 <i>Les données retenues pour les estimations</i>	62
4. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES	66

4.1 Le modèle des moindres carrés ordinaires.....	67
4.2 Le caractère endogène ou prédéterminé de la variable formation.....	68
4.3 Quel est l'intérêt des modèles parcimonieux avec des données longitudinales ?.....	71
4.4 Les effets différés de la formation sur la productivité	73
4.5 La complémentarité des facteurs de production.....	74
4.6 L'interprétation des variables de contrôle avec et sans retard	75
CONCLUSION.....	78
BIBLIOGRAPHIE.....	82
ANNEXE I – INFORMATIONS CONCERNANT L'EMTE	103
ANNEXE II – CALCUL DES VALEURS DÉFLATÉES.....	104
ANNEXE III – REPRÉSENTATION DES EMPLACEMENTS.....	105
ANNEXE IV– STATISTIQUES DESCRIPTIVES.....	106
ANNEXE V– TESTS DE CORRÉLATION	108
ANNEXE VI– TESTS DE SPÉCIFICATION	109
ANNEXE VII– RÉSULTATS DES ESTIMATIONS.....	115
ANNEXE VIII– RECENSION DES ÉTUDES EMPIRIQUES.....	121
<u>ARTICLE 2</u>	142
L'IMPACT DES INVESTISSEMENTS EN FORMATION SUR DEUX FACETTES DU TAUX DE ROULEMENT AU SEIN DES ENTREPRISES CANADIENNES	142
RÉSUMÉ.....	142
INTRODUCTION.....	143
1. LES APPROCHES THÉORIQUES RETENUES.....	148
1.1 Le concept d'acquisition de capital humain.....	149
1.2 L'approche des coûts et des bénéfices.....	153
1.3 La structure du marché du travail.....	161
1.4 Implications pour la présente recherche	162
2. LES ÉTUDES EMPIRIQUES ANTÉRIEURES	166
2.1 Les études transversales	169

2.1.1 Les caractéristiques externes à l'entreprise.....	169
2.1.2 Les caractéristiques organisationnelles et structurelles.....	173
2.1.3 Les caractéristiques liées à la gestion des ressources humaines.....	175
2.2 <i>Les études longitudinales</i>	182
2.2.1 Les caractéristiques externes à l'entreprise.....	183
2.2.2 Les caractéristiques organisationnelles et structurelles.....	184
2.2.3 Les caractéristiques liées à la gestion des ressources humaines.....	185
2.3 <i>La nature du roulement</i>	190
2.3.1 Le roulement volontaire et involontaire.....	191
2.3.2 Le roulement optimal.....	192
2.4 <i>La présence de biais potentiels</i>	193
2.5 <i>Implications pour la présente recherche</i>	196
2.6 <i>Conclusion</i>	199
3. MÉTHODOLOGIE.....	200
3.1 <i>Description du modèle de recherche : le taux de roulement volontaire</i>	203
3.2 <i>Les attentes empiriques concernant le roulement volontaire</i>	208
3.3 <i>Description du modèle de recherche : le taux de roulement optimal</i>	209
3.4 <i>Les attentes empiriques des outils organisationnels</i>	213
3.5 <i>Plan d'estimations</i>	213
3.6 <i>Les données retenues pour les estimations</i>	219
4. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES.....	221
4.1 <i>L'effet de la formation sur le taux de roulement volontaire</i>	222
4.2 <i>Le caractère endogène ou prédéterminé de la formation</i>	224
4.3 <i>Les effets des outils organisationnels sur le taux de roulement volontaire</i>	227
4.4 <i>La complémentarité des pratiques</i>	228
4.4.1 L'interaction entre les investissements en formation structurée par employé et ceux réalisés en capital physique.....	228
4.4.2 L'interaction entre la présence syndicale et le climat de travail.....	229
4.4.3 L'interaction entre les investissements en formation structurée et les pratiques de rémunération.....	229
4.4.4 Le modèle préféré (Tableaux 7.1 et 7.2).....	230
4.4.5 L'impact de outils organisationnels sur le taux de roulement optimal.....	231
CONCLUSION	233
BIBLIOGRAPHIE	237
ANNEXE I – CONSTRUCTION DES VARIABLES	250
ANNEXE II – STATISTIQUES DESCRIPTIVES	252
ANNEXE III – TESTS DE SPÉCIFICATION	254

ANNEXE IV – MÉTHODE DE COHÉRENCE INTERNE PAR L’ALPHA DE CRONBACH.....	258
ANNEXE V– RÉSULTATS DES ESTIMATIONS.....	259
ANNEXE VI– RECENSION DES ÉTUDES EMPIRIQUES.....	271
<u>ARTICLE 3</u>	297
LES NOUVEAUX DÉTERMINANTS DES INVESTISSEMENTS EN FORMATION AU SEIN DES FIRMES CANADIENNES	297
RÉSUMÉ.....	297
INTRODUCTION.....	298
1. LE CADRE THÉORIQUE.....	300
<i>1.1 La décision d’investissement en formation.....</i>	<i>301</i>
<i>1.2 La nature de la formation.....</i>	<i>301</i>
<i>1.3 Le partage des coûts entre les acteurs.....</i>	<i>302</i>
<i>1.4 La structure du marché de la formation.....</i>	<i>303</i>
<i>1.5 La présence d’externalités.....</i>	<i>305</i>
<i>1.6 Implications pour la présente recherche.....</i>	<i>306</i>
2. LES ÉTUDES EMPIRIQUES ANTÉRIEURES.....	307
<i>2.1 Les raisons économiques associées à l’accumulation du capital humain au sein des firmes....</i>	<i>310</i>
2.1.1 La taille de l’entreprise.....	310
2.1.2 Les syndicats.....	312
2.1.3 Les stratégies et les pratiques organisationnelles.....	314
2.1.4 Le genre.....	316
<i>2.2 La logique de partage des coûts et des bénéfiques.....</i>	<i>318</i>
2.2.1 Le taux de roulement.....	318
2.2.2 Le statut d’emploi.....	321
<i>2.3 La structure du marché du travail.....</i>	<i>323</i>
2.3.1 Le secteur d’activité.....	323
2.3.2 La concurrence sur le marché des produits et services.....	325
<i>2.4 Le cercle vertueux de la croissance : l’apport de la formation.....</i>	<i>327</i>
2.4.1 L’innovation et les technologies.....	327
2.4.2 La performance antérieure.....	329
<i>2.5 Implications pour la présente recherche.....</i>	<i>330</i>
<i>2.6 Conclusion.....</i>	<i>331</i>
3. MÉTHODOLOGIE.....	334
<i>3.1 Description du modèle de recherche.....</i>	<i>337</i>

3.2 Les attentes empiriques.....	340
3.3 Plan d'estimations.....	341
3.4 Les données retenues pour les estimations.....	344
4. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES.....	346
4.1 Les déterminants des dépenses en formation structurée, le cas des moindres carrés ordinaires.....	347
4.2 Les tests de spécifications.....	350
4.3 La décomposition du taux de roulement : l'effet des nouvelles embauches.....	352
4.4 L'impact de la productivité antérieure.....	353
4.5 L'effet de la concurrence et de la proportion de femmes.....	353
4.6 L'impact des caractéristiques organisationnelles.....	357
CONCLUSION.....	360
BIBLIOGRAPHIE.....	363
ANNEXE I – STATISTIQUES DESCRIPTIVES.....	373
ANNEXE II – TESTS DE SPÉCIFICATION.....	376
ANNEXE III – MÉTHODE DE COHÉRENCE INTERNE PAR L'ALPHA DE CRONBACH.....	378
ANNEXE IV – RÉSULTATS DES ESTIMATIONS.....	380
ANNEXE V– RECENSION DES ÉTUDES EMPIRIQUES.....	387
CONCLUSION GÉNÉRALE.....	402
1. LES EFFETS DIFFÉRÉS DE LA FORMATION SUR LA PRODUCTIVITÉ : UN RÉSUMÉ DES RÉSULTATS OBTENUS.....	405
1.1 Le caractère endogène de la formation.....	407
1.2 Les effets différés de la formation sur la productivité et la complémentarité des facteurs de production.....	407
2. L'IMPACT DE LA FORMATION SUR LE TAUX DE ROULEMENT : UN RÉSUMÉ DES RÉSULTATS OBTENUS.....	408
3. LES NOUVEAUX DÉTERMINANTS DES INVESTISSEMENTS EN FORMATION : UN RÉSUMÉ DES RÉSULTATS OBTENUS.....	411
3.1 L'impact des caractéristiques organisationnelles sur les dépenses en formation structurée.....	412
4. QUESTIONS SOULEVÉES PAR L'ENSEMBLE DE NOS RÉSULTATS.....	413
5. LES DÉFIS LIÉS À L'UTILISATION DE DONNÉES LONGITUDINALES ISSUES D'ENTREPRISES.....	418
6. DISCUSSION DE L'APPORT DES DONNÉES LONGITUDINALES.....	421
7. LIMITES DE LA RECHERCHE ET RETOUR SUR NOS CONTRIBUTIONS.....	422

8. LES PISTES FUTURES DE RECHERCHE	425
APPENDICE A.....	427

Liste des tableaux

ARTICLE 1

TABLEAU 1	106
STATISTIQUES DESCRIPTIVES – MOYENNES DES VARIABLES, DONNÉES DE 1999 À 2005	106
TABLEAU 2	108
ANALYSES DE CORRÉLATION ENTRE LES EFFETS RETARDÉS DES INVESTISSEMENTS EN FORMATION ET DES INVESTISSEMENTS EN CAPITAL PHYSIQUE AU CANADA, DE 1999 À 2005	108
TABLEAU 3.1	109
TEST D'ENDOGENÉITÉ DE NAKAMURA-NAKAMURA SUR LES DONNÉES DE 1999 À 2005	109
TABLEAU 3.2	110
TEST DE HAUSMAN POUR TESTER L'ENDOGENÉITÉ D'UNE OU PLUSIEURS VARIABLES EXPLICATIVES SUR LES DONNÉES DE 1999 À 2005	110
TABLEAU 3.3	113
CHOIX DU MODÈLE : EFFETS ALÉATOIRES OU EFFETS FIXES	113
TABLEAU 4	115
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (MCO) DE L'IMPACT DES DÉPENSES EN FORMATION SUR LA PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES AU CANADA	115
DE 1999 À 2005	115
TABLEAU 5	117
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (RE, FE, IV) DE L'IMPACT RETARDÉ DES DÉPENSES EN FORMATION SUR LA PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	117
TABLEAU 6	119
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (ARI, RE) DE L'IMPACT RETARDÉ DES DÉPENSES EN FORMATION SUR LA PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	119
TABLEAU 7	121
RÉSUMÉ DES ÉTUDES TRAITANT DE L'IMPACT DE LA FORMATION SUR LA PRODUCTIVITÉ	121

ARTICLE 2

TABLEAU 1 : DIVISION DES ÉTUDES RECENSÉES SUR LE TAUX DE ROULEMENT DE LA MAIN-D'ŒUVRE SELON L'HORIZON DE RECHERCHE ET LE NIVEAU D'ANALYSE	167
TABLEAU 2 : TABLEAU SYNTHÈSE DES ATTENTES EMPIRIQUES CONCERNANT	208
LE TAUX DE ROULEMENT VOLONTAIRE	208
TABLEAU 3 : TABLEAU SYNTHÈSE DES ATTENTES EMPIRIQUES CONCERNANT L'EFFET DES OUTILS ORGANISATIONNELS SUR LE TAUX DE ROULEMENT OPTIMAL	213
TABLEAU 4	252
STATISTIQUES DESCRIPTIVES	252

MOYENNES DES VARIABLES INCLUSES DANS LES ESTIMATIONS, DONNÉES DE 1999 À 2005	252
TABLEAU 5.1	254
TEST D'ENDOGÉNÉITÉ DE NAKAMURA-NAKAMURA SUR LES DONNÉES DE 1999 À 2005.....	254
TABLEAU 5.2	256
TEST DE SPÉCIFICATION DE HAUSMAN - CHOIX DU MODÈLE À EFFETS ALÉATOIRES OU À EFFETS FIXES	256
TABLEAU 6	259
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (MCO, RE, FE, AR1) DE L'IMPACT DES DÉPENSES EN FORMATION	
STRUCTURÉE SUR LE TAUX DE ROULEMENT VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES CANADIENNES DE	
1999 À 2005	259
TABLEAU 6.1	260
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DE L'EFFET JOINT ENTRE LES DÉPENSES DE FORMATION STRUCTURÉE/	
EMPLOYÉ ET LES INVESTISSEMENTS EN CAPITAL PHYSIQUE/EMPLOYÉ SUR LE TAUX DE ROULEMENT	
VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	260
TABLEAU 6.2	261
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DE LA QUALITÉ DES RELATIONS DE TRAVAIL SUR LE TAUX DE ROULEMENT	
VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	261
TABLEAU 6.3	262
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DE L'INTERACTION ENTRE UN BON CLIMAT DE TRAVAIL ET LA PRÉSENCE D'UN	
SYNDICAT SUR LE TAUX DE ROULEMENT VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999	
À 2005	262
TABLEAU 6.4	263
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DE L'IMPACT DES PRATIQUES LIÉES À LA RÉMUNÉRATION SUR LE TAUX DE	
ROULEMENT VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	263
TABLEAU 6.5	264
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DE L'INTERACTION ENTRE LES PRATIQUES LIÉES À LA RÉMUNÉRATION ET LA	
FORMATION SUR LE TAUX DE ROULEMENT VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE	
1999 À 2005	264
TABLEAU 6.6	265
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DE LA PRÉSENCE DE LA CONCURRENCE SUR LE TAUX DE ROULEMENT	
VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	265
TABLEAU 7.1	266
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (MCO, RE, FE, AR1, FGLS) DES OUTILS ORGANISATIONNELS POUR	
EXPLIQUER LE TAUX DE ROULEMENT VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À	
2005	266
TABLEAU 7.2	267
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (MCO, RE, FE, AR1, FGLS) DES OUTILS ORGANISATIONNELS (INCLUANT	
INTERACTION ENTRE LES DÉPENSES EN FORMATION ET LES PRATIQUES DE RÉMUNÉRATION) POUR	

EXPLIQUER LE TAUX DE ROULEMENT VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	267
TABLEAU 8.1	268
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS QUANT À L'IMPACT DES OUTILS ORGANISATIONNELS (INCLUANT LES DÉPENSES EN AVANTAGES SOCIAUX) SUR LE TAUX DE ROULEMENT OPTIMAL AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	268
TABLEAU 8.2	269
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS (MCO, RE, FE, AR1, FGLS) DES OUTILS ORGANISATIONNELS (INCLUANT PRATIQUES DE RÉMUNÉRATION) POUR EXPLIQUER LE TAUX DE ROULEMENT OPTIMAL AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005	269
TABLEAU 9	270
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DES ENTREPRISES QUI DÉPENSENT EN FORMATION PLUS QUE LA MOYENNE SUR LE TAUX DE ROULEMENT ET LE TAUX DE ROULEMENT OPTIMAL AU CANADA DE 1999 À 2005 ..	270
TABLEAU 10	271
RÉSUMÉ DES ÉTUDES TRAITANT DE L'IMPACT DE LA FORMATION ET DE PRATIQUES ORGANISATIONNELS SUR LE TAUX DE ROULEMENT	271
TABLEAU 11	289
RÉSUMÉ DES ÉTUDES TRAITANT DE L'IMPACT DE LA FORMATION ET DE PRATIQUES ORGANISATIONNELS SUR LE TAUX DE ROULEMENT	289
<u>ARTICLE 3</u>	
TABLEAU 1 : DIVISION DES ÉTUDES RECENSÉES SELON L'HORIZON DE RECHERCHE	309
ET LE NIVEAU D'ANALYSE.....	309
TABLEAU 2 : TABLEAU SYNTHÈSE DES ATTENTES EMPIRIQUES.....	340
TABLEAU 3	373
STATISTIQUES DESCRIPTIVES – MOYENNES DES VARIABLES INCLUSES DANS LES ESTIMATIONS, DONNÉES DE 1999 À 2005	373
TABLEAU 4	380
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS QUANT AUX DÉTERMINANTS DES DÉPENSES EN FORMATION STRUCTURÉE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005 (MCO, RE, FE, AR1).....	380
TABLEAU 5	381
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS QUANT AUX DÉTERMINANTS DES DÉPENSES EN FORMATION STRUCTURÉE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005 (MCO)	381
TABLEAU 6	382
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS QUANT AUX DÉTERMINANTS DES DÉPENSES EN FORMATION STRUCTURÉE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005 (MCO) : TAUX DE ROULEMENT DÉCOMPOSÉ ..	382
TABLEAU 7	383

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS QUANT AUX DÉTERMINANTS DES DÉPENSES EN FORMATION STRUCTURÉE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005 : EST-CE QUE LA PRODUCTIVITÉ ANTÉRIEURE AFFECTE LES DÉPENSES EN FORMATION ?	383
TABLEAU 8	385
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS QUANT AUX DÉTERMINANTS DES DÉPENSES EN FORMATION STRUCTURÉE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005 : CARACTÉRISTIQUES ORGANISATIONNELLES SEULEMENT	385
TABLEAU 9	386
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS QUANT AUX DÉTERMINANTS DES DÉPENSES EN FORMATION STRUCTURÉE AU SEIN DES ENTREPRISES AU CANADA DE 1999 À 2005 : CARACTÉRISTIQUES ORGANISATIONNELLES SEULEMENT (AVEC PROPORTION DE NOUVELLES EMBAUCHES)	386
TABLEAU 10	387
RÉSUMÉ DES ÉTUDES TRANSVERSALES DES DÉTERMINANTS DE LA FORMATION	387
TABLEAU 11	398
RÉSUMÉ DES ÉTUDES LONGITUDINALES DES DÉTERMINANTS DE LA FORMATION	398

Liste des figures

ARTICLE 1

FIGURE 1 : MODÈLE PARTAGE COÛTS-BÉNÉFICES DE LA FORMATION..... 47

ARTICLE 2

FIGURE 1 : COÛTS ASSOCIÉS AU ROULEMENT ET À LA RÉTENTION DU PERSONNEL..... 158

FIGURE 2 : TROIS SITUATIONS DE ROULEMENT DE LA MAIN-D'ŒUVRE..... 158

FIGURE 3 : ILLUSTRATION DE DEUX SITUATIONS D'ÉQUILIBRE (POINT E ET POINT C) 160

FIGURE 4 : MODÈLE CONCEPTUEL DU ROULEMENT AU SEIN DES ENTREPRISES 165

FIGURE 5 : MODÈLE EMPIRIQUE DU ROULEMENT VOLONTAIRE AU SEIN DES ENTREPRISES..... 202

FIGURE 6 : MODÈLE EMPIRIQUE DU ROULEMENT OPTIMAL AU SEIN DES ENTREPRISES 211

ARTICLE 3

FIGURE 1 : MODÈLE CONCEPTUEL DES INVESTISSEMENTS EN CAPITAL HUMAIN 333

FIGURE 2 : MODÈLE EMPIRIQUE DES DÉTERMINANTS DES DÉPENSES EN FORMATION..... 336

Liste des sigles et des abréviations

AR1	Processus autorégressif d'ordre 1
CIQSS	Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales
DW	Test de signification statistique : Statistique du Durbin-Watson
EMTE	Enquête sur le milieu de travail et les employés
FE	Fixed-Effects Models ou modèles à effets fixes
FGLS	Feasible Generalized Least Squares ou Moindres carrés généralisés faisables
H0	Hypothèse nulle
IV	Instrumental-variable estimator ou variables instrumentales
MCO	Moindres carrés ordinaires
R ²	Test de signification statistique : Coefficient de détermination ou R carré du modèle
R ² within	Test de signification statistique : Coefficient de détermination indiquant la variation intra-individuelle
R ² between	Test de signification statistique : Coefficient de détermination indiquant la variation inter-individuelle
RE	Random-Effects Models ou modèles à effets aléatoires
χ^2	Test de signification statistique : Statistique du Khi-carré (ou Chi-deux)

À papa, affectueusement « minou », un modèle de grande persévérance et de force de caractère, qui m'a montré très tôt dans la vie, le courage de travailler dur pour atteindre ses buts.

À maman, dont la grande écoute, les rêves et la ténacité m'ont souvent inspiré.

Remerciements

Je tiens à saluer ici les personnes qui, de près ou de loin, ont contribué à la concrétisation de ma thèse de doctorat. En effet, je considère qu'il est précieux de prendre le temps de remercier tous ceux qui, plus ou moins directement, ont contribué à rendre possible ce travail de recherche.

C'est avec beaucoup d'enthousiasme et d'émotion que mon attention se porte sur tous ceux qui m'ont aidé à mener ce projet jusqu'au bout et qui ont supporté mes différents états d'âmes au cours de toutes ces années. Écrire ses remerciements, c'est un moment émouvant puisque cela signifie que la fin est proche, ce qui en soi est une très bonne nouvelle, ou plutôt je devrais dire, qu'il y a autre chose de possible après un doctorat ! J'ai donc laissé libre cours à ma mémoire, chargée d'émotions, de souvenirs et d'anecdotes pour remercier l'ensemble de ces personnes.

Tout d'abord, mes plus sincères remerciements s'adressent à mon directeur de thèse, M. Jean-Michel Cousineau, professeur titulaire à l'École de relations industrielles, et à mon co-directeur de recherche, M. Frédéric Lesemann, professeur titulaire et chercheur à l'INRS-UCS. Chacun à leur manière, par leurs compétences, leur souci du travail bien fait et leur grande rigueur intellectuelle, ont contribué à cette aventure scientifique. Ils m'ont fourni un encadrement de grande qualité. À travers nos discussions et grâce à leur grande disponibilité, ils m'ont aidé à approfondir divers aspects d'une carrière universitaire et m'ont permis de devenir la chercheuse que je souhaitais être. Je souligne aussi la souplesse et l'ouverture d'esprit de ces deux chercheurs qui ont su me laisser une grande liberté pour mener à bien ce travail de recherche.

Je me dois aussi de remercier le *Conseil de recherche des sciences humaines* et la *Faculté des études supérieures et postdoctorales* de l'Université de Montréal, pour le soutien financier octroyé durant la poursuite de mes études doctorales, et également le *Centre interuniversitaire de statistiques sociales* pour le remarquable travail de diffusion de données de recherche, dont j'ai pu bénéficier. Merci également à Mme Danielle Forest, analyste de Statistique Canada, pour ses conseils pertinents en méthodologique et statistique.

Je clos enfin ces remerciements par une mention « très honorable » à mes parents et à mon conjoint que j'ai eus la chance d'avoir à mes côtés, qui m'ont soutenu tout au long de ces années de travail. Ils ont été présents pour écarter mes doutes, me soutenir moralement, subir mon humeur de fin de thèse et partager mes joies. À ma famille et à mes amis, qui n'ont jamais cessé de m'encourager, quelle présence indispensable !

Introduction générale

S'il existe de nombreux questionnements qui préoccupent les acteurs en relations industrielles, ceux concernant les rendements de la formation, les investissements en capital humain et la performance des organisations font partie intégrante de leurs discours. À notre avis, l'étude des effets des investissements en formation sur la performance des entreprises au Canada se fonde sur une problématique beaucoup plus vaste qui s'intéresse aux conditions propices à une croissance économique à long terme des entreprises canadiennes. On s'entend pour dire que certains facteurs tels qu'une main-d'œuvre qualifiée et scolarisée, des investissements élevés dans la recherche et l'innovation ainsi que des taux élevés d'investissements en capital physique de la part des entreprises constituent des facteurs qui sont déterminants pour la croissance économique à long terme des pays industrialisés, tel que le Canada. Pour demeurer compétitives et afin de s'adapter à l'évolution constante des marchés mondiaux, aux changements technologiques et aux mouvements de main-d'œuvre, les entreprises canadiennes doivent notamment relever les niveaux de compétences de leur main-d'œuvre.

Bien que nous puissions supposer aussi que le développement d'une main-d'œuvre de qualité soit un outil stratégique et un avantage concurrentiel pour les entreprises, il faut d'abord s'assurer que les sommes investies soient rentables. À cause des difficultés liées à la mesure et à l'analyse, les estimations des rendements que les employeurs canadiens retirent de leurs investissements en formation peuvent être limitées. La littérature empirique consultée ne semble pas faire ressortir un constat clair quant aux effets de la formation sur la performance organisationnelle, ce qui a accru l'intérêt de certains chercheurs d'évaluer les effets des investissements en formation de la part de l'employeur, notamment au niveau de la productivité, par l'utilisation de données représentatives au niveau de la firme.

La présente étude s'inscrit dans la perspective de ce débat. À notre tour, nous nous intéressons donc aux comportements des firmes en matière d'investissements en formation ainsi qu'à l'impact de ces investissements sur différents indicateurs de performance, en l'occurrence la productivité, le taux de roulement volontaire et le taux de roulement optimal.

Globalement, nous pouvons résumer les champs d'intérêt de notre thèse par son intitulé principal, soit : « *L'étude des déterminants et des effets de la formation au sein des entreprises canadiennes : au-delà de la productivité* ». Plus spécifiquement, notre thèse est constituée de trois articles :

Article 1 – Les effets différés de la formation sur la productivité des entreprises au Canada : une étude longitudinale.

Article 2 – L'impact des investissements en formation sur deux facettes du taux de roulement au sein des entreprises canadiennes.

Article 3 – Les nouveaux déterminants des dépenses en formation au sein des entreprises canadiennes.

Bien que chacun de ces articles soit autonome, c'est-à-dire que chacun d'eux est constitué de son propre cadre théorique, d'une revue de littérature, d'un modèle d'analyse, d'une méthodologie et d'une section présentant les résultats, ils sont reliés par une problématique commune et c'est pour cette raison, que nous pouvons faire ressortir quelques dénominateurs communs. D'une part, au niveau du cadre théorique, les concepts retenus se réfèrent, à des degrés variables, à deux principales théories et à une approche, soit : la théorie du capital humain, la théorie des ressources internes et à l'approche des coûts et des bénéfices. D'autre part, au niveau de la méthode, nous pouvons retenir dans l'ensemble des discussions, deux principaux biais techniques à prendre en considération dans nos estimations : d'une part, l'endogénéité possible de la formation et d'autre part, l'hétérogénéité non observée de nos unités d'observation.

Pour ce faire, la source d'informations la plus complète pour étudier les comportements des firmes en matière d'investissements en formation et quant à leurs déterminants, est sans aucun doute l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) de Statistique Canada¹. Cette enquête offre des informations uniques puisqu'elles ne sont pas disponibles dans les banques de micro-données publiques. L'EMTE a comme particularité de recueillir des données détaillées sur les employeurs et leurs employés, depuis 1999, permettant ainsi une analyse plus étendue et récente que par les années passées de l'évaluation du rendement de la formation. Du côté des employeurs, l'enquête permet d'approfondir notamment les sujets suivants : formation professionnelle, heures de travail, innovation, rendement, salaires et conditions de travail. Du côté des employés, l'enquête nous renseigne notamment sur les sujets suivants : horaires et conditions de travail, antécédents d'emploi et situation actuelle sur le marché du travail, formation, caractéristiques ethnoculturelles ainsi que sur la représentation des employés et les relations de travail.

Nous avons arrêté notre choix sur les données de l'EMTE pour plusieurs raisons. Premièrement, pour le caractère longitudinal de l'EMTE, permettant une meilleure compréhension des changements survenus au sein des lieux de travail, puisque nous pouvons tenir compte d'une variable temporelle. La deuxième raison qui a motivé le choix de l'EMTE, concerne à la fois le caractère relativement récent des données disponibles et les taux de réponses élevés autant au niveau des milieux de travail qu'à celui des employés. À titre informatif, en 2005, le taux de réponse des employeurs était de 77,7 %². Enfin, la troisième raison qui a motivé le choix de l'EMTE concerne l'accessibilité des données. Nous avons accès à ces données via le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) à Montréal.

¹ Bien que la recherche et les analyses soient fondées sur des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent que celles des auteurs.

²Source : site Internet de Statistique Canada – informations sur l'exactitude des données de l'EMTE : http://www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=2615&lang=fr&db=IMDB&dbg=f&adm=8&dis=2

La population cible de l'EMTE, au niveau des milieux de travail, concerne tous les emplacements qui opèrent au Canada et qui ont des employés rémunérés au mois de mars de l'année de référence, en excluant toutefois les emplacements du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que tous les emplacements reliés aux cultures agricoles et à l'élevage, à la pêche, à la chasse et au piégeage, les ménages privés, les organismes religieux et les administrations publiques. L'échantillon des milieux de travail a été créé à partir du registre des entreprises de Statistique Canada. Comme nous l'avons brièvement mentionné, il s'agit d'une enquête longitudinale, puisque les emplacements contactés sont suivis pendant quatre années et ré-échantillonnés par la suite. Cette caractéristique fait en sorte qu'il est possible de contrôler pour les spécificités non observées à chaque firme lors des estimations (Krebs et al., 2001; Pelletier, 2005). Avant la sélection de l'échantillon initial, les emplacements de la base de sondage ont été stratifiés selon le secteur d'activité (14), la région (6) et la taille (3) qui est définie à l'aide d'une estimation du nombre d'emplois³. Cette stratification demeure constante pour la durée de vie de l'échantillon initial soit de huit années.

Dans le cadre de la présente recherche, nous utiliserons les données issues du questionnaire des employeurs de 1999 à 2005. En plus des emplacements exclus par le design initial, nous avons inclus certaines restrictions afin de limiter la composition de notre échantillon. Pour estimer nos modèles d'impact de la formation sur la productivité des entreprises, sur le taux de roulement de la main-d'œuvre et quant aux déterminants des investissements en formation, nous travaillons avec un échantillon composé de 1621 firmes et de 11347 observations pour le Canada, présentant un panel équilibré de sept années consécutives. Notre échantillon est composé de l'ensemble des firmes à but lucratif qui rapportaient des rendements financiers positifs et pour lesquelles, nous avons de l'information quant à leurs décisions de formation⁴. L'ensemble des estimations dans le cadre de cette recherche ont été réalisées à l'aide du logiciel Stata, version 10.

³ Pour de plus amples informations, consultez le site Internet de Statistique Canada concernant l'exactitude des données de l'EMTE.

⁴ En suivant les recommandations de Statistique Canada, les erreurs-types reportées dans les tableaux de résultats ont été pondérées à l'aide de poids « bootstrap » moyens, lorsque les techniques d'estimations le permettent.

Étant donné que l'objectif de cette thèse est de comprendre les comportements des entreprises canadiennes en matière d'investissements en formation, et d'examiner l'impact de ces investissements sur différents indicateurs de performance tels que la productivité, le taux de roulement volontaire et le taux de roulement optimal, nous pensons qu'il est approprié de présenter brièvement chacun des articles constituant notre thèse.

Article 1

Les effets différés de la formation sur la productivité des entreprises au Canada : une étude longitudinale

Le capital humain, particulièrement via la formation, est en concurrence avec toutes les autres formes d'investissements dans l'organisation. De plus, les retours tangibles et rapides peuvent aussi représenter un problème important dans la décision d'investissement pour les employeurs, en comparaison avec des priorités immédiates tels que l'investissement dans les nouvelles technologies, notamment pour assurer leur survie ou leur compétitivité sur le marché. De là l'importance pour l'organisation de comprendre les rendements des investissements en formation.

Plusieurs courants théoriques proposent l'existence d'un effet de certaines pratiques de GRH, telle que la formation, sur l'accroissement et l'amélioration de la performance organisationnelle (Becker et Gerhart, 1996; Pfeffer, 1994; Wright et McMahan, 1992). Au cœur de ces nombreux modèles théoriques se dessinent deux principales approches établissant des liens entre la formation et la performance organisationnelle. D'une part, il y a l'approche économique qui permet de représenter la firme par un processus de production qui est fonction de deux intrants, le capital physique et le travail. L'approche économique s'appuie notamment sur les arguments provenant de la théorie du capital humain développés par Schultz (1961) et Becker (1964) et qui demeure encore aujourd'hui un cadre théorique de référence. Si l'on considère le capital humain, comme un des déterminants de la performance des entreprises, alors il est nécessaire de mesurer sa valeur au cours du temps et d'en déduire

s'il s'est bonifié ou déprécié. D'autre part, pour compléter cette réflexion théorique, nous retiendrons aussi l'approche stratégique qui considère le capital humain comme un avantage concurrentiel et une ressource stratégique pour l'entreprise. Avec la théorie des ressources internes (Barney, 1991), on s'intéresse à ce qu'il y a dans la « boîte noire » de l'entreprise.

La synthèse de la revue de littérature met en évidence que pour mesurer adéquatement la formation au sein des entreprises, il faut au préalable se pencher, sur des problèmes techniques liés aux caractéristiques idiosyncrasiques des firmes et à la simultanéité de la formation avec la variable dépendante retenue. Ensuite, afin de s'inscrire dans le courant de recherche actuel sur les retours des investissements en formation, il est essentiel d'utiliser le caractère longitudinal des données, afin d'en mesurer les effets possibles au-delà de l'année courante des investissements réalisés par les entreprises. Il est aussi pertinent de valider empiriquement, l'hypothèse de complémentarité des investissements en formation avec d'autres types d'investissements au sein des firmes, afin de vérifier si l'effet de la formation sur la productivité peut être bonifiée pas d'autres types de pratiques.

Globalement, les études antérieures recensées montrent une diversité dans les méthodes, les modèles et les sources de données utilisées, ce qui ne permet pas d'obtenir l'unanimité au niveau 1) de la mesure elle-même de la variable formation, 2) du type de formation à retenir pour fins d'analyse, 3) des résultats obtenus et 4) des techniques d'estimation utilisées. À notre avis, ce qui manque actuellement dans les travaux empiriques, c'est un moyen de faire le lien entre les investissements antérieurs en formation et la productivité actuelle des entreprises. Nous devons faire ce lien si nous voulons mieux comprendre les retombées des investissements en formation pour les entreprises canadiennes.

Dans le cadre de cet article, nos contributions sont de trois ordres. Au niveau théorique, nous contribuons à la réflexion en proposant une explication plus large et englobante des concepts liés à la théorie du capital humain, des ressources internes et des investissements. Du point de vue méthodologique, nous procéderons à des estimations des effets retardés, à partir d'un modèle récursif, de la formation sur la

productivité des entreprises canadiennes de toutes tailles pour la période de 1999 à 2005. Notre échantillon permet d'estimer également les retours privés de la formation pour les employeurs en tenant compte de l'interaction possible avec une mesure des investissements en capital physique. Empiriquement, nous utilisons une fonction de production de type Cobb-Douglas à valeur ajoutée modifiée pour tenir compte à la fois des investissements en formation et des investissements en capital physique au sein des entreprises.

Nos résultats montrent que la structure des retards des investissements en formation suit une forme de U inversé proposant des périodes d'ajustements qui peuvent être plus longues que prévues initialement au moment de faire une dépense en formation. Ces résultats suggèrent donc que les investissements des firmes en matière de formation doivent être modélisés comme un processus dynamique. En d'autres mots, il faut du temps entre le moment où l'investissement est fait et les retours obtenus en matière de productivité pour les entreprises.

Concernant l'hypothèse de la complémentarité des investissements, nos résultats ne permettent pas de montrer la supériorité du terme d'interaction dans l'estimation des effets de la formation sur la productivité. Cependant, nos résultats font mieux que la littérature empirique antérieure, traitant de la complémentarité des pratiques, puisque l'effet d'interaction a été testé dans un modèle récursif avec des données longitudinales. Nos résultats ouvrent la porte également à l'exploration de l'effet d'interaction entre d'autres pratiques de travail et la formation, dans un contexte longitudinal récursif, sur la productivité des entreprises.

Suite à cet article, nous pouvons nous demander pourquoi les entreprises ne forment pas davantage si les retours sur les investissements en formation sont substantiels ? Une explication possible qui permet de comprendre cette réticence est la crainte de voir les employés quitter vers de meilleures opportunités à l'extérieur de l'entreprise. Dans le cadre du deuxième article nous tenterons d'apporter un éclairage

supplémentaire sur la question de l'impact des investissements en formation structurée par employé sur deux facettes du taux de roulement au sein des firmes canadiennes.

Article 2

L'impact des investissements en formation sur deux facettes du taux de roulement au sein des entreprises canadiennes

Dans le cadre du deuxième article, nous nous intéressons à un autre indicateur de la performance organisationnelle des firmes, à savoir le taux de roulement de la main-d'œuvre. Ainsi, il se peut que la question des retours des investissements en formation dépasse les retours liés à une hausse de productivité et s'inscrive également à d'autres niveaux. À ce titre, certains employeurs ne seraient pas intéressés, ou plutôt se questionneraient sur les retombées des investissements en formation sachant que leurs employés sont susceptibles de quitter.

Le concept de roulement peut être étudié selon sa nature (volontaire ou non), ses répercussions pour l'entreprise ou encore selon une perspective de coûts et bénéfices. Nous pouvons dégager des études antérieures que le roulement est davantage étudié en fonction des deux premières intentions.

Par ailleurs, un nombre limité d'études s'intéressent à comprendre pourquoi le roulement au sein des firmes peut être trop élevé ou trop faible, ainsi qu'à définir une notion d'optimalité du roulement. À notre avis, la disponibilité de données administratives ainsi que les difficultés liées à la mesure d'un taux optimal de roulement pourraient justifier encore aujourd'hui ce peu d'intérêt. Toutefois, nous avons recensé quelques recherches qui s'intéressent à cette dimension du roulement en la mettant en lien avec la productivité au sein des entreprises (Abelson et Baysinger, 1984; Bluedorn, 1982; Harris et al., 2002; Siebert et Zubanov, 2009). Selon nous, cette autre facette du roulement doit être considérée pour obtenir un meilleur portrait de ce phénomène au sein des firmes canadiennes.

Notre cadre théorique se structure autour de trois concepts permettant d'expliquer la relation possible entre les investissements en formation et le roulement au

sein des firmes, soit : 1) le concept d'acquisition du capital humain particulièrement en termes d'investissements et d'outil stratégique; 2) la perspective du partage des coûts et des bénéfices ainsi que 3) la structure du marché du travail permettant d'expliquer le concept même de roulement de la main-d'œuvre.

Par ailleurs, la théorie du capital humain et celle des ressources internes, sur lesquelles se base notre cadre théorique, discutent minimalement de la synergie possible entre la formation et d'autres outils organisationnels dans l'explication du roulement volontaire et l'atteinte d'un optimum possible.

D'autre part, la notion d'optimum semble assez générale. Ce que l'on peut retenir par contre, c'est que le taux de roulement optimal ne sera pas nécessairement égal à zéro et varie d'une entreprise à l'autre. Un niveau de roulement optimal ne signifie pas nécessairement un faible niveau de roulement, puisqu'un roulement faible peut provoquer une stagnation au sein de l'entreprise, par le fait que des employés peu productifs demeurent au sein de l'organisation (Dalton et Todor, 1979; Dess et Shaw, 2001; Siebert et Zubanov, 2009). De notre côté, nous tenterons de déterminer quels sont les outils organisationnels permettant de se rapprocher ou de s'éloigner d'un taux de roulement optimal à atteindre. Bien que cette proposition soit robuste théoriquement, il semble encore aujourd'hui difficile de trouver des évidences empiriques pour supporter cette relation. Parmi les outils organisationnels retenus, nous estimerons notamment l'effet de la présence syndicale, du climat de travail, des pratiques de rémunération sur le taux de roulement volontaire et optimal.

Empiriquement, les facteurs organisationnels en lien avec le roulement de la main-d'œuvre ont reçu jusqu'à aujourd'hui peu d'attention de la part de la littérature en relations industrielles. Nous contribuerons à développer davantage ce point de vue, en analysant notamment l'effet des efforts de formation au niveau des entreprises. Toutefois, il convient de noter que les études empiriques antérieures ont permis de mettre en évidence quatre idées permettant de structurer notre analyse des comportements des firmes en matière de roulement de la main-d'œuvre. D'abord, pour estimer le plus adéquatement possible les efforts de formation au sein des entreprises canadiennes, il faut réfléchir préalablement aux problèmes techniques liés aux

caractéristiques propres aux firmes et à l'endogénéité de la formation avec le roulement, et ce afin d'assurer une qualité dans les estimations. Ensuite, la disponibilité des données longitudinales au niveau des firmes permet d'approfondir les effets individuels et combinés des caractéristiques organisationnelles qui sont susceptibles d'influencer le roulement au sein des entreprises. Comme nous l'avons mentionné antérieurement, ces deux premières idées sont aussi communes à la problématique concernant l'effet différé de la formation sur la productivité. Nous contribuerons aussi à l'analyse du roulement de la main-d'œuvre par l'utilisation de données de panel sur les dépenses en formation. Une autre contribution de la présente recherche est l'intérêt porté à deux facettes du roulement de la main-d'œuvre, soit : une mesure du roulement volontaire des employés et une mesure du roulement optimal en lien avec les investissements en formation.

Enfin, nos résultats montrent notamment que la formation accroît le taux de roulement volontaire de la main-d'œuvre et augmente l'écart entre le taux de roulement volontaire moyen et une mesure de l'optimum. Ces résultats remettent de l'avant la question des retours sur les investissements en formation pour les employeurs. Dans le cadre du troisième article, nous tenterons d'apporter un éclairage supplémentaire sur les déterminants de ces investissements en formation au sein des organisations.

Article 3 **Les nouveaux déterminants des dépenses en formation au sein des entreprises canadiennes**

Suite à l'étude de l'effet des investissements en formation sur la productivité et le taux de roulement de la main-d'œuvre, l'objectif de cet article est maintenant d'examiner les facteurs déterminant les dépenses en formation réalisées par les entreprises, à l'aide des données des employeurs issues de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE), pour la période de 1999 à 2005. La période à l'étude permet une analyse plus complète que par le passé des déterminants de la formation, puisqu'elle permet de considérer l'effet possible du temps dans le cadre de nos estimations.

Un autre point d'intérêt pour la question des déterminants de la formation réside dans l'éventualité d'identifier les facteurs considérés comme les plus explicatifs dans un seul modèle cohérent.

Nos estimations seront réalisées à l'aide des dépenses en formation⁵ comme indicateur de l'intensité de la formation au sein des entreprises. Par hypothèse, on peut supposer que les firmes qui dépensent le plus en formation sont aussi celles qui offrent le plus de formation ou au sein desquelles la proportion d'employés formés est la plus élevée.

La théorie du capital humain est pertinente pour comprendre les comportements d'investissements des firmes en matière de formation. Notre cadre théorique sera constitué de cinq idées permettant de guider nos choix dans les déterminants à retenir pour expliquer les investissements en formation au sein des firmes, à savoir : 1) la décision d'investissement en formation; 2) le nature de la formation; 3) le partage des coûts entre les acteurs; 4) la structure du marché de la formation et 5) la présence d'externalités.

Par ailleurs, il est possible de retenir deux hypothèses structurant l'apport de la théorie de la croissance endogène à l'explication des investissements en formation au sein des entreprises. Premièrement, la spécialisation des facteurs de production (tels que le capital physique et le capital humain) est supposée accroître la productivité des entreprises. Deuxièmement, une hausse de la qualité des facteurs de production utilisés, dans le cas qui nous concerne principalement le capital humain, est supposée améliorer aussi la productivité.

La synthèse de la revue de littérature a permis de mettre en évidence six points d'intérêt pour structurer notre recherche. Premièrement, pour expliquer correctement l'intensité des investissements en formation au sein des entreprises, il est préférable à

⁵ Les dépenses en formation sont obtenues à partir de la question 15 (a) dans le questionnaire des employeurs de 2005 soit : « Donnez une estimation du total des dépenses accordées à la formation dans cet emplacement entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005 ».

notre avis de diviser dès le début les études empiriques selon les données utilisées (individus, employeurs, données appariées) et l'horizon de recherche retenu (devis transversal ou longitudinal). Cette division des travaux en deux axes a également permis de montrer que seules quatre études sur vingt-quatre ont tenté d'expliquer l'intensité de la formation en matière de dépenses ou de coûts. Deuxièmement, comme nous l'avons mentionné antérieurement et afin de nous inscrire dans le courant de recherche actuel sur les déterminants des investissements en formation, il est essentiel d'utiliser le caractère longitudinal de données, afin de contrôler notamment pour le biais associé aux caractéristiques non observées au sein des firmes. Troisièmement, les raisons économiques qui sont associées à l'accumulation du capital humain au sein des entreprises montrent des relations positives pour la taille, la présence syndicale et certaines pratiques de gestion. Quatrièmement, il y a un manque de travaux empiriques quant à la logique de partage des coûts en matière de formation, pour conclure à une relation claire notamment entre la proportion de nouvelles embauches et les investissements en formation d'une part, et d'autre part, entre la proportion de départs volontaires définitifs et les investissements en formation. Cinquièmement, les études qui ont discuté de l'apport de la structure du marché, notamment quant au choix du secteur d'activité, montrent que les entreprises issues d'un secteur intensif en capital humain qualifié devraient investir davantage en formation que les entreprises issues d'un autre secteur. Pour ce qui est de l'impact possible de la concurrence, les résultats demeurent discutables. Sixièmement, l'utilisation de la technologie comme facteur de croissance économique des entreprises semble stimuler les investissements en formation.

Nos estimations des déterminants des dépenses en formation montrent que lorsqu'on tient compte de la taille, les dépenses en formation sont significatives. De plus, une entreprise qui investit davantage en capital physique par employé, au sein de laquelle une proportion élevée de travailleurs utilisent un ordinateur dans leur travail quotidien, où la proportion de nouvelles embauches est élevée, et pour laquelle l'employeur introduit un système cohérent de pratiques (liées à la rémunération, à la GRH, à l'innovation) et utilise un programme du gouvernement provincial pour financer la formation structurée offerte à ses employés, dépense davantage en formation qu'une entreprise qui ne possède pas ces caractéristiques, toutes choses égales par ailleurs. Nos

résultats permettent de dégager également que la productivité antérieure peut être considérée comme un facteur explicatif d'un cercle vertueux de croissance de la firme.

Globalement, notre thèse est structurée en quatre parties. Les trois premières sections présentent à tour de rôle les articles réalisés. La quatrième partie, quant à elle, présente une conclusion globale afin de faire les liens entre nos trois articles. Dans cette dernière section nous discutons de l'ensemble des résultats obtenus et nous faisons également un retour sur les principaux concepts théoriques retenus. Nous proposons aussi dans cette conclusion les défis liés à l'utilisation de données longitudinales ainsi qu'à leur apport. Enfin, nous y exposons les limites de nos travaux ainsi que les pistes de recherches futures.

Article 1

Les effets différés de la formation sur la productivité des entreprises au Canada : une étude longitudinale*

Résumé

Dans cet article nous examinons l'effet des investissements en formation sur la productivité des entreprises canadiennes. La littérature scientifique traitant de l'impact de la formation sur la performance des organisations continue de s'accroître dû aux nouvelles techniques d'estimations, à la disponibilité des données, et à l'intérêt grandissant pour le développement du capital humain. Les explications fournies dans les différentes études consultées ne montrent pas une vision claire des retours sur les investissements en formation. Par ailleurs, peu d'études recensées traitent de la présence des effets différés au-delà de deux ans de ce type d'investissements sur la productivité et encore moins de l'effet possible d'interaction entre les investissements en capital et ceux réalisés en formation. Or, ces deux dimensions font clairement partie de l'analyse théorique et requièrent qu'on s'y intéresse sur le plan empirique. À partir des données des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) de 1999 à 2005, nous avons estimé un modèle à effets retardés pour les investissements en formation et en capital physique. Nous avons trouvé que les investissements en formation réalisés avec trois années de retard engendrent des effets positifs et significatifs sur la productivité. La complémentarité des investissements est également significative et positive. Nos résultats montrent aussi l'importance de considérer la présence d'un service des ressources humaines comme un facteur influençant positivement la productivité des firmes.

Mots clés : Formation, Effets retardés, Entreprises, Étude longitudinale, Productivité

* Bien que la recherche et les analyses soient fondées sur des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent que celles de l'auteur.

Introduction

Les milieux de travail canadiens présentent des visages diversifiés et en pleine mutation. On a l'impression que le changement s'accélère ces dernières années, que le monde s'engage sur de nouvelles voies. En raison de facteurs tels que les nouvelles technologies, la mondialisation, l'économie du savoir ou encore l'évolution démographique, la transformation des entreprises canadiennes, afin de demeurer compétitives et former des leaders dans leurs économies, passe par une main-d'œuvre qualifiée, adaptable et de qualité. D'où l'importance et l'intérêt d'un engagement à long terme vis-à-vis la formation⁶. Si l'on observe l'offre de formation structurée des entreprises canadiennes pour la période de 1999 à 2005 au sein de notre échantillon (voir graphique 1, annexe III), on peut noter qu'en moyenne 32,5 % des **entreprises** offrent ce type de formation. Dans le cadre de l'*Enquête sur le milieu de travail et des employés*, Statistique Canada définit la formation structurée comme toutes activités de formation qui a un format prédéterminé, qui comporte des objectifs prédéfinis, dont le contenu est particulier (ou spécifique) et dont les progrès réalisés par l'employé peuvent être soumis à une évaluation et contrôlés (Statistique Canada, 2007). Plus particulièrement, parmi les entreprises canadiennes qui offraient ce type de formation, il y avait en moyenne, en 2005, 57,7 % des **employés** qui recevaient de la formation structurée. Les entreprises canadiennes dépensaient en moyenne en 2005, 361,19 \$ pour la formation structurée par employé. Malgré ces chiffres, plusieurs entreprises semblent se questionner sur la nécessité et l'intérêt de participer à la formation continue (Goldenberg, 2006). Alors, pourquoi la formation au sein des entreprises demeure-t-elle un sujet d'actualité ? Nous démontrons l'intérêt de cette question dans les lignes suivantes.

⁶ « Le plan économique à long terme du Canada vise à hausser la productivité en encourageant l'éducation et le développement des compétences, l'investissement dans des immobilisations et des technologies nouvelles ainsi que l'innovation. Un facteur important à prendre en considération dans la conception de politiques de stimulation efficaces est qu'il faut concilier ces objectifs à long terme et nos besoins à court terme. Par exemple, les investissements dans l'infrastructure et la formation feront augmenter l'activité économique au Canada l'an prochain et contribueront à la progression à long terme de la productivité et du niveau de vie ». Ministère de Finances, Stimulation budgétaire, Consultations sur le budget de 2009, Canada. Informations disponibles : http://www.fin.gc.ca/n08/data/08-103_1-fra.asp

D'abord, la formation peut comporter des effets externes, dans le sens où elle apporte des bénéfices à d'autres entreprises. On peut dire aussi qu'elle sert des objectifs économiques et sociaux plus larges tels que la richesse collective et l'amélioration de la santé (Almeida et Carneiro, 2006). Cependant, nombreux sont ceux qui ne sont pas pleinement conscients de ces bénéfices (Goldenberg, 2006). Ensuite, pour les entreprises, les recherches antérieures montrent que les firmes sont peu enclines à mesurer spécifiquement le rendement de la formation (Bailey, 2007) et en viennent à conclure à la quasi-impossibilité d'établir une relation directe entre la formation et les résultats. À cause des coûts liés à la mesure et à l'analyse, les estimations des rendements que les employeurs canadiens retirent de leurs investissements en formation semblent limitées et peuvent constituer un élément essentiel pour expliquer pourquoi les employeurs sont parfois « frileux » à investir en formation continue.

Même si l'on reconnaît que le capital humain, les connaissances et le savoir sont des éléments clés de compétitivité entre les firmes⁷, il convient de reconnaître également que le capital humain est en concurrence avec toutes les autres formes d'investissements dans l'organisation. Finalement, les retours tangibles et rapides peuvent aussi représenter un problème important dans la décision d'investissement pour les employeurs, en comparaison avec des priorités immédiates tels que l'investissement dans les nouvelles technologies, notamment pour assurer leur survie ou leur compétitivité sur le marché. De là l'importance pour l'organisation de comprendre les rendements des investissements en formation.

Nous pouvons retenir également qu'il paraît complexe de procéder à une mesure adéquate des impacts de la formation étant donné que ses effets « se diffusent dans le temps et s'entremêlent à un ensemble de variables qui ont également une incidence sur les résultats que l'on cherche à mesurer » (Archambault, 1997 : 313). Par ailleurs, en plus de faire référence à la notion de temporalité, cette citation réfère également à la notion d'endogénéité.

⁷ Selon une enquête de la Fédération canadienne de l'entreprise indépendante en 2003 dans les PME, la formation représentait une composante importante notamment pour être plus productif et concurrentiel (dans 65 % des cas), améliorer les habiletés des travailleurs sous-qualifiés (dans 60 % des cas) et intégrer les nouveaux arrivants (dans 52 % des cas).

Ainsi, au niveau théorique, lorsque l'on parle d'endogénéité⁸, on réfère aux variables explicatives qui sont corrélées avec le terme d'erreur ou en d'autres termes, lorsque les valeurs d'une variable indépendante sont expliquées en partie par la variable dépendante. Ainsi, la formation peut être considérée comme endogène tout comme les investissements en capital ou le travail, puisqu'elle permet d'expliquer les changements dans la productivité tout en étant expliquée à son tour par la performance organisationnelle.

Toutefois, il convient de noter qu'il y a un vaste débat au niveau empirique sur le caractère endogène de la formation. La recension des écrits nous a permis de constater que le caractère possiblement endogène de la formation, peut être un moyen ou un prétexte utilisé par certains, notamment dans les études longitudinales, pour conclure rapidement que les différences observées entre les résultats proviennent du fait que la formation soit endogène à la productivité. Toutefois, peu d'études testent réellement le caractère possiblement endogène de la formation ou encore, peu de recherches font état de ce type de résultats. Ce qui nous fait penser, que cette caractéristique est attribuée à la formation d'une façon quasi-automatique ou encore, est reconnue sans remise en cause, d'où l'importance dans cette recherche de vérifier le caractère prédéterminé ou endogène de la formation.

Par ailleurs, plusieurs courants théoriques proposent l'existence d'un effet de certaines pratiques de GRH, telle que la formation, sur l'accroissement et l'amélioration de la performance organisationnelle (Becker et Gerhart, 1996; Pfeffer, 1994; Wright et McMahan, 1992). Nous pensons aussi que l'une des difficultés liées à l'étude de la formation en entreprise résulte de son concept associé : le capital humain dû à sa nature insaisissable par la firme, à moins qu'il soit spécifique à ses activités. Parallèlement à cette idée, des questions demeurent dans la littérature, à l'heure actuelle, quant au caractère « universel » ou « contextuel » des pratiques de gestion des ressources

⁸ Pour nous, la notion d'endogénéité et celle de simultanéité sont des synonymes.

humaines, telle que la formation et le développement de la main-d'œuvre (Boxall et Steeneveld, 1999; Razouk et Bayad, 2007). Au cœur de ces nombreux modèles théoriques se dessinent deux principales approches établissant des liens entre la formation et la performance organisationnelle. D'une part, il y a l'approche économique qui permet d'assimiler la firme à une fonction de production, avec une contrainte financière dans l'emploi de ses ressources et de ses comportements d'investissements. Appliquée au domaine de la gestion des ressources humaines, cette perspective permet de faire ressortir le caractère « universel » des pratiques puisque à chaque fois qu'elles sont mises en place, et ce indépendamment du contexte d'affaires, elles devraient exercer un effet positif sur la performance organisationnelle. Par contre, plusieurs observateurs ont noté que les effets de la formation sur la performance des firmes, notamment sur l'indicateur de productivité, n'est pas universelle mais contingente à un ensemble de caractéristiques ou à l'environnement de la firme (Ichniowski et al., 1997). Cependant, l'hypothèse de complémentarité est loin d'être vérifiée empiriquement et incontestablement, et semble limitée principalement à des études en coupe transversale. Pour compléter cette première réflexion théorique, il y a aussi l'approche stratégique qui permet de considérer le capital humain comme un avantage concurrentiel majeur pour l'entreprise. Le capital humain devient à ce moment une ressource stratégique pour l'organisation permettant ainsi de tenir compte d'une partie des résultats de l'approche basée sur les ressources internes (Barney, 1991).

Au niveau empirique, parmi l'ensemble des travaux consultés, il ne semble pas exister de consensus quant aux retours sur les investissements (Ballot, 2006). En effet, bien qu'un nombre croissant de travaux ont tenté de mesurer l'impact de la formation sur certains indicateurs de performance de l'organisation à partir de données représentatives au niveau de l'entreprise (ex. Ballot et al., 2006; Barrett et O'Connell, 2001; Colombo et Stanca, 2008; Zwick, 2006)⁹, les résultats ne sont pas toujours concluants. De cette littérature, de plus en plus traitent du caractère longitudinal des données, mais peu investiguent du côté des effets à long terme de la formation. Parmi les travaux consultés traitant des délais possibles entre les investissements en formation et

⁹ Pour une revue de littérature exhaustive, consultez Zwick (2006).

leurs retours sur la productivité, certains montrent que la formation a des effets retardés positifs croissants (D'Arcimoles, 1997; Garcia, 2005; Zwick, 2006), tandis que d'autres montrent que l'impact de la formation est décroissant avec le temps (Dostie et Pelletier, 2007).

L'ensemble des études recensées fait voir une diversité dans les méthodes, les modèles et les sources de données utilisées. Cette variété dans les stratégies empiriques adoptées ne permet pas d'obtenir l'unanimité au niveau 1) de la mesure elle-même de la variable « formation », 2) du type de formation à retenir pour fins d'analyse, 3) des résultats obtenus et 4) des techniques d'estimation utilisées. Ce qui manque aussi, c'est un moyen de faire le lien entre les investissements passés en formation et la productivité actuelle des entreprises. Nous devons faire ce lien si nous voulons mieux comprendre les retombées des investissements en formation pour les entreprises canadiennes.

Enfin, nous aimerions souligner que cet article contribue au développement du champ des relations industrielles pour trois raisons. Du point de vue méthodologique, nous procéderons à des estimations des effets retardés, à partir d'un modèle récursif, de la formation sur la productivité des entreprises canadiennes de toutes tailles pour la période de 1999 à 2005. De plus, les données au niveau de la firme sur la formation et la production, nous permettent d'estimer les retours privés de la formation pour les employeurs en tenant compte de la complémentarité possible des investissements en capital physique.

Au niveau empirique, nous montrons d'abord que l'effet retardé de la formation ne suit pas une tendance décroissante, comme on pourrait s'attendre avec les investissements en capital physique, mais bien une courbe en forme de U inversé, suggérant des périodes d'ajustements qui pourraient être plus longues que prévues initialement au moment de faire une dépense en formation.

Au niveau théorique, nous contribuons à la réflexion en donnant une explication élargie et englobante des concepts liés à la théorie du capital humain, des ressources internes et des investissements.

Cet article est organisé comme suit. La première partie présentera les approches théoriques. La littérature empirique traitant de l'impact de la formation sur la productivité est développée dans la deuxième section. La troisième partie précise l'apport théorique et empirique de notre recherche. La quatrième section présente les modèles économétriques et la méthodologie retenue. La cinquième partie présente les données retenues pour nos estimations. Finalement, nous commentons les résultats de ces estimations et nous exposerons nos conclusions.

1. Les approches théoriques de la formation en entreprise

Dans un contexte où les investissements (physiques et humains) doivent constamment être justifiés, il est légitime de s'interroger sur leurs conséquences sur la performance des entreprises canadiennes. Plusieurs courants théoriques proposent l'existence d'un effet de certaines pratiques de gestion des ressources humaines telles que la formation, l'organisation du temps de travail, la dotation et les pratiques d'évaluation sur l'accroissement et l'amélioration de la performance organisationnelle (Becker et Gerhart, 1996; Pfeffer, 1994; Wright et McMahan, 1992).

Comme nous l'avons vu dans la partie introductive, des questions demeurent dans la littérature, à l'heure actuelle, quant au caractère « universel » ou « contextuel » des pratiques de gestion des ressources humaines, telle que la formation et le développement de la main-d'œuvre (Boxall et Steeneveld, 1999; Razouk et Bayad, 2007). Au cœur de ces nombreux modèles théoriques se dessinent deux principales approches établissant des liens formels entre la formation et la performance organisationnelle. D'une part, il y a l'approche économique qui permet d'assimiler la firme à une fonction de production, avec une contrainte financière dans l'emploi de ses ressources et de ses comportements d'investissements. Appliquer au domaine de la gestion des ressources humaines cette perspective permet de faire ressortir le caractère « universel » des pratiques puisque à chaque fois qu'elles sont mises en place, et ce

indépendamment du contexte d'affaires, elles devraient exercer un effet positif sur la performance organisationnelle. Cette approche est défendue notamment par Pfeffer (1994), Delery et Doty (1996) ainsi que Chrétien et al. (2005). L'approche économique s'appuie notamment sur les arguments provenant de la théorie du capital humain développés par Schultz (1961) et Becker (1964) et qui demeure encore aujourd'hui un cadre théorique de référence. Selon cette théorie, les habiletés, les compétences et les connaissances des employés devraient être considérées comme des actifs au même titre que le capital physique. Si l'on considère le capital humain, via la formation, comme un des déterminants de la performance des entreprises, alors il est nécessaire de mesurer sa valeur au cours du temps et d'en déduire s'il s'est bonifié ou déprécié. Pour compléter cette première réflexion théorique, il y a aussi l'approche stratégique qui permet de considérer le capital humain comme un avantage concurrentiel majeur pour l'entreprise. Le capital humain devient à ce moment une ressource stratégique pour l'organisation permettant ainsi de tenir compte d'une partie des résultats de l'approche basée sur les ressources internes (Barney, 1991). Avec la théorie des ressources, on s'intéresse à ce qu'il y a dans la « boîte noire » de l'entreprise, à savoir : comment les ressources s'agencent pour contribuer à la croissance de la firme ? Dans l'approfondissement de ces deux courants théoriques, nous explorerons également les concepts d'investissements et de rendement.

1.1 La théorie du capital humain

Les effets de la formation en entreprise ont été analysés d'une manière extensive dans la littérature sur le capital humain possiblement à cause de son modèle qui prédit une relation directe entre la productivité et la formation (Barron, Black et Loewenstein, 1989). Il semble aussi que le débat au sein de la littérature économique du travail concerne principalement le fait que les entreprises peuvent profiter ou non des retours sur leurs investissements en formation. En effet, de ce point de vue, les investissements en capital humain, via l'offre de formation, diffèrent des investissements en capital physique puisque les employés ont l'option de quitter la firme, les engageant dans un processus de partage des coûts. Dans leur théorie du capital humain, Schultz (1961) et

Becker (1964) présentent l'éducation et la formation comme un investissement où les gains actualisés seront égaux aux coûts d'acquisition avec un certain taux de rendement. Par extension de pensées, la formation continue est une activité résultant des choix individuels qui sont exprimés par une forte rationalité de l'acteur, tant pour l'individu que pour la firme (Charest, 2006).

Le concept de capital humain peut se définir comme l'ensemble des compétences, des aptitudes, des connaissances, des capacités ainsi que les autres attributs réunis chez un même individu qui facilitent la création du bien-être personnel, social et économique (Schreyer et Pilat, 2001). Le capital humain semble se présenter comme un facteur endogène résultant de choix rationnels d'investissements de la part des individus et des firmes, dans l'éducation, le savoir-faire, et même la santé. L'un des intérêts de l'utilisation de la notion de « capital » est précisément de porter attention à la notion d'investissement et à la variation de sa valeur au cours du temps. Ainsi, on pourrait s'attendre que les investissements en formation au sein des organisations connaissent des similitudes avec les investissements en capital physique : c'est-à-dire qu'un investissement engendre d'abord des coûts, permet ensuite d'accroître un stock de capital qui sera soumis par la suite à la dépréciation.

Notons aussi que la firme sera d'autant plus intéressée à investir dans ce type de capital si celui-ci revêt une valeur importante et qu'il est source de profitabilité. Plus largement, les bénéfices de la formation peuvent être partagés entre leurs employeurs et les employés en tenant compte des imperfections du marché du travail, de l'asymétrie d'information¹⁰ ou encore du caractère spécifique ou général de la formation (ex.

¹⁰ L'asymétrie d'information peut prendre forme notamment entre une firme (le principal) et ses travailleurs (les agents), donnant lieu au problème de risque moral (Stevens, 1994). Comme Labrie et Montmarquette (2005) l'ont suggéré, le problème du risque moral découle d'une information imparfaite, où seul le travailleur peut être en mesure de connaître le niveau d'effort à fournir pour acquérir les nouvelles compétences et habiletés exigées par son employeur. L'asymétrie d'information peut être aussi à l'avantage de l'employeur, dans la mesure où il est le seul à connaître le contenu, le type ainsi que la qualité de la formation offerte à l'employé. Dans ce sens, Hashimoto (1981) propose un modèle de partage des coûts avec une hypothèse d'information imparfaite. Il montre que le salarié et l'employeur sont incités à partager les coûts et les bénéfices de la formation, puisque ces deux agents peuvent avoir des incitations à cesser la relation d'emploi après que l'investissement ait lieu. La minimisation des pertes totales d'un bris de contrat leur permet donc d'améliorer leur bien-être respectif, ainsi que leur bien-être commun.

Acemoglu et Pischke, 1999; Ballot et al., 2006; Dearden et al., 2006; Hashimoto, 1981). Nous pouvons alors distinguer deux types d'investissements, soit : les investissements qui augmentent le capital humain propre à l'individu par les activités de formation générale et ceux qui accroissent le capital humain attaché à la firme par les activités de formation spécifique. La formation, dite générale, a comme particularité l'augmentation de la productivité des travailleurs qui en sont bénéficiaires dans toutes les entreprises. En d'autres mots, ce type de formation est qualifié aussi de formation « transférable » (Charest, 1999 : 448) dans la mesure où l'apprentissage peut servir à plus d'un employeur. Comme l'individu est le premier bénéficiaire de cette formation, la théorie du capital humain suggère qu'il doit en assumer les coûts en acceptant un salaire inférieur pendant la période d'apprentissage. Pour une entreprise, il ne sera pas à son avantage de combler les frais afférents à la formation générale puisqu'elle n'est pas certaine d'en récupérer les bénéfices.

Parallèlement à la formation générale, on distingue la formation dite spécifique, où l'entreprise bénéficie en exclusivité de cette formation, puisque le caractère monnayable de ce type de formation dans les autres firmes est nettement inférieur à celui de la formation générale. Une certaine partie de l'expérience en milieu de travail, peut aussi être assimilée à l'acquisition du capital humain spécifique (Charest, 1999). Le savoir spécifique qui y est acquis rend l'organisation dépendante de ses travailleurs, puisque ce type de savoir procure à l'organisation un avantage face à ses concurrents et le départ prématuré des travailleurs signifie aussi une perte de compétences pour l'employeur (Guerrero, 2002).

Cette dernière explication permet d'avancer la solution du partage des coûts reliés à la formation spécifique. Le fait que l'on assiste à une solution de partage des coûts, à l'intérieur d'un contrat de travail, permet de proposer que la formation spécifique soit reconnue comme un investissement pour l'employeur, puisqu'il voit la productivité de sa main-d'œuvre accroître suite au succès de l'activité de formation. Ce

type de formation sera considéré aussi comme un investissement pour le travailleur¹¹, puisqu'il voit dans cette activité une hausse salariale potentielle. Pour certains¹², les bénéfices de ce type de formation autant pour les employeurs que pour les employés sont de même valeur. Pour d'autres (Bishop, 1994), il appert que la formation continue génère une hausse de productivité plus que proportionnelle à celle des salaires. Cette dernière observation permettrait de suggérer que la formation offerte par la firme serait davantage spécifique que générale. Mais la division entre la formation dite générale et la formation spécifique semble être trop rigide¹³. Les entreprises devraient plutôt voir les différents types de formation selon le degré de généralisation possible, c'est-à-dire si la formation offerte profitera uniquement à l'employeur actuel ou à d'autres concurrents ou d'autres industries. Aussi, Lazear (2009) propose que les connaissances apprises lors de formations en milieu de travail ne sont pas strictement spécifiques à la firme, mais que c'est plutôt les combinaisons de savoir et de savoir-faire utilisées au sein d'une organisation qui sont spécifiques à chaque firme. Ces dernières informations sont pertinentes puisqu'elles suggèrent que les entreprises peuvent bénéficier de différents types d'investissements en formation.

Comme nous l'avons mentionné, le modèle de base représente la firme comme une fonction de production à l'intérieure de laquelle on choisit les investissements les plus rentables. Pour être en mesure de compléter cette discussion théorique sur le capital humain, nous devons nous attarder à la notion de rendement, mais aussi au caractère complémentaire du capital humain avec les autres investissements de la firme. Le rendement représente la relation entre la variation des quantités produites (ou valeur de

¹¹ Parsons (1972) suggère que le capital humain spécifique ne représente pas uniquement l'acquisition de compétences spécifiques à la firme mais également, un avantage pour l'employé à demeurer dans l'organisation en fonction des coûts liés à la recherche d'un autre emploi. En d'autres mots, plus les coûts seront considérés élevés par l'individu, plus l'investissement en formation spécifique sera considéré comme un atout.

¹² Dans ce sens, Barron et al. (1989) ont estimé en comparant les effets de la formation en entreprise sur les salaires et la productivité, qu'environ la moitié des retours des investissements en formation vont aux travailleurs et que l'autre partie des retours sur les investissements en formation seraient appropriés par l'entreprise, donc que la formation offerte sur les lieux de travail serait approximativement à 50 % spécifique.

¹³ Becker (1964 : 40) a affirmé que les caractères général et spécifique de la formation peuvent être entremêlés dans les contenus dispensés au sein des firmes « Much on-the-job training is neither completely specific nor completely general but increases productivity more in the firms provided it and falls within the definition of specific training. The rest increases productivity by at least as much in other firms and falls within a definition of general training ».

la production) et la variation des facteurs (quantité de facteurs) mis à contribution pour la produire. La notion de rendement est aussi associée à celle d'investissement. Comme tout investissement, le rendement de la formation s'échelonne dans le temps et peut être appliqué à différents domaines. Ainsi, appliqué au domaine de la formation, pour qu'un investissement en capital humain soit rentable, il faut que la somme des revenus actualisés soit égale ou supérieure aux dépenses effectuées ou en d'autres mots, une dépense réalisée dans l'immédiat devra générer des revenus supérieurs étalés dans le futur (Cousineau, 2005). Cette notion permet une comparaison entre les projets ainsi qu'entre les organisations. La conséquence de cette hypothèse est que les firmes n'ajustent pas immédiatement (au temps t) leur stock de capital physique et humain au niveau désiré pour accroître leur production, d'où l'importance de la récursivité dans la compréhension des rendements de la formation au sein des organisations.

Pour comprendre l'impact de la formation sur la productivité d'une organisation on doit s'attendre à ce que l'influence du capital humain sur la production s'exerce par le biais de deux voies distinctes, soit : la quantité par laquelle on peut l'accroître ou, la qualité (via la productivité) selon laquelle, nous devons améliorer le « contenu » même du facteur humain par la voie de la formation. Nous pouvons supposer également que les investissements en capital physique précèdent ceux réalisés pour former la main-d'œuvre et que l'effet global de l'investissement en formation ne peut être obtenu qu'en tenant compte de la combinaison des deux types d'investissements. En résumé, cette hypothèse de complémentarité pourra être testée directement en incluant un terme d'interaction entre la formation et les investissements en capital physique dans les estimations.

Enfin, nous croyons que la théorie du capital humain permet de placer certaines notions clés liées à notre problématique, telles que le type de formation, la question du partage des coûts et des bénéfices de la formation, la présence d'indicateurs mesurables ainsi que la présence d'externalités liées à la formation générale.

Bien que plusieurs arguments militent en faveur du caractère universel des pratiques de GRH, qui voudrait que les pratiques adoptées aient un impact positif dans les entreprises dans lesquelles elles sont appliquées et ce, peu importe le contexte d'affaires (Pfeffer et Veiga, 1999). Le modèle de base semble toutefois proposer, pour les tenants d'un positionnement stratégique, une vision élémentaire ou minimaliste des relations d'emploi dans une économie avancée, et ce, notamment pour expliquer les décisions en matière de formation en entreprise. Nous proposons donc de compléter cette discussion avec l'approche stratégique, principalement avec la théorie des ressources internes.

1.2 La théorie des ressources internes

La conception des décisions d'investissements en formation se trouve enrichie dans le domaine des sciences de la gestion par la théorie des ressources internes. La précurseur de cette théorie E. T. Penrose (1959) dans l'ouvrage *Theory of the Growth of the Firm* conceptualise la firme comme un ensemble de ressources hétérogènes où les entreprises d'une même industrie, n'ont pas toutes les mêmes comportements, donc peuvent avoir des performances différentes, ce qui se traduit, comme nous l'avons déjà dit en termes techniques, par les effets fixes. Cette théorie connue aussi sous le nom de *Resources-Based View of the firm* ou encore de *Modèle des ressources et des compétences*, suppose que les ressources organisationnelles peuvent constituer, sous certaines conditions, un avantage compétitif durable pour la firme (Barney, 1991; Conner, 1991; Wernerfelt, 1984). En définissant la firme comme une grappe unique de ressources, cette perspective met aussi en évidence l'importance des facteurs internes et spécifiques à une entreprise pour engendrer un avantage concurrentiel. Ainsi, l'avantage concurrentiel ne réside plus nécessairement dans l'exploitation d'une position dominante sur un marché, mais dans la valorisation de ses ressources. La théorie des ressources internes peut donc être envisagée comme un prolongement du modèle économique de base et permet également de traduire en termes administratifs les initiatives liées au partage du risque par la répartition des coûts entre l'employeur et ses employés.

Ce que nous enseigne cette théorie c'est qu'il y a six conditions (Barney, 1991; Collis et Montgomery, 1995; Grant, 1991) pour que les ressources humaines constituent un avantage concurrentiel durable. D'abord, les ressources humaines doivent produire de la valeur pour la firme (en ce qui a trait à la variété des compétences amenées, de leur adaptation aux besoins de la firme, de leur contribution à la constitution du cœur de l'entreprise). Ensuite, elles doivent être rares (sur le marché du travail) et être difficiles à imiter (par les concurrents). Selon Lippmann & Rumelt (1982 : 419-421), les processus de production d'une firme sont imparfaitement imitables par ses concurrents lorsque les facteurs permettant d'obtenir une performance supérieure ne sont pas clairement identifiables. Afin de conserver toute sa valeur, une ressource doit être non substituable par d'autres types de ressources (Wright et McMahan, 1992). Il y a aussi le critère de l'obsolescence de la ressource, à savoir si une ressource peut maintenir son avantage concurrentiel dans le temps (Collis et Montgomery, 1995). Enfin, pour Prahalad et Hamel (1990), l'avantage concurrentiel d'une ressource réside dans le fait qu'elle fait partie des compétences clés au cœur de l'organisation.

Par ailleurs, l'approche est basée sur la spécificité et la complémentarité de ressources qui seront considérées comme des facteurs de compétitivité. Cette notion amène des implications importantes dans notre recherche par la prise en compte de l'interaction complexe du capital humain avec les autres facteurs: physiques, financiers, légaux ou encore informationnels (Grant, 1991). Ainsi, pour l'entreprise, la question des investissements en formation est également une question de coordination dans les investissements de l'ensemble de ses facteurs de production, pouvons-nous ajouter.

Par rapport aux autres types de facteurs (ressources) mobilisables par les firmes, le capital humain a trois attributs permettant de mieux satisfaire aux conditions présentées antérieurement. D'abord, la spécificité : plus que tout autre facteur, le capital humain peut s'avérer être une ressource contingente, c'est-à-dire que les attributs propres au capital humain peuvent n'être applicables qu'à une seule firme en particulier et ne pas s'appliquer aux autres. Ensuite, il y a la complexité du capital humain, dans le sens qu'il peut être difficile de distinguer ce qui relève de la performance d'un individu par rapport à la performance d'un groupe ou de l'organisation (Barney, 1991). Enfin, il y

a le caractère endogène du capital humain représenté par la difficulté à repérer et à isoler les facteurs qui contribuent réellement à la performance de l'organisation.

Comme la théorie du capital humain, qui propose des retours sur les investissements dans le temps, la théorie des ressources précise que la performance d'une entreprise dépend de l'évolution de ses investissements au cours du temps et non d'un point particulier dans le temps.

La théorie des ressources internes, comme celle du capital humain, évoque aussi l'avantage pour l'employeur de rentabiliser ses investissements en capital humain. Ainsi, il apparaît que plus les ressources humaines considérées sont rares, ont de la valeur, sont difficiles à imiter, et sont non substituables, plus les firmes vont avoir tendance à développer des stratégies de rétention, de développement de la main-d'oeuvre et de fidélisation de leurs ressources humaines. À l'inverse, moins elles posséderont ces caractéristiques, plus les firmes auront recours à l'externalisation. Cette hypothèse a été supportée empiriquement par de nombreux travaux (Cappelli et Crocker-Hefter, 1996; Lepak et Snell, 2002; Wright et Snell, 1998). Enfin, nous croyons que cette perspective stratégique peut grandement enrichir l'explication des retours sur les investissements en formation. En effet, elle permet de prendre en considération l'impact de différentes combinaisons de facteurs sur les variations de la productivité.

1.3 Implications pour la présente recherche

La théorie du capital humain (Becker, 1964; Schultz, 1961) et celle de ressources (Barney, 1991; Penrose, 1959) présentent l'idée, pour les employeurs, que la décision d'investir dans les ressources de la firme, via par exemple la formation, influencera sa croissance future. Aussi, notre exposé théorique permet de constater que, dans les deux cas, les décisions en matière de formation peuvent dépendre des niveaux de productivité antérieurs de l'entreprise. Toutefois, ces deux théories ne proposent pas de solutions clairement identifiées pour traiter empiriquement du problème potentiel du caractère endogène de la formation, laissant place à un éclairage supplémentaire dans cette zone d'ombre.

Ce même exposé théorique suggère aussi l'importance d'étudier la relation entre la formation et la productivité de manière séquentielle, en faisant référence au délai possible entre l'investissement en formation et ses retours au sein des entreprises. Autant la théorie du capital humain que celle des ressources internes évoquent cette possibilité, la première en référant à la notion de rentabilité d'un investissement et la seconde, par la prise en compte de l'évolution de l'entreprise et de l'obsolescence de ses ressources dans le temps.

En dernier lieu, la présentation théorique de l'approche du capital humain et celle des ressources internes discute minimalement de la synergie possible entre les facteurs de production ouvrant la voie à l'approfondissement empirique des liens possibles entre un ensemble de variables explicatives et une variable dépendante comparativement aux liens individuels que peuvent entretenir diverses variables indépendantes avec un objet à expliquer. On pourrait explorer, à titre d'exemple, l'effet combiné des investissements en matière de formation avec ceux réalisés en capital physique ou encore, l'effet joint de différents indicateurs d'intensité de formation avec d'autres pratiques de gestion des ressources humaines.

2. Les études empiriques antérieures

Une vaste littérature empirique s'est intéressée à l'impact de la formation sur la productivité. Considérant que près d'un demi-siècle s'est passé depuis la présentation des premiers travaux de Becker (1964) sur les investissements en capital humain, la recherche a évolué graduellement de questions entourant le rendement individuel de la formation avec l'étude de l'impact de la formation sur les salaires¹⁴, vers des travaux touchant les rendements de la formation au niveau des entreprises. L'horizon de recherche a également changé passant de recherches transversales à des études longitudinales. Ainsi, l'étude de l'impact de la formation sur la productivité

¹⁴ Une vaste littérature empirique s'est intéressée à mesurer l'impact de la formation sur une mesure indirecte de la productivité, soit les salaires. Pour une revue de littérature théorique et empirique éclairante à ce sujet voir notamment Bartel (1995), Budria et Peirera (2004), Duncan et Hoffman (1979), Lilliard et Tan (1992) Parent (1995) et Veum (1995).

organisationnelle est un champ de recherche en développement, et ce, grâce d'une part, à l'intérêt grandissant des chercheurs quant aux retours des investissements en formation pour les employeurs et d'autre part, à la disponibilité des données au niveau des entreprises.

Nous présenterons les études empiriques récentes qui s'intéressent à l'impact de la formation sur la productivité. Cet indicateur semble être le plus documenté actuellement, dans l'estimation des rendements de la formation au sein des entreprises¹⁵. D'une façon générale, nous pouvons définir la productivité comme le rapport entre la production et l'emploi.

Parmi l'ensemble des études empiriques retenues, dix-huit études sur vingt-neuf, utilisent une approche paramétrique en appliquant une spécification basée sur la fonction de production Cobb-Douglas¹⁶. Théoriquement, une fonction Cobb-Douglas peut être présentée comme un processus de production (X), qui peut être mesuré en valeur ajoutée ou en volume, qui combine le travail, le capital et les facteurs intermédiaires pour réaliser un ou plusieurs produits. L'intérêt de la fonction est de permettre le calcul des élasticités de la production (X) par rapport aux facteurs et de vérifier la loi des rendements décroissants (Fruit, 1962). Aussi, ce modèle a comme avantage d'analyser l'impact de la formation sur une mesure objective soit la productivité (X/E) de la firme (Zwick, 2006)¹⁷. Nous nous retrouvons donc avec deux notions soit : la production et la productivité. Pour lever toute ambiguïté, il faut comprendre que ces deux options sont possibles dans l'explication des rendements de la formation.

¹⁵ D'autres études ont également exploré l'impact de la formation sur des indicateurs de performance organisationnelle, autres que la productivité. Plus précisément, la formation a été liée positivement à l'amélioration de la qualité des produits (Holzer et al., 1993), à la profitabilité (Delame et Kramarz, 1997; Hansson, 2007; Huselid, 1995) et à une hausse des ventes (Ng et Siu, 2004).

¹⁶ La caractéristique principale de la fonction Cobb-Douglas réside dans le fait que l'élasticité de substitution entre le capital et le travail est égale à 1 et demeure constante le long de l'isoquant. Une variation du taux marginal de substitution entraîne une variation proportionnelle du rapport des quantités de facteurs. Si l'on réfère à la présente analyse, cette élasticité de substitution égale à 1 suppose que les facteurs sont autant des compléments que des substituts.

¹⁷ Pour une revue de littérature sur l'impact de la formation sur la productivité, voir Zwick (2006).

Ainsi, lorsque l'on utilise une fonction Cobb-Douglas avec la production (X) comme variable dépendante, on étudie l'impact de la formation sur la productivité puisque l'emploi (ou le facteur travail) est une variable indépendante avec des rendements constants, ce qui laisse place, selon nous, à une solution plus flexible dans l'explication du coefficient estimé que l'utilisation de la productivité comme variable dépendante. Nous pouvons expliquer la flexibilité d'une fonction de production par le fait qu'elle peut s'adapter aux variations de la demande, notamment pour tenir compte des changements dans le mode productif de l'entreprise, tel que l'introduction d'une innovation technologique. Ainsi, on dit que l'explication d'un coefficient estimé est plus flexible puisqu'il s'ajuste rapidement aux changements (variations) des autres facteurs de production. La variable dépendante est donc représentée par la production (X), mais le coefficient de la variable de formation est interprété comme une mesure de son incidence sur la productivité. C'est l'option que nous retiendrons dans le cadre de nos estimations.

La deuxième option suppose que l'on utilise comme variable dépendante la productivité (X/E), ce qui implique, que l'effet de la formation est directement mesuré sur la productivité. Bien que cette option soit retenue dans la majorité des études estimant une fonction Cobb-Douglas, elle suppose une contrainte supplémentaire, à savoir que le travail (ou l'emploi) a un effet directement proportionnel sur la production.

Dans le cadre de cette revue de littérature, la productivité a été mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée par employé dans treize travaux, alors que la production l'a été par le logarithme des ventes nettes dans le cadre de sept études. D'autres indicateurs de performance ont également été utilisés : des indicateurs financiers ont été retenus dans cinq études, deux études ont mesuré la qualité des produits tandis qu'une étude a retenu la satisfaction au travail comme variable dépendante. Des mesures perceptuelles de la performance ont été également retenues dans deux recherches empiriques.

Les deux principaux facteurs de production, le travail et le capital sont mesurés respectivement par l'effectif total et par le stock de capital physique dans la majorité des recherches consultées. Toutefois, deux études longitudinales, celle de Barrett et

O'Connell (2001) et de Kayahan (2006) retiennent une variable d'investissement soit la valeur totale des dépenses en équipement au sein des entreprises plutôt que le stock de capital. En ce qui concerne les investissements en capital humain représentés par la variable de formation, cette dernière est représentée notamment par des indicateurs quantitatifs d'intensité, soit la durée (nombre d'heures de formation), le taux d'accès à la formation, la proportion d'employés formés et les dépenses. Le type (ou le contenu) de formation, quant à lui, demeure l'indicateur qualitatif le plus utilisé dans les recherches empiriques recensées.

La revue de littérature sera divisée en deux principales sections. D'abord la présentation des études transversales sera suivie par celles des études longitudinales. Dans l'ensemble de ces sections, quatre idées ressortent et reprennent essentiellement l'historique du développement de la pensée théorique, soit : a) l'étude de l'impact de la formation sur la productivité, b) l'importance du type de formation, c) la présence de biais potentiels dans la mesure de la variable de formation et dans sa relation avec la variable dépendante, d) ainsi que la présence de l'interaction entre les facteurs. Le tableau 7 en annexe présente un résumé de notre recension d'écrits.

2.1 Les études transversales

Les recherches antérieures sont généralement basées sur des données transversales¹⁸. Nous présenterons brièvement quelques-unes de ces études. D'abord, l'étude réalisée par Bartel (1994), auprès d'un échantillon composé de 155 entreprises américaines du secteur manufacturier de 1983 et 1986 n'a trouvé aucun impact significatif de la formation sur la productivité au cours de l'année d'implantation du programme. Pour pallier à ce problème Bartel suggère de tenir compte de l'effet à long terme de la formation. À cet effet, elle a estimé un modèle dans lequel les changements dans la productivité du travail entre 1983 et 1986 ont été régressés sur les changements

¹⁸ Pour une revue de littérature sur les études utilisant un devis transversal, voir Bartel (2000).

dans les programmes de formation après 1983. Ces nouvelles spécifications ont permis de montrer que les entreprises qui étaient peu productives en 1983 et qui ont implanté des programmes de formation après 1983 ont vu leur écart de productivité se réduire, par rapport à des organisations comparables en 1986. Donc, il est possible que l'effet de la formation ne soit pas immédiat mais qu'il soit reporté quelques années plus tard.

Black et Lynch (1996) ont aussi estimé l'impact des investissements en capital humain sur la productivité de firmes américaines en incluant cette fois le secteur non manufacturier. Leurs résultats obtenus montrent, encore une fois, que le nombre d'employés formés n'a pas d'impact significatif sur la productivité. Par contre, tout comme l'étude réalisée par Ng et Siu (2004) auprès d'entreprises manufacturières chinoises, Black et Lynch montrent que le type de formation pourrait avoir une influence sur la productivité.

De leur côté, Barron, Berger et Black (1997), quant à eux, estiment qu'une augmentation de 10 % dans la proportion d'employés ayant reçu de la formation entraîne une hausse de 3,7 % de la productivité. Ils suggèrent aussi que le type de formation (formel ou informel) peut avoir un impact différent sur la productivité.

Dans la même voie, Turcotte et Rennison (2004) ont cherché à savoir si l'effet du contenu de la formation pouvait influencer la productivité des firmes canadiennes. Leurs résultats d'estimations, auprès d'un échantillon appariant les données des emplacements et des employés de l'EMTE pour l'année 1999, tendent à indiquer que le contenu des programmes de formation, particulièrement ceux à caractère technologique, a une plus grande influence sur la productivité que l'effet d'une variable d'intensité telle que la proportion d'employés formés. À cet égard, il est apparu que la formation concernant le matériel informatique ou portant sur des logiciels (donc une formation à caractère technologique) avait un impact positif et significatif sur les gains de productivité de l'entreprise. En d'autres mots, leurs résultats montrent qu'une hausse de 10 points de pourcentage dans la proportion d'employés ayant reçu une formation à caractère technologique est associée à une productivité de 4,5 % plus élevée.

Deux critiques peuvent toutefois être adressées à ces études. D'une part, il se peut que les entreprises qui ont offert de la formation à leurs employés auraient de toute façon connu la même évolution au niveau de leur performance, sans avoir eu recours à la formation pour augmenter la performance organisationnelle en l'occurrence, leur productivité. En d'autres termes, il se peut que la hausse de la productivité ait été attribuable aux caractéristiques idiosyncrasiques de la firme dont le modèle n'aurait pas tenu compte. Ce biais potentiel, appelé hétérogénéité inobservée, apparaît lorsque certaines variables d'intérêt censées influencer le rendement de la formation au sein des organisations, ne sont pas observées, tels que l'introduction de nouvelles technologies ou encore des changements organisationnels. Ainsi, en termes techniques, on parle d'effets fixes¹⁹. Dans le second cas, comme nous l'avons déjà mentionné dans la partie introductive, lorsque l'on parle d'endogénéité, on réfère aux valeurs d'une variable indépendante qui sont expliquées en partie par la variable dépendante.

Par ailleurs, plusieurs observateurs ont noté que les effets de la formation sur la productivité peuvent être conditionnels à un ensemble de caractéristiques ou à l'environnement de la firme (Ichniowski et al., 1997). Parmi les vingt-neuf études recensées, seize études traitent des effets possibles de la combinaison des pratiques de GRH sur la performance organisationnelle dont la moitié proposent un devis de recherche longitudinal. Bien que l'hypothèse de complémentarité est loin d'être vérifiée empiriquement encore aujourd'hui, il existe malgré tout de plus en plus de travaux qui considèrent la formation au sein des entreprises comme un des éléments constitutifs d'un système cohérent de pratiques (Whitfield, 2000).

À titre d'exemples, l'étude réalisée par Arthur (1994) auprès de 30 petites aciéries américaines a montré que plus la cohérence interne et externe étaient fortes, plus les entreprises amélioraient leur performance. Les notions de cohérence interne et de cohérence externe permettent de justifier le choix des ressources afin d'obtenir un

¹⁹ Cependant, dans les travaux utilisant un devis de recherche longitudinal, la méthode à effets fixes ne semble pas appropriée lorsque des sources d'endogénéité sont variables à travers le temps. L'approche à effets fixes ignore les moyennes de variations de la formation entre les firmes à travers le temps.

avantage concurrentiel (Delery et Doty, 1996). Selon les partisans de l'approche de la configuration, la cohérence interne (ou horizontale) s'appuie sur l'idée que ce sont les stratégies et les comportements internes à l'organisation qui sont la source d'un avantage concurrentiel (Schuler et Jackson, 1987). De l'autre côté, le principe de cohérence externe présente que l'organisation fait partie intégrante de son environnement et ne peut agir en vase clos. Ainsi, une entreprise doit aligner son système de GRH avec les facteurs organisationnels, humains et opérationnels, ce qui suppose une synergie entre un ensemble de facteurs (Arthur, 1994).

MacDuffie (1995) pour sa part, confirme aussi le sens de cette relation, puisque ses résultats d'estimations montrent clairement que les systèmes basés sur des pratiques complémentaires innovatrices permettent d'atteindre un niveau de performance supérieur, à un système plus traditionnel. Dans le même ordre d'idées, Ichniowski et al. (1997) ont montré, suite à une étude réalisée auprès de 36 lignes de productions américaines entre 1983 et 1992, que le système de pratiques innovatrices permet d'atteindre une meilleure qualité de produit : 3 % supérieure au système traditionnel, ainsi qu'une hausse de 5 % de la productivité comparativement aux autres systèmes de pratiques plus traditionnels. De plus, Turcotte et Rennison (2004), sur la base d'un échantillon représentant 5200 organisations canadiennes, notent que les pratiques de développement de compétences liées à l'utilisation de la technologie sont associées à une productivité accrue et des salaires plus élevés.

Outre cela, il vaut la peine de noter que la formation permet d'augmenter la productivité au-delà des objectifs fixés antérieurement dans la majorité (13 études sur 16) des études longitudinales récentes passées en revue²⁰. Nous présenterons, dans la prochaine partie, une sélection d'études longitudinales montrant l'apport possible de la formation sur la productivité des entreprises.

²⁰ Pour les études longitudinales antérieures à l'année 2000 qui ont montré un impact significatif et positif de la formation sur la productivité, on peut consulter Delame et Kramarz (1997) ainsi que l'étude de D'Arcimoles (1997).

2.2 Les études longitudinales

Afin de faciliter la compréhension des études de cette section, nous reprendrons la structure de présentation, en quatre points, utilisée antérieurement pour les études transversales, soit : a) l'étude de l'impact de la formation sur la productivité, b) l'importance du type de formation, c) la présence de biais potentiels dans la mesure de la variable de formation et dans sa relation avec la variable dépendante, d) ainsi que la présence de l'interaction entre les facteurs.

D'abord, au niveau canadien, Dostie et Pelletier (2007) estiment un modèle longitudinal simultané des déterminants de la formation et de son impact sur la productivité des organisations en liant les caractéristiques des employeurs et des employés de 1999 à 2002. Dans l'ensemble des résultats obtenus par ces chercheurs, l'impact de la formation structurée sur la productivité est supérieur à celui de la formation informelle. Kayahan (2006), quant à lui, obtient des résultats semblables, mais qualifie de faible l'impact de la formation structurée sur la productivité, puisqu'une augmentation de 5 % de la proportion d'employés formés est associée à un accroissement d'environ 0,3 % de la productivité. L'impact de la formation informelle sur la productivité serait quant à lui non significatif au seuil de 0,10.

Deux autres études longitudinales ont traité principalement à l'impact de la formation sur la productivité dans le secteur manufacturier. Ainsi, Barrett et O'Connell (2001) se sont intéressés à l'impact du type de formation sur la productivité des firmes en Irlande, pour la période de 1993 à 1995. Pour réaliser leur recherche, ils ont utilisé un échantillon de 215 organisations des secteurs manufacturier, de la construction et des services. En basant leurs estimations sur la méthodologie de Bartel (1994), ils ont confirmé que la formation générale a un impact positif et significatif sur la croissance de la productivité des firmes, tandis que la formation spécifique, définie comme la formation qui est directement liée aux opérations de la firme, ne semble procurer aucun rendement significatif au sein des organisations qui parrainent ce type de formation. La formation de type général varie aussi positivement avec le niveau d'investissements réalisés en capital. Le fait que la formation générale ait un impact significatif peut laisser

croire que ce type de formation capte les effets des variables omises (telles que la taille, les pratiques de gestion à haute performance, l'innovation ou encore les changements organisationnels) qui auraient un impact sur la croissance de la productivité.

Au Portugal, l'étude d'Almeida et Carneiro (2006) auprès d'un échantillon constitué de 1500 firmes de 100 employés et plus, du secteur manufacturier entre 1995 et 1999, a confirmé la relation entre la formation et la productivité. Les auteurs ont observé qu'une augmentation de 10 heures de formation par employé entraîne une augmentation de 0,6 % à 1,3 % de la productivité horaire. Pour les firmes qui offrent de la formation, les résultats montrent aussi, que le retour moyen sur les investissements est positif et très élevé, représentant 24 %, comparativement à un retour faible et négatif de 7% pour les entreprises qui n'offrent pas de formation au sein de leurs milieux de travail. Cette étude met donc en évidence que la formation au sein des entreprises est un bon investissement pour de nombreuses firmes et entraîne possiblement des retours plus élevés que les investissements en capital physique. Toujours selon les auteurs, des données sur les montants investis en formation demeurent essentielles pour obtenir des estimations précises sur les retours de ce type d'investissements. Enfin, ils suggèrent que la variation des retours de la formation entre les entreprises peut être attribuable notamment au manque de coordination entre les besoins des employeurs et ceux des employés ainsi qu'à l'incertitude liée aux retours sur les investissements en formation pour l'employeur.

Dans la même voie, une étude récente de Ballot et al. (2006) montre que les retours en matière de formation peuvent être partagés entre une firme et ses employés, mais qu'ils demeurent plus élevés pour l'organisation. Dearden et al. (2006), quant à eux, montrent que le choix des salaires, comme mesure de la productivité, peut engendrer une sous-estimation des retours de la formation pour les organisations, comparativement à l'utilisation de la valeur ajoutée par employé. Ils montrent, par l'estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas sur un panel de 94 industries britanniques entre 1983 et 1996, qu'une hausse de 10 points de pourcentage dans la proportion d'employés formés mène à une augmentation des salaires horaires de 3,0 % et à un accroissement de la valeur ajoutée par employé de 6,0 %. De plus, les industries

qui font usage de plus hauts niveaux de compétences, semblent plus susceptibles de former leurs travailleurs. Les résultats obtenus par Aubert et al. (2009) sur un panel de 1605 firmes françaises, montrent aussi que l'essentiel du retour des investissements en formation est conservé par la firme, puisque les gains salariaux des employés sont de l'ordre de 32 % à 54 %, selon la spécification utilisée. Aubert et al. (2009) montrent aussi qu'en offrant en moyenne 100 heures de formation par année à chacun des employés, une entreprise de l'échantillon peut accroître la productivité horaire de ses travailleurs de 6,9 %.

D'autre part, l'estimation d'un modèle de l'impact de la formation sur la performance des firmes, dans un contexte longitudinal, est entravée par les problèmes techniques soulevés dans les études à caractère transversal. Le premier est l'hétérogénéité individuelle inobservée et le second est relatif à la question usuelle de la détermination conjointe des effets du capital humain (via la formation) avec la variable de production.

À cet égard, les estimations réalisées par Zwick (2002, 2006) avec la méthode des variables instrumentales, sur un échantillon composé de 2090 observations pour les années de 1998 à 2001 ont trouvé qu'en contrôlant pour les différentes sources de biais, qu'une hausse de 1 point de pourcentage de la proportion d'employés formés en 1997 aurait entraîné pour la période 1998 à 2001, une hausse moyenne de la productivité de 0,76 points de pourcentage.

Tout récemment, une étude de Colombo et Stanca (2008)²¹ tout comme celles de Dearden et al. (2006), Zwick (2006) et Kayahan (2006) suggèrent que le fait de ne pas prendre en compte l'hétérogénéité des firmes surestime l'impact de la formation sur la productivité tandis que, le fait de ne pas prendre en considération son caractère endogène en sous-estime l'effet sur la productivité. À cet effet, Colombo et Stanca

²¹ Ces auteurs formulent deux hypothèses concernant l'impact de la formation sur la productivité. D'abord, si la formation est prédéterminée, alors les décisions de formation répondront uniquement à des chocs de productivité passés. Ensuite, si la formation est endogène, les décisions en matière de formation répondront aux chocs de productivité courants et antérieurs.

(2008) estiment qu'une augmentation de 1 point de pourcentage dans la proportion d'employés formés entraîne une hausse de la productivité variant de 0,05 %, sans correction pour l'hétérogénéité des firmes, à 0,03 % après correction. Aussi, Colombo et Stanca (2008) montrent qu'en tenant compte de la dimension longitudinale des données, en instrumentant leur mesure d'intensité de la formation par des valeurs retardées, que la productivité passe de 0,03 % à 0,07 % pour une augmentation de 1 point de pourcentage de la proportion d'employés formés.

Par ailleurs, Dostie et Pelletier (2007) suggèrent que l'on doit également prendre en considération les chocs de productivité²² extérieurs à la firme qui peuvent avoir un impact sur la performance de l'organisation. Finalement, certaines publications récentes (Dearden et al., 2006; Kayahan, 2006) intègrent dans leurs estimations des valeurs retardées pour la variable dépendante.

D'autre part, une autre proposition à prendre en considération dans l'étude des effets possibles de la formation sur la productivité des entreprises, est de savoir à quel moment on doit s'attendre à voir ou encore, à trouver des effets des investissements en formation. Certaines études semblent mettre en évidence que l'impact de la formation peut apparaître après un certain temps.

Les résultats de Black et Lynch (2001) sur des données américaines, de Colombo et Stanca (2008) sur des données italiennes, de D'Arcimoles (1997) basés sur des données françaises et de Garcia (2005) sur des données espagnoles suggèrent que les effets de la formation se matérialisent après une ou deux années. Ces effets retardés ont été également confirmés dans l'étude de Zwick (2002) montrant que l'accroissement de la proportion d'employés participant à une activité de formation au cours de la première moitié d'une année avait un impact positif et significatif sur la productivité de

²²Par chocs de productivité, ces auteurs font référence aux conditions du marché, telles que les conditions affectant la demande en biens et services. Par exemple, les entreprises qui maximisent leurs profits répondront à des chocs de productivité positifs en augmentant leur production, ce qui requiert davantage d'intrants et possiblement une réduction des efforts de formation, tandis que les firmes qui ont des structures inefficaces de production vont utiliser délibérément la formation ou d'autres types d'investissements pour « booster » leur productivité (Dostie et Pelletier, 2007; Zwick, 2002, 2006).

l'entreprise au cours de la même année et pour l'année suivante. Au-delà des études précédentes, les résultats de Zwick (2002) montrent aussi que pour un total de trois années de retard, l'impact de la formation demeure positif mais non significatif. Aussi, les résultats obtenus par Zwick (2002) montrent que la formation augmente la productivité de l'année courante et des années subséquentes, mais que son intensité décroît avec le temps. Enfin, les estimations réalisées par Dostie et Pelletier (2007) ont montré, autant pour la formation formelle et informelle, que l'impact de la formation diminue avec le temps.

À notre avis, l'ensemble de ces résultats suggère que l'impact de la formation devrait être mesuré après un minimum d'une année à partir de la date de l'investissement et possiblement sur une plus longue période de temps, pour en documenter l'ensemble des retours possibles, suggérant, selon nous, l'intérêt d'utiliser un modèle récursif pour mesurer les retours sur les investissements en formation.

Dans un autre ordre d'idées, tout comme la littérature concernant l'impact de la formation sur la productivité utilisant un devis de recherche transversal, certaines recherche empiriques (Ketchen et al., 1997; Miller, 1987), qui abordent la question de la complémentarité des pratiques, suggèrent qu'un design longitudinal de recherche devrait permettre d'obtenir des résultats d'estimations moins biaisés, puisque les unités à l'étude sont observées sur une plus longue période, ce qui réduirait les sources d'erreurs possibles et permettrait aussi de capter les effets ultérieurs sur la performance.

Toutefois, comparativement aux devis transversaux, les recherches longitudinales ne permettent pas de confirmer à l'unanimité l'interaction²³ possible entre différents facteurs. À ce sujet, les estimations réalisées par Black et Lynch (2001) auprès d'un panel balancé composé de 638 firmes américaines du secteur manufacturier, pour la période 1987 à 1993, n'ont pas permis de montrer que les firmes qui optent pour des

²³Pour Milgrom et Roberts (1995), les facteurs de production peuvent être complémentaires et avoir un impact sur la performance des organisations par la voie de la productivité marginale de chaque facteur de production.

systèmes de pratiques à haute performance, incluant la proportion d'employés formés, sont les plus productives. Les résultats obtenus par Zwick (2006) vont dans le même sens, puisque aucune complémentarité n'a été observée au sein des établissements étudiés entre la formation et les autres pratiques de GRH. Toutefois, cet auteur note qu'il y a une forte corrélation entre les investissements en formation, les mesures de gestion participatives et les investissements en technologie dans les organisations possédant un système déjà bien implanté de pratiques.

Dans une recherche comparative auprès de firmes françaises et suédoises, entre 1987 et 1993, Ballot et al. (2001) trouvent, quant à eux, que la formation et la R&D sont complémentaires et exercent des effets positifs et significatifs sur la productivité et ce, respectivement pour les organisations françaises et suédoises. Les résultats suggèrent également, autant pour la France que la Suède, une substitution possible entre la formation et le capital physique, puisque l'interaction entre ces deux variables engendrent des effets négatifs sur la productivité. Une recherche subséquente de Ballot et al. (2006) permet d'approfondir les effets communs de la formation, des pratiques de R&D ainsi que des investissements en capital physique. Ils trouvent notamment que les retours sur les investissements en formation sont plus élevés pour les employeurs français et suédois que leurs employés, mais que ces derniers partagent tout de même avec leurs employeurs, les retours sur les investissements en capital physique, en R&D et en formation²⁴.

Aussi, les analyses réalisées par Maliranta et Asplund (2007), auprès de 916 firmes finlandaises entre 1998 et 2001, montrent que la formation structurée stimule la performance organisationnelle mais uniquement si elle est combinée avec l'adoption et la mise en œuvre de nouvelles technologies à un moment précis dans le temps. Par contre, en considérant la dimension longitudinale des données, ces résultats, tout comme

²⁴ À titre informatif, les travailleurs français obtiennent des retours de 9,0 % sur le capital physique, de 30,0 % pour la formation et de 50 % pour la R&D. Les travailleurs suédois, quant à eux, obtiennent des retours légèrement inférieurs avec 7,0 % pour le capital physique, 35,0 % en matière de formation et 25,0 % pour la R&D. Ballot et al., (2006 : 487) expliquent que les retours élevés pour les employés en matière de R&D et de formation peuvent se comprendre par le fait que les connaissances et les compétences générées par ces activités ont possiblement un caractère plus général et sont plus facilement transférables d'une firme à l'autre, comparativement aux retours liés au capital physique.

les travaux de Black et Lynch (2001), ne permettent plus de conclure à un effet complémentaire entre la formation et les innovations organisationnelles.

2.3 Implications pour la présente recherche

Dans l'ensemble, les résultats présentés dans le cadre de cette revue de littérature, brosse un tableau assez complexe du lien entre la formation et la productivité des entreprises. Il ne semble pas y avoir d'accord sur la taille des retours sur les investissements en formation au sein des firmes. Si l'on observe les élasticités estimées dans les études recensées au tableau 7, on note dans les études en coupe transversale que la formation a un impact sur la productivité variant d'un minimum -0,09 à +0,86 selon les différentes spécifications. Les études longitudinales, quant à elles, estiment des élasticités positives de l'ordre de 0,006 à 0,761 et des élasticités négatives de -0,031 à -0,534 selon les spécifications retenues.

Nous pouvons retenir également que le type de formation donne des résultats différents sur la performance des organisations. Tel que nous l'avons mis de l'avant dans la partie théorique, nous pouvons nous attendre par hypothèse à ce qu'une formation plus spécifique aux besoins d'un employeur génère des retours sur les investissements supérieurs à une formation de type général. Ainsi, il se peut qu'un employeur préfère investir dans une formation à caractère spécifique plutôt que général afin de s'assurer des retours de ses investissements. Toutefois, certaines études empiriques consultées montrent que la formation générale peut également être considérée comme un investissement avec des bénéfices escomptés pour l'employeur. Ces résultats remettent à l'ordre du jour la problématique associée au risque des investissements en formation au sein des entreprises, quant aux bénéfices et aux coûts engendrés pour l'employeur et les employés.

Parallèlement à cette idée de partage des risques, l'action de la formation sur la productivité apparaît dynamique, au sens où la formation offerte à une période donnée ne semble pas avoir d'effet significatif ou encore peut avoir des effets négatifs (voir les résultats des études, tableau 7 en annexe) sur la productivité au sein d'une entreprise au

cours de la même période. C'est l'une des principales conclusions que nous pouvons retenir des études en coupes transversales. Toutefois, si l'on mesure l'effet de la formation au cours d'une autre période, à l'aide de données longitudinales, alors on peut s'attendre à ce que la formation entraîne une variation, généralement à la hausse de la productivité (voir tableau 7).

Sur le plan théorique, cette explication a du sens, mais au niveau empirique les liens formels entre la formation et la productivité ne sont pas si clairement identifiés. À ce titre, dans les travaux utilisant un devis transversal, on retient que les effets positifs de la formation sur la productivité des entreprises peuvent s'avérer biaisés par des problèmes techniques, soit : l'hétérogénéité des firmes et le caractère possiblement endogène de la formation. Toutefois, ces problèmes techniques sont loin d'être solutionnés empiriquement, puisque les études consultées font un étalage de diverses techniques d'estimations (voir tableau 7) telles que l'utilisation de variables instrumentales, le recours aux effets fixes ou encore à l'estimation des modèles dynamiques pour corriger ces sources de biais potentiels. Or, il ne semble pas y avoir d'unanimité empirique ou de préférences officiellement démontrées dans le choix de la technique à utiliser dans le cas de biais d'estimations laissant une ouverture dans le traitement de ces erreurs de mesure. Le recours aux données longitudinales permet toutefois de mieux vérifier certaines hypothèses que ne le font les études transversales en matière notamment de délais d'ajustements.

Dans la majorité de ces études, la variable de formation utilisée est celle de la proportion d'employés formés (10 études sur 16) plutôt qu'une mesure des dépenses en formation par employé (5 études sur 16). La seule justification que nous avons pu trouver, quant à l'utilisation de la proportion d'employés formés plutôt que des dépenses en formation, fait référence aux études de Fox (1995) et de Barrett et O'Connell (2001) qui, dans leurs cas, ont évoquées des problèmes de qualité de données ou des erreurs de mesure. À notre avis, la non disponibilité de mesures monétaires peut possiblement justifier le recours à ce type de mesure d'intensité de la formation.

Par ailleurs, lorsque l'on s'intéresse aux effets différés de la formation sur la productivité, les résultats obtenus dans les travaux à caractère longitudinal restent équivoques : certaines études montrent des effets retardés de la formation sur la performance des firmes au-delà d'une année, tandis que d'autres ne trouvent pas d'effet significatif.

De même, comme nous pouvons le voir au tableau 7, l'effet d'interaction s'est limité à la validation de cette hypothèse dans six des treize études transversales recensées. De plus, il ne semble pas y avoir de lien clairement défini, dans les études longitudinales, entre l'effet combiné de la formation et d'autres pratiques organisationnelles sur la productivité des entreprises. Parmi les huit études longitudinales qui documentent l'interaction entre la formation et d'autres pratiques organisationnelles, cinq recherches ont trouvé des liens significatifs de complémentarité contre trois qui n'en ont pas trouvés.

2.4 Conclusion

Au niveau théorique, nous avons vu qu'il y a deux voies possibles pour mesurer l'impact de la formation sur la productivité à l'aide d'une fonction Cobb-Douglas. La première option préconise l'utilisation de la production comme variable dépendante. On étudie tout de même l'effet de la formation sur la productivité puisque le facteur de travail est une variable indépendante, ce qui permet d'interpréter son coefficient en tant qu'impact ou effet sur la productivité. La seconde option mesure quant à elle l'impact de la formation directement sur la productivité.

Par ailleurs, la synthèse de la revue de littérature a permis de mettre en évidence trois idées pour structurer notre recherche. D'abord, pour mesurer adéquatement la formation au sein des entreprises, il faut au préalable se pencher, comme nous l'avons vu, sur des problèmes techniques liés aux caractéristiques idiosyncrasiques des firmes et à la simultanéité de la formation avec la variable dépendante retenue. Ensuite, afin de s'inscrire dans le courant de recherche actuel sur les retours des investissements en formation, il est essentiel d'utiliser le caractère longitudinal des données, afin de

mesurer les effets possibles des investissements réalisés par les entreprises possibles, au-delà de l'année courante. Par ailleurs, il demeure pertinent de valider empiriquement, l'hypothèse de complémentarité des investissements en formation avec d'autres types d'investissements au sein des firmes, afin de vérifier si l'effet de la formation sur la productivité peut interagir avec d'autres types de pratiques.

Pour supporter ce plan de travail, nous nous appuyerons sur le modèle du partage des coûts et des bénéfices de la formation en entreprise. Ainsi, en reprenant les propos de Purcell (1999), nous pensons que le défi pour l'organisation est de réussir l'élaboration d'un modèle qui puisse prendre en considération toutes les variables et tenir compte de leurs interrelations. Nous avons vu que lorsqu'une entreprise investit dans la formation, elle espère obtenir des gains en termes d'amélioration de la productivité de sa main-d'œuvre. Ainsi, en se basant sur le modèle de partage des coûts de Becker comme un investissement partagé (figure 1), une formation supplémentaire pour les travailleurs constitue un moyen d'accroître potentiellement la productivité de l'entreprise, par la valeur de la productivité marginale après la période de formation ($V_{pm}^* > V_{pm}_t$) ainsi que les gains monétaires des employés eux-mêmes ($W^* > W_t$). Selon le modèle de Becker (1964), les écarts de salaires s'expliquent par les différences de productivité. Celles-ci s'expliquent, à leur tour, par l'inégalité du capital humain accumulé par les individus, particulièrement au cours notamment de la formation continue au sein des entreprises. Cette théorie pose l'hypothèse selon laquelle, à une valeur ajoutée de formation, correspond une productivité marginale chez le travailleur.

Pour comprendre l'arbitrage que doit réaliser l'employé et l'employeur afin de déterminer son niveau d'investissement en formation spécifique au sein de l'entreprise, prenons un exemple simple dans lequel un employé et un employeur partage les coûts et les bénéfices de l'investissement en formation de type spécifique (figure 1). Le temps se définit pour les fins de l'explication en deux périodes, soit : d'une part, l'acquisition de nouvelles compétences et connaissances ou la période de formation (de t_0 à t_f) et la période après la formation (de t_f à t_k), d'autre part.

Pour un employeur rationnel, les retours attendus des investissements en formation seront calculés à partir de deux facteurs variables, à savoir : 1) la valeur de productivité marginale (c'est-à-dire la valeur monétaire de la productivité de l'employé)²⁵ qui s'explique par la valeur de productivité marginale de l'employé pendant la période de formation (V_{pm_t}) et la valeur de productivité marginale attendue après la période de formation (V_{pm^*}) et 2) le salaire versé à l'employé pendant la période de formation (W_t) et après (W^*). Pour qu'un investissement en formation soit rentable pour un employeur, les coûts doivent être inférieurs aux bénéfices attendus. En conséquence, pendant la période de formation (t_0 à t_f), la productivité de l'employé est inférieure à celle d'un employé qui n'acquière pas de compétences additionnelles ($V_{mp_t} < V_{pm_a}$). Donc, on peut s'attendre que si la productivité d'un employé en période de formation est inférieure à un autre travailleur, toutes choses égales par ailleurs, l'employeur versera un salaire inférieur au travailleur en formation reflétant sa productivité pendant cette période d'apprentissage ($W_t < W_a$). Ce salaire sera réajusté à la hausse après la période d'apprentissage (W^*).

Pour l'employé, l'intérêt de partager les coûts ($W_a - W_t$) d'une formation additionnelle est lié notamment à l'obtention d'un meilleur salaire après la période d'apprentissage (W^*).

²⁵ La valeur de productivité marginale se définit par « la multiplication du prix du produit (P_x) par la productivité marginale du travail (P_{mt}) » (Cousineau, 2005 : 38). La productivité marginale représente quant à elle « la variation de la production qui est associée à la variation d'une unité additionnelle de travail (Cousineau, 2005 : 36).

Figure 1 : Modèle partage coûts-bénéfices de la formation

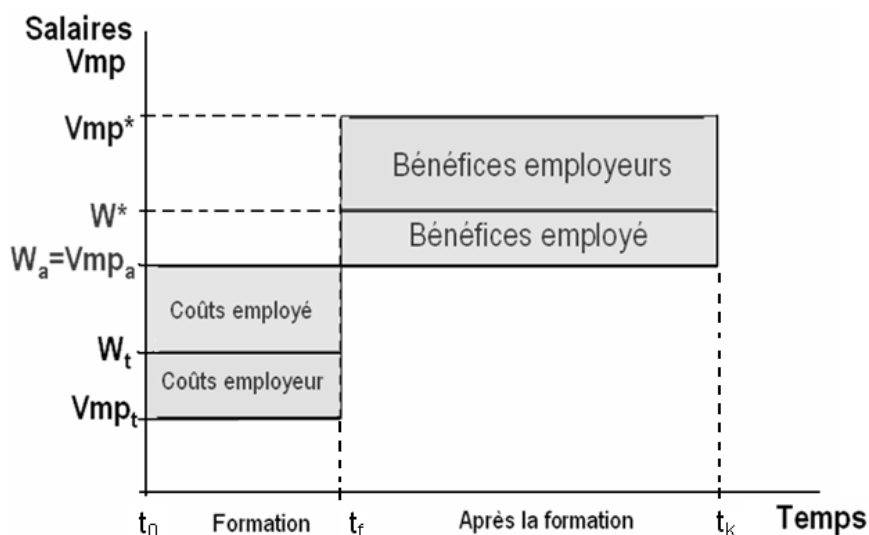


Schéma inspiré de Cousineau (2005)

En d'autres mots, nous pouvons écrire que la formation spécifique sera considérée comme un investissement pour l'employeur et le travailleur si les coûts d'acquisition d'une formation supplémentaire sont inférieurs aux bénéfices *escomptés* :

	Coûts		Bénéfices
Pour l'employeur	$W_t - Vpm_t$	<	$Vpm^* - W^*$
Pour le travailleur	$W_a - W_t$	<	$W^* - W_a$

Bien que ce modèle ait démontré son application théorique antérieurement dans l'explication des retours de la formation, nous sommes portés à croire, qu'il peut apporter un éclairage simple et convainquant dans l'explication des effets différés de la formation, notamment par sa traduction au niveau de la méthode, d'un modèle récursif appliqué à des données au niveau des entreprises. La théorie des ressources internes

viendra quant à elle appuyer l'importance des investissements en formation sur la performance des entreprises, comme une ressource stratégique, toutes choses étant égales par ailleurs. La section suivante permettra de compléter ce plan de travail au niveau de la méthode.

3. Méthodologie

Étant donné que l'approche la plus utilisée pour estimer les rendements de la formation au niveau organisationnel, est une mesure d'impact de la formation sur la productivité, nous favorisons une spécification empirique, la fonction Cobb-Douglas, permettant de relier la valeur ajoutée aux dépenses de formation au sein des organisations et à la taille des organisations.

La fonction de production simplifiée, telle qu'elle est montrée à l'équation (1) présente la production, qui sera maintenant notée (Q), qui est fonction de deux intrants, le capital (K) et le travail (L) ainsi que d'un paramètre d'échelle (A) :

$$Q = AKL \quad (1)$$

Ainsi, notre analyse économétrique dans cet article s'inscrit dans la littérature antérieure en supposant que nous pouvons caractériser une firme i à l'année t par une fonction de production de type Cobb-Douglas à valeur ajoutée basée sur les travaux de Almeida et Carneiro (2006) et Barrett et O'Connell (2001), avec quelques modifications :

$$Q_{it} = A_{it} L_{it}^{\alpha} I_{it}^{\beta} H_{it}^{\gamma} T_{it}^{\delta} X_{it}^{\eta} + \varepsilon_{it} \quad (2)^{26}$$

²⁶ Pour une référence aux questions utilisées et aux extraits du questionnaire à l'intention des employeurs relatifs à l'EMTE, voir l'**appendice A** à la fin de la thèse.

Où $i = 1, \dots, N$
 $t = 1, \dots, T$
 $\alpha; \beta; \gamma; \delta; \eta$ sont des paramètres à estimer.

Pour estimer les rendements de la formation au niveau organisationnel, nous favorisons une fonction Cobb-Douglas²⁷ présentée comme un processus de production (Q_{it}) permettant de relier la valeur ajoutée²⁸ aux dépenses de formation au sein des organisations. La valeur ajoutée (Q_{it}) de la production est fonction de trois principaux facteurs ($L_{it}; I_{it}; H_{it}$) ainsi que d'un paramètre d'échelle (A_{it}). D'abord, la main-d'œuvre (L_{it}) est mesurée par l'effectif total au sein de la firme. Ensuite, à la manière de Barrett et O'Connell (2001)²⁹ ainsi que de Colombo et Stanca (2008)³⁰, nous utilisons les investissements en capital physique (I_{it}) mesurés par le total des dépenses en matériel et équipement³¹ au sein des organisations. Les investissements en capital humain (H_{it}) sont représentés par un ratio des dépenses en formation structurée sur l'effectif total au sein de la firme. Cette variable sera maintenant notée F_{it} . Dans le cas qui nous concerne, nous devons rattacher les investissements en formation avec les données disponibles empiriquement. Le questionnaire des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) permet de recueillir des données sur deux grandes catégories de formation : la formation structurée et la formation en cours d'emploi. Ainsi, que la

²⁷ La caractéristique principale de la fonction Cobb-Douglas réside dans le fait que l'élasticité de substitution est égale à 1 et demeure constante le long de l'isoquant. Une variation du taux marginal de substitution entraîne une variation proportionnelle du rapport des quantités de facteurs. Si l'on réfère à la présente analyse, cette élasticité de substitution égale à 1 suppose que les facteurs sont autant des compléments que des substituts.

²⁸ La valeur ajoutée est déterminée par la valeur brute de la production de laquelle nous avons soustrait le coût des intrants secondaires (Dostie et Pelletier, 2007).

²⁹ Barrett et O'Connell (2001 : 654) ont mesuré les investissements en capital physique par la soustraction de la valeur comptable totale des immobilisations de 1993 de celles de 1995.

³⁰ Ces auteurs ont expérimentés une autre mesure du capital soit la valeur comptable totale des immobilisations, ce qui n'a pas affecté les résultats.

³¹ La variable dépenses en matériel et en équipement a été construite à partir des dépenses en exploitation brutes desquelles nous avons soustrait la masse salariale brute, les dépenses en avantages sociaux et les dépenses en formation structurée. Nous savons que l'une des limites de l'utilisation de données secondaires réside dans le fait que les données collectées ne sont pas toujours associées parfaitement aux objets à l'étude. C'est ce que Bartel et al. (2004) considèrent comme l'utilisation des bonnes données (the right data). Par ailleurs, comparativement aux enquêtes publiques, l'*Enquête sur les milieux de travail et les employés* offre une gamme incomparable de données, tel que discuté dans le cadre de la thèse.

formation soit à caractère générale ou spécifique, l'information disponible dans l'EMTE suggère plutôt une différenciation quant au caractère prédéterminé du contenu et au niveau des objectifs qui peuvent être évalués plutôt, que la division prévue théoriquement.

Bien que les dépenses en formation soient peu utilisées dans la littérature empirique antérieure, l'EMTE fournit, à notre avis, un indicateur fiable de l'intensité de la formation offerte au sein des emplacements. La fiabilité de nos données s'appuie notamment sur la méthodologie éprouvée de Statistique Canada qui permet d'obtenir des taux de réponses élevés et fiables dans le cadre de l'enquête et d'assurer la qualité des données. À titre d'exemple, le taux de réponse des employeurs en 2005 s'élevait à 77,7 %. Une autre façon de mesurer la fiabilité des données est de calculer le coefficient de variation sur la variable à l'étude. Si la valeur obtenue est de façon générale inférieure à 16,5 %³², l'estimation de la variable F_{it} sera considérée fiable. Dans notre cas, le coefficient de variation de notre variable de dépenses en formation est de 3,57 % ce qui représente une homogénéité dans les données utilisées.

Une variable de technologie (T_{it}) représentant la proportion d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien a été ajoutée au modèle. Finalement, l'équation estimée à partir de la spécification (1) inclura aussi un ensemble de variables de contrôle représentées par un vecteur (X_{it}). Ce vecteur comprend notamment : la présence du syndicat (=1 si présence syndicale ou 0 autrement), la présence d'un service de ressources humaines (=1 si présence d'un service de ressources humaines ou 0 autrement), le fait de ne pas être en concurrence (=1 si l'entreprise n'a pas de concurrents directs ou 0 autrement), le pourcentage d'actifs détenus par des intérêts étrangers, la proportion d'employés féminins (en pourcentage), la proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage), la proportion d'employés selon la catégorie professionnelle (où la valeur omise représente les travailleurs de production) et le taux

³² Le coefficient de variation est calculé en divisant l'erreur-type de l'estimation par la moyenne. Comme le précise Statistique Canada, dans le cadre de leur méthodologie d'enquête, les estimations dont le coefficient de variation est compris entre 25,1 % et 33,3 % doivent être utilisées avec prudence, puisque cette fourchette est supérieure aux fourchettes considérées comme bonnes (entre 1,0 % et 16,5 %) et acceptables (entre 16,6 % et 25,0 %).

de roulement volontaire (mesuré en pourcentage, à partir des départs volontaires sur le nombre total d'employés)³³. Nous contrôlerons également pour les secteurs d'activités (où la variable omise représente le secteur du commerce de détail et autres services commerciaux)³⁴ ainsi que le temps.

Par ailleurs, en ce qui a trait à nos attentes empiriques, il ressort d'une étude de Black et Lynch (2001) que l'utilisation des technologies a un impact positif sur la productivité des entreprises. Turcotte et Rennison (2004) précisent également que l'utilisation de l'ordinateur dans le travail quotidien est beaucoup plus généralisée dans les emplacements à productivité élevée (66 %) contre (47 %) pour les emplacements à plus faible productivité. Ainsi, ne pas considérer la variable T_{it} dans notre modèle pourrait entraîner une erreur de spécification. En outre, nous avons recensé trois études qui traitent de l'impact des actifs étrangers sur la productivité. Pourtant, il s'avère que ces trois études montrent un effet significatif et positif de cette variable dans l'explication des changements de productivité au sein des firmes. À cet effet, Gera, Gu et Lee (1998) ont déterminé, pour la période de 1973 à 1992, qu'un accroissement du stock d'investissement direct étranger a donné lieu à la croissance de la productivité dans plusieurs industries du secteur de la fabrication. De plus, Baldwin, Rama et Sabourin (1999) ont mentionné que l'effet de cette variable sur la productivité peut être liée à l'utilisation de meilleures technologies, puisqu'il semble, selon leurs résultats que les entreprises dont la nationalité des intérêts auxquels elles appartiennent est étrangère au Canada sont plus susceptibles d'utiliser des technologies de pointe que celles appartenant à des intérêts nationaux, affectant ainsi leur productivité. Enfin, une étude récente de Lileeva (2006) montre aussi que le contrôle étranger intensifie la croissance de la productivité des établissements sous contrôle canadien. Alors, si nous considérons l'ajout d'une variable de technologie (T_{it}), nous pensons que l'intégration, dans notre modèle, du pourcentage d'actifs détenus par des intérêts étrangers permettrait de raffiner l'explication liée à l'impact des technologies et du transfert technologique au sein des

³³ Cette mesure du taux de roulement volontaire est inspirée des travaux de Arthur (1994) et de D'Arcimoles (1997).

³⁴ Nous avons arrêté le choix à ce secteur d'activité, comme variable omise, puisqu'il représente le secteur le plus important en termes de proportion, soit 23,76 % des entreprises de notre échantillon.

firmes. Ce faisant, nous nous attendons à un impact positif et significatif de cette variable sur la productivité des entreprises.

De même, dans l'optique théorique que la gestion des ressources humaines puisse être considérée comme un atout stratégique pour les entreprises permettant d'accroître leur productivité (Barney et Wright, 1998), nous avons inclus la présence d'un service des ressources humaines dans le cadre de notre modèle afin d'en tester l'impact sur la productivité.

Nous avons également ajouté dans notre modèle une variable de présence syndicale. Les études empiriques consultées (Booth, 1993; Chaykowski et Slotsve, 2003) montrent une réalité qui n'est pas si nette, quant au sens de la relation entre les syndicats et la productivité des entreprises. On peut toutefois s'attendre, comme le suggèrent Freemann et Medoff (1984) que les syndicats encouragent l'investissement en formation au sein des entreprises en favorisant la stabilité de la main-d'œuvre ou encore par l'amélioration des relations entre les parties en favorisant la communication. En d'autres termes, les syndicats montrent les préférences des travailleurs qui se traduisent par des incitatifs pour les employeurs à investir dans la formation, ce qui entraînerait possiblement un effet positif sur la productivité.

Tout comme la syndicalisation, la concurrence a été introduite dans le modèle empirique de plusieurs travaux canadiens (Chaykowski et Slotsve, 2006; Dostie et Pelletier, 2007; Kayahan, 2006; Turcotte et al., 2003). Aussi, il serait intéressant de confirmer ultérieurement les liens présentés par les études canadiennes antérieures et de vérifier si la présence de concurrents a un impact sur la productivité des entreprises, en présence de la formation. Nous supposons que le fait de ne pas être en concurrence réduit la productivité des entreprises.

Pour ce qui est du sexe des individus, il serait intéressant de voir, si la performance des organisations est comparable selon la constitution de la main-d'œuvre, à savoir s'il y a des différences entre les organisations qui ont une proportion plus élevée d'employés féminins par rapport aux autres. À l'instar de Black et Lynch (2001) qui

observaient que le fait d'être une femme n'avait aucun impact significatif sur la productivité de l'organisation, nous postulons que la proportion d'employés féminins ne devrait pas avoir d'impact significatif sur la productivité de l'établissement.

Dans un autre temps, deux études canadiennes ont discuté de l'impact du statut d'emploi dans la problématique des rendements de la formation. Comme l'a montré Kayahan (2006), plus la proportion d'employés non permanents est élevée au sein d'une organisation, plus la productivité de l'entreprise en sera diminuée. Dostie et Pelletier (2007) montrent aussi que plus la proportion d'employés à statut précaire est importante (emplois à temps partiel et contractuels), plus l'intensité de la formation de type informel sera élevée. Nous postulons que plus la proportion d'employés à temps partiels sera élevée, plus la productivité de l'entreprise en sera diminuée. Toutefois, il faut noter ici que le salaire reflète l'évolution attendue de la productivité de manière à ce qu'un travailleur bénéficie à long terme de tout gain de productivité (Ambler et al., 1992). En d'autres mots, le salaire est endogène à la productivité, ce qui expliquerait qu'un salaire plus faible engendre une productivité plus basse.

Aussi, la relation entre le taux de roulement et la productivité ne semble pas être clairement établie empiriquement. Par extension d'idées, plus les opportunités extérieures sont intéressantes, au niveau salarial par exemple, pour les employés, plus le taux de roulement devrait être élevé, ce qui réduirait, les bénéfices attendus des employeurs offrant de la formation (Brunello et Gambarotto, 2004). Nous n'avons donc pas d'attente spécifique quant à la relation entre le taux de roulement volontaire et la productivité pour cette étude.

Nous incluons aussi les différentes catégories professionnelles pour contrôler pour le stock de capital humain au sein des entreprises, les secteurs d'activités ainsi qu'une variable de contrôle pour les années.

Enfin, le terme résidu (ε_{it}) est composé par hypothèse de la somme de deux termes d'erreurs : le terme d'effet individuel μ_i invariable dans le temps et le terme d'erreur individuel μ_{it} variable dans le temps.

En résumé, en appliquant une transformation logarithmique à l'équation (2) et en tenant compte de la notation des variables précisées ci-dessus, nous pouvons réécrire notre modèle de base comme suit :

$$\ln Q_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln I_{it} + \gamma \ln F_{it} + \delta T_{it} + \eta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La transformation logarithmique appliquée aux variables à l'étude et qui conduit à l'équation (3), réduit l'hétéroscédasticité lorsqu'elle est comparée avec une régression théorique $Y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \mu_i$ (Gujarati, 2004).

Dans le cas qui nous concerne, cette transformation apporte un avantage dans l'interprétation des résultats en ce sens, que la transformation en logarithme naturel représente le coefficient de la pente (α , β , γ , η , etc.) qui mesure l'élasticité de la VD par rapport à la VI. Ainsi, la transformation logarithmique qui conduit à l'équation (3) nous libère des unités de mesure associées aux variables et introduit des unités de pourcentage qui sont relatives.

3.1 Plan d'estimations

Comme nous l'avons vu dans le cadre de notre revue de littérature, il est essentiel d'introduire les caractéristiques propres à la firme dans l'estimation de l'effet de la formation sur la productivité. Ainsi, pour avoir une vue d'ensemble des effets possibles de la formation sur la performance des entreprises, nous devons d'abord estimer l'équation (3) par la technique des moindres carrés ordinaires (MCO).

Par ailleurs, comme nous l'avons précisé dans le cadre introductif, il est rapidement admis dans les études empiriques longitudinales traitant de l'impact de la formation sur la productivité, que les différences de résultats proviennent du fait que la formation soit endogène à la variable dépendante. Sans remettre en cause complètement

cette idée, nous proposons de vérifier le caractère prédéterminé ou endogène de la formation dans le cadre de nos estimations sur l'échantillon de firmes retenues. Ainsi, il est utile de réaliser plusieurs types d'estimations, car la nature de l'endogénéité affectera le choix des estimateurs. En supposant que les variables explicatives ne soient pas corrélées avec le terme d'erreur, les estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) avec la méthode à effets aléatoires (RE) seront efficaces. Sous l'hypothèse alternative, nous supposons que lorsqu'il y a corrélation, l'estimation des moindres carrés ordinaires est moins performant en termes statistiques (Wooldridge, 2002).

Dans ce cas, parmi les options envisagées pour contrôler le caractère endogène des facteurs de production, incluant la formation, on trouve l'usage de variables instrumentales (IV), des effets aléatoires (RE) ou fixes (FE), la correction pour l'autocorrélation de premier ordre (AR1), le développement de modèles dynamiques utilisant la méthode des moments généralisés et le recours à l'analyse de données longitudinales³⁵. Ces diverses méthodes seront particulièrement aptes à traiter du non respect des hypothèses sous adjacentes aux MCO (Gujarati, 2004).

En se référant aux discussions théorique et empirique précédentes, nous faisons d'abord l'hypothèse que la formation (F_{it}) est endogène. Nous proposons de vérifier le caractère endogène de F_{it} grâce au test de Nakamura Nakamura (Nakamura et Nakamura, 1981; 1998). L'utilisation de ce test permettra par la suite d'abandonner ou non cette hypothèse. Par la suite, nous estimerons la fonction de production présentée à l'équation (3) notamment avec la technique des variables instrumentales (IV). Une variable instrumentale peut être définie selon trois critères : a) elle doit être non-corrélée avec le terme d'erreur (u_{it}); b) elle doit être corrélée avec la variable explicative (x_{it}) et ; c) elle ne peut être un régresseur dans l'équation (Merrigan, 2008). Pour notre part, nous utiliserons la valeur antérieure d'une année, comme instrument de F_{it} . Les valeurs retardées d'au moins une période peuvent également être des instruments valides.

³⁵ Une difficulté avec l'utilisation des méthodes longitudinales est que si l'impact des programmes de formation s'étend sur plusieurs années (Bartel, 2000) l'hypothèse d'exogénéité stricte ne sera pas respectée et il faudra alors utiliser des modèles dynamiques d'analyse de données de panels.

Ensuite, dans le contexte de données longitudinales, la question de l'hétérogénéité des données se pose. Comparativement aux études transversales dans lesquelles on peut observer ce biais technique, mais où les régressions effectuées ne permettent pas de corriger pour l'hétérogénéité des unités d'observation (puisqu'elles fournissent des informations sur les comportements moyens dans l'échantillon), les données longitudinales, quant à elles, prennent en considération le problème lié à l'hétérogénéité en prévoyant des variables spécifiques pour les unités d'observation (Gujarati, 2004). Ainsi, nous pouvons contrôler pour une partie de l'hétérogénéité des firmes en incluant les variables mentionnées auparavant sous le vecteur X_{it} dans nos estimations. Toutefois, il n'est pas réaliste de penser que l'introduction du vecteur X_{it} permet de corriger complètement ce biais, mais peut néanmoins en réduire l'effet³⁶. Comme Maliranta et Asplund (2007), nous pensons qu'une voie envisageable pour échapper à ce biais technique ou encore pour le mitiger, est l'utilisation de variables explicatives retardées.

À cet égard, un choix de deux estimateurs s'offre à nous pour tenir compte du biais d'hétérogénéité des données. Les modèles à effets aléatoires (RE) et à effets fixes (FE) permettent donc de prendre en considération l'hétérogénéité individuelle et temporelle des données. Dans un modèle à effets fixes, il s'agit de transformer les variables en écart par rapport à la moyenne et d'estimer, par la suite, les variables transformées. Cet estimateur permet d'éliminer les effets spécifiques supposés déterministes et qui sont à l'origine de l'hétérogénéité individuelle (Hurlin et Mignon, 2007).

Ces notions ne peuvent être complètes sans l'énoncé des hypothèses propres à ces effets. Ainsi, les effets spécifiques qui sont propres à la firme, doivent être non corrélés avec les variables explicatives, s'ils sont aléatoires ou, dans le second cas, s'ils sont fixes, ils peuvent être corrélés, implicitement avec les variables explicatives du

³⁶ Cette observation a déjà été soulevée par quelques chercheurs (Colombo et Stanca, 2008 ; Kayahan, 2006; Zwick, 2002 ; Zwick, 2006) dans la discussion des problèmes méthodologiques associés à l'impact de la formation au sein des entreprises.

modèle (Baltagi, 2008). De plus, le choix de spécification entre les modèles à effets fixes et à effets aléatoires repose aussi sur l'hypothèse d'exogénéité du terme d'erreur par rapport à la variable de formation et dépend aussi de la conviction du chercheur sur la pertinence d'un modèle à appliquer pour ces estimations (Baltagi et al., 2003).

Toutefois, il semble que les hypothèses sur la nature des effets spécifiques diffèrent d'un modèle à l'autre. À ce sujet, Trognon (2003) rapporte que de nombreuses discussions théoriques ont opposés les tenants des modélisations à effets fixes ou aléatoires. Il semble qu'un premier consensus ait conduit à la conclusion que l'utilisation des effets fixes peut être justifiée lorsque les N observations forment la population dans sa totalité, tandis que les effets aléatoires peuvent être utilisés lorsque les N individus observés forment un échantillon de la population totale (Nerlove, 2003). Cependant, il semble que cette conclusion ne soit plus aujourd'hui basée sur la simple distinction entre les notions de population et d'échantillon. Les travaux empiriques à ce sujet sont loin de faire l'unanimité et donc, la discussion quant aux effets fixes ou aléatoires demeure d'actualité (Trognon, 2003). C'est grâce à cette double dimension (fixe et aléatoire) propre aux études longitudinales que l'on peut souhaiter capturer les effets non observés propres aux individus (dans notre cas aux entreprises) à travers le temps, qu'ils soient aléatoires ou fixes³⁷. Cette question des effets corrélés a conduit à un test de spécification dit le test de Hausman (1978)³⁸. Ce test de spécification permettra de tester laquelle de ces hypothèses s'applique davantage à nos données.

Par ailleurs, l'application des effets fixes ou aléatoires à un modèle récursif entraîne des questionnements dans la considération des sources d'endogénéité qui varient dans le temps. **Les modèles à effets fixes ont montré de piètres performances**

³⁷ Pour l'ensemble des estimations réalisées, nous avons modélisé l'hétérogénéité temporelle en introduisant une variable dichotomique par année à l'exception de l'année la plus récente. Ainsi, les variables dichotomiques de temps permettent de capter une partie des changements qui ne peuvent être interprétés par l'une ou l'autre des variables explicatives de notre modèle.

³⁸ Hausman propose une statistique de test qui est distribuée selon une Loi du Chi-carré. Généralement, on rejettera l'hypothèse nulle (de non corrélation, donc effets aléatoires) pour l'hypothèse alternative d'effets corrélés (effets fixes) quant la statistique excède un seuil de confiance de 95 % (Gujarati, 2004).

à ce niveau, dans certaines études empiriques antérieures, puisqu'ils ne tiennent pas compte de la simultanéité dans le temps, ce qui peut expliquer la faiblesse des résultats obtenus avec cet estimateur. À ce sujet, Colombo et Stanca (2008) rapportent des élasticités entre la formation et la productivité passant de 0,045 pour un modèle sans correction avec les moindres carrés ordinaires, à 0,028 pour un modèle avec effets fixes et à 0,044 lorsque l'on considère la formation comme prédéterminée plutôt qu'endogène. Les résultats de Dostie et Pelletier (2007) sont quant à eux non significatifs (élasticité de 0) autant pour le modèle à effets aléatoires qu'à effets fixes en ce qui a trait à l'impact de la formation formelle et informelle sur la productivité.

À la lumière de ces considérations empiriques et théoriques, nous nous attendons à préférer un modèle dans lequel les caractéristiques individuelles et temporelles des données seront considérées comme aléatoires.

D'autre part, la présentation des approches théoriques et les résultats des études empiriques ont mis à l'avant scène la possibilité que la formation ait des effets répartis sur une certaine période de temps. Ainsi, l'analyse longitudinale de données issues d'enquêtes statistiques permet d'étudier l'évolution d'une variable en fonction du temps. Cette méthode est indispensable pour l'étude des rendements de la formation au sein des entreprises. Il est donc justifié, à notre avis, d'estimer une fonction de production par la voie d'un modèle à retards échelonnés. À cet effet, nous avons inclus dans notre modèle, des retards (t-j) pour la variable de formation (F_{it}).

Par ailleurs, comme le suggèrent Aubert et al. (2009 : 33), l'instrumentation de la F_{it} par les effets passés se justifie aussi par le fait que :

L'intensité de la formation est une caractéristique globalement permanente des entreprises. L'essentiel de la variabilité a lieu entre les entreprises : les firmes qui forment beaucoup à une année donnée sont généralement celles qui formaient déjà beaucoup dans le passé. L'effort passé de la formation est donc un bon indicateur de l'effort présent.

Comme nous l'avons déjà dit, le retard d'une année (ou plus) est nécessaire puisqu'un problème d'endogénéité se poserait si les décisions liées aux investissements en formation et à la productivité des organisations étaient déterminées simultanément. Cette technique devrait permettre de capturer l'essentiel du problème d'endogénéité (Bassi et al., 2001; Caroli et Van Reenen, 2001). La variable d'investissements en capital physique (I_{it}) sera également retardée dans le temps. Pour appliquer ces délais, nous devons réécrire l'équation (3) comme suit :

$$\ln Q_{it} = \ln A + \alpha \ln L_{it} + \sum_{j=1}^4 \beta_j \ln I_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \ln F_{it-j} + \delta T_{it} + \eta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Où j varie de 1 à 4 années;

$$(5) \quad b_1 = \sum_{j=1}^4 \beta_j$$

$$(6) \quad b_2 = \sum_{j=1}^4 \gamma_j$$

L'équation (4) représente un modèle à retards finis. Puisque nous supposons que la décision d'investir en formation et son retour sur investissement en matière de croissance de la productivité peut comporter un retard considérable, nous proposons un modèle dans lequel la longueur du retard est spécifiée ($t = 4$). Pour réaliser l'estimation de l'équation (4), nous retiendrons la technique ad hoc (Gujurati, 2004), c'est-à-dire que l'on procédera de manière séquentielle en ajoutant les valeurs retardées une à une, jusqu'à ce que les coefficients de régression des variables décalées commencent à devenir statistiquement non significatif et, ou, lorsque les coefficients d'au moins une des variables changent de signe passant de > 0 à < 0 et vice versa. Cette technique d'estimation comporte toutefois des limites que nous devons connaître avant de procéder à l'estimation de nos modèles. D'abord, elle ne fournit pas d'indicateur sur la longueur maximale des retards. Deuxièmement, les valeurs successives des délais ont tendance à

être fortement corrélées. En conséquence à cette multicollinéarité, on est tenté de dire, à tort, qu'un coefficient de retard est statistiquement non significatif.

Maintenant, nous pouvons expliquer l'utilisation ou encore l'interprétation des retards échelonnés montrés aux équations (5) et (6). Ainsi, pour un retard de quatre années, nous aurons l'expression suivante :

$$(7) \quad b_1 = \sum_{j=1}^4 \beta_j = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$$

La somme des β_i donnera le total de l'effet pour une période de temps donnée.

Finalement, pour valider l'hypothèse de complémentarité des investissements en formation (F_{it}) et des investissements en capital physique (I_{it}) sur la productivité, nous incluons un terme multiplicatif représenté par un symbole (*) entre F_{it} et I_{it} que nous pouvons voir à l'équation (8). C'est le principe de l'interaction statistique où des variables indépendantes peuvent avoir un effet différent de leur effet combiné en plus, de leur effet indépendant. Cette considération de l'interaction possible entre la formation (F_{it}) et les investissements en capital physique (I_{it-j}), permet de réécrire l'équation (4) comme suit :

$$\ln Q_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln L_{it} + \sum_{j=1}^4 \beta_j \ln I_{it-j} + \sum_{j=1}^4 \phi_j \ln I_{it-j} * \ln F_{it-j} + \delta T_{it} + \eta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Où j varie de 1 à 4 années;

$$(9) \quad b_1 = \sum_{j=1}^4 \beta_j$$

$$(10) \quad b_3 = \sum_{j=1}^4 \phi_j$$

Ainsi, l'effet modérateur de I_{it} dans notre modèle d'analyse se vérifie par la valeur estimée de ϕ dans le modèle de régression. En d'autres mots, la modulation de I_{it} dans notre modèle d'analyse sera donc mesurée par l'effet d'interaction avec la variable de formation, et sera estimée en ajoutant ce terme d'interaction dans nos analyses de régression. Par ailleurs, comme nous l'avons déjà dit, il y a une colinéarité possible entre F_{it} et I_{it} si les deux variables sont de nature quantitative de même qu'entre $F_{it} * I_{it}$ puisque ce terme contient l'une et l'autre des variables (Marion, 1972). Pour évaluer l'ampleur de la colinéarité entre les variables, nous proposons d'examiner la corrélation entre les valeurs retardées de l'effet combiné de ces deux variables ($\ln I_{it-j} * \ln F_{it-j}$) et le paramètre retardé des investissements en capital physique ($\ln I_{it-j}$), tel que nous l'avons noté à l'équation (8). Si les corrélations effectuées sont significatives, cela signifie que l'effet de F_{it} sur Q_{it} dépend de I_{it} ou, en d'autres mots, qu'il existe une association entre F_{it} et I_{it} ³⁹.

Nous procéderons à une estimation de l'équation (8) en corrigeant pour l'autocorrélation du premier ordre AR(1). L'une des raisons que nous pouvons évoquer pour l'utilisation de cet estimateur est qu'il a montré son utilité par le passé, pour corriger les effets corrélés dans de nombreuses publications avec des données longitudinales (Gujarati, 2004).

En résumé, la théorie du capital humain et celle des ressources internes ont démontré, respectivement, leurs applications dans l'explication des retours de la formation et de sa valeur stratégique pour les firmes. Au niveau conceptuel, nous retenons une fonction de production Cobb-Douglas à valeur ajoutée dans laquelle nous préférons, comme variable dépendante, la production. Dans ce modèle économétrique, la variable des dépenses de formation par employé a un impact sur la productivité de la firme via son effet sur le travail. Pour estimer adéquatement les rendements de la formation, nous devons traiter préalablement de deux biais techniques soit de l'hétérogénéité inobservée entre entreprises et du caractère possiblement endogène des

³⁹Les résultats des corrélations entre les valeurs retardées de F_{it} et I_{it} , disponibles au tableau 2 en annexe, montrent la présence de liens d'associations positifs et significatifs à 0,01.

décisions de formation. Ainsi, il peut y avoir corrélation entre la formation et la productivité mais pas nécessairement d'effet causal. Dans le cadre de nos estimations, l'usage de différents estimateurs s'offrent à nous pour tenter de contrôler ces sources de biais tels que: les effets fixes et aléatoires, les variables instrumentales, la correction pour l'autocorrélation de premier ordre et l'usage de données longitudinales. Enfin, la théorie et les études empiriques évoquent la possibilité que la formation puisse avoir un impact différé sur la productivité des entreprises et que son effet soit bonifié par l'interaction de d'autres pratiques.

Nous présenterons dans la prochaine section les données retenues dans le cadre de nos estimations.

3.2 Les données retenues pour les estimations

Dans la section qui suit, nous traitons à la fois de la composition de l'enquête initiale utilisée ainsi que de celle de notre échantillon. Une description détaillée de la composition de l'enquête et de la structure de notre échantillon fait l'objet de l'annexe I. Les statistiques descriptives pour l'ensemble des variables utilisées dans le cadre de nos estimations figurant au tableau 1, à l'annexe IV.

Nous utilisons les données issues du questionnaire des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) pour la période de 1999 à 2005. Cette enquête développée par Statistique Canada offre des informations uniques non disponibles dans les banques de micro-données publiques. Nous avons arrêté notre choix sur les données de l'EMTE pour plusieurs raisons. D'abord, le caractère longitudinal⁴⁰ de l'enquête permet une meilleure compréhension des changements survenus au sein des lieux de travail. La seconde raison qui a motivé le choix de l'EMTE concerne à la fois le caractère relativement récent des données disponibles et les taux de réponses élevés

⁴⁰ De façon non surprenante, l'utilisation des données longitudinales a montré son utilité afin de corriger les difficultés méthodologiques liées aux biais d'hétérogénéité non observée, ainsi qu'au niveau du caractère endogène des facteurs de production, incluant la formation (Dostie et Montmarquette, 2007).

autant au niveau des milieux de travail qu'au niveau des employés. À titre informatif, en 2005, le taux de réponse des employeurs était de 77,7%⁴¹, représentant 6 693 établissements canadiens, et 24 197 employés.

En plus des emplacements exclus par le design de l'EMTE, nous avons inclus certaines restrictions afin de limiter la composition de notre échantillon. Pour estimer nos modèles d'impact de la formation sur la productivité des entreprises, nous travaillons avec un échantillon composé de 1621 firmes et de 11347 observations pour le Canada, présentant un panel balancé de sept années consécutives⁴². Le nombre d'observations variera en fonction des spécifications ajoutées au modèle passant de 6175 observations pour un modèle parcimonieux sans délai, à 1555 observations lorsque nous tenons compte d'un retard de quatre années pour la variable de formation et des investissements en capital physique, ainsi que de l'ensemble des variables de contrôle. Cette réduction dans le nombre d'observations est due à trois restrictions. Voici les critères retenus.

Premièrement, pour mesurer le caractère longitudinal des retours de la formation au niveau organisationnel, nous avons retenu uniquement les firmes que nous pouvions suivre durant sept années consécutives soit de 1999 à 2005 concernant leurs décisions de formation. Deuxièmement, nous excluons les organismes sans but lucratif, puisque nous sommes d'avis que les organisations sans but lucratif n'ont pas les mêmes objectifs de production que les firmes à but lucratif. Troisièmement, nous avons exclu les emplacements qui rapportaient des rendements financiers négatifs. Si nous supposons théoriquement, que le modèle fonctionne avec la maximisation des profits, nous pensons que l'inclusion de ces emplacements aurait pu engendrer des problèmes techniques dans nos estimations. On peut penser aussi que les emplacements avec des rendements

⁴¹Source : site Internet de Statistique Canada – informations sur l'exactitude des données de l'EMTE : http://www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=2615&lang=fr&db=IMDB&dbg=f&adm=8&dis=2

⁴² Les essais que nous avons pu faire en considérant un échantillon sur une plus longue période soit de 1999 à 2006, a réduit le nombre de firmes que nous pouvions suivre consécutivement à 1468 firmes comparativement à 1621 firmes et conduit à des résultats peu différents de ceux qui sont présentés ici. Les résultats de ces estimations sont disponibles sur demande.

négatifs représentent des situations dites exceptionnelles. Notre échantillon est aussi constitué de tous les emplacements qui ont au moins un employé.

En résumé, notre échantillon est actuellement composé de l'ensemble des firmes à but lucratif qui rapportaient des rendements financiers positifs et pour lesquelles, nous avons de l'information quant à leurs décisions de formation⁴³.

Par comparaison à la majorité des études longitudinales antérieures (voir [tableau 7](#)), notre panel est de plus grande taille. Nos données restent aussi représentatives de l'ensemble des entreprises canadiennes. Dans la présente étude, la taille de l'établissement est déterminée selon l'effectif total au sein de l'emplacement. Les petits établissements comptent de 1 à 99 employés, les établissements de taille moyenne de 100 à 499 employés et les grands établissements, 500 employés et plus. Le [tableau 7](#) montre, pour la période à l'étude, que notre échantillon est composé majoritairement de petits établissements (97,9%), suivis des établissements de taille moyenne (1,9%) et des grands établissements (0,1 %). Ainsi, la répartition de notre échantillon va dans le même sens que les résultats d'une publication du *Ministère de l'Industrie*, qui montraient qu'en 2003, la vaste majorité des entreprises canadiennes soit, 98,7 % employaient de 1 à 99 employés, suivis de 1,1 % des entreprises qui employaient de 100 à 499 employés et des grandes entreprises représentant 0,3 % du total des entreprises canadiennes en 2003 (Kanagarajah, 2006).

En ce qui a trait aux secteurs d'activités, si nous pouvons facilement observer de 1999 à 2005, une forte présence du secteur du commerce de détail et des autres services commerciaux (23,8 %) au Canada, nous pouvons remarquer aussi que les 2^e et 3^e secteurs en importance sont représentés respectivement par le secteur de la finance et des assurances (14,7 %) et par celui de l'enseignement et des services de soins de santé

⁴³ En suivant les recommandations de Statistique Canada, les erreurs-types reportées dans les tableaux de résultats ont été pondérées à l'aide de poids « bootstrap » moyens, lorsque les techniques d'estimations le permettent.

(10,7 %). Nous pouvons retenir aussi que la plupart des firmes canadiennes oeuvrent dans le secteur des services, représentant en moyenne 74,9 % de l'échantillon⁴⁴.

Parmi l'ensemble des entreprises à l'étude, la proportion moyenne d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien était de l'ordre de 61,1 %. Les résultats présentés montrent aussi qu'en moyenne 4,7 % des établissements au Canada ont un service distinct de ressources humaines formé de plus d'une personne au sein de leur emplacement⁴⁵. Nous pouvons voir aussi que 5,4 % des établissements canadiens ont indiqué ne pas être directement en concurrence avec d'autres entreprises. Les données montrent qu'en moyenne 20,7 % des établissements mentionnaient avoir une présence syndicale au sein de leur emplacement.

Pour ce qui est des variables liées aux caractéristiques de la main-d'œuvre, le portrait descriptif obtenu pour la période de 1999 à 2005 montre que notre échantillon est composé en moyenne de 48,0 % de femmes et de 18,9% d'employés à temps partiels. Nous incluons également comme variable explicative une variable reflétant les différents niveaux de compétences au sein de l'organisation. Puisque nous n'avons pas accès au niveau de formation des employés ou encore aux diplômes obtenus par les employés, nous croyons intéressant de mesurer le stock de capital humain en utilisant une variable proxy de l'éducation, comme l'a fait Kayahan (2006), soit la proportion d'employés à temps plein par catégorie d'emploi occupé. En ce qui concerne les catégories professionnelles les plus importantes (sur le plan du nombre d'employés) au sein des entreprises canadiennes, celles liées au personnel technique (17,8% de travailleurs), à la gestion (14,6 %) et à l'administration (12,9%) rapportent en moyenne les pourcentages les plus élevés. Enfin, le taux de roulement volontaire moyen au sein de notre échantillon est de 15,6%.

⁴⁴ Ce pourcentage est obtenu en regroupant la proportion des établissements issus des secteurs 7 à 14 inclusivement pour la période à l'étude.

⁴⁵ Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Chaykowski et Slotsve (2006) dans leur étude réalisée avec les données de l'EMTE pour la période de 1999 à 2002 auprès des établissements canadiens.

4. Les résultats empiriques

Dans cette section, nous présenterons les résultats de nos estimations quant à l'impact de la formation sur la productivité des organisations canadiennes de 1999 à 2005 avec différentes spécifications. La discussion de nos résultats pour les analyses de régression sera divisée en cinq parties. Dans la première section, nous discuterons des modèles estimés avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Dans la seconde section, nous nous intéresserons aux tests d'erreurs de spécification du modèle. La troisième section permettra de s'intéresser au caractère endogène ou prédéterminé de la formation. Selon l'hypothèse retenue, différentes méthodes d'estimations s'offrent à nous pour corriger cette source de biais : le modèle à effets fixes en comparaison avec le modèle à effets aléatoires ainsi que la méthode avec variables instrumentales. La quatrième section quant à elle s'intéressera essentiellement aux effets retardés de la formation sur la productivité. Ces estimations réalisées à partir d'un modèle à retards échelonnés seront également corrigées par la voie d'un processus autorégressif de premier ordre AR(1).

Enfin, nous pousserons plus loin l'exploration des effets de la formation sur la productivité, en discutant des résultats liés à l'hypothèse de complémentarité entre les investissements en capital physique et en formation.

Comme nous l'avons précisé antérieurement pour les estimations à réaliser, la variable dépendante représentera la production mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée ($\ln VA_{it}$). Les facteurs principaux de production seront représentés par : le logarithme du nombre d'employés total ($\ln L_{it}$), le logarithme du ratio des dépenses en formation structurée/l'effectif total ($\ln F_{it}$), le logarithme des investissements en capital physique ($\ln I_{it}$) et la proportion d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien (T_{it}). Comme les études empiriques antérieures utilisant un devis de recherche longitudinal (ex. Colombo et Stanca, 2008; Dearden et al., 2006; Dostie et Pelletier, 2007), toutes les régressions incluent des variables dichotomiques pour le temps, les secteurs d'activités et une constante. On peut noter par ailleurs, que les estimations, non présentées ici, dans lesquelles on utilise la valeur ajoutée comme variable de production,

les dépenses en formation et les investissements en capital physique sans même les déflater par un indice des prix à la consommation (IPC) annuel, ne sont pas sensiblement différentes de celles déflatées par un IPC annuel⁴⁶.

Rappelons également que l'estimation des modèles parcimonieux (sans la considération des variables de contrôle) est aussi nécessaire pour mesurer l'impact de la formation sur la productivité. Toutefois, pour réduire les biais de spécification du modèle, il est préférable de retenir les modèles avec les variables de contrôle, puisqu'ils prennent en considération les caractéristiques individuelles, structurelles et concurrentielles de notre échantillon. Les résultats complets pour l'ensemble des spécifications sont présentés aux tableaux 4 à 6 en annexe.

4.1 Le modèle des moindres carrés ordinaires

Intéressons-nous dans un premier temps au cas où il n'y a pas d'effet retardé de la formation. Les résultats présentés au tableau 4, pour les quatre premières colonnes (modèles 1 à 1.3) concluent à un effet positif et significatif de la formation sur la productivité des entreprises. Les résultats se lisent de la manière suivante : une hausse de 10 % dans les dépenses en formation structurée par employé entraînerait une augmentation variant de 0,6 % (avec variables de contrôle, modèles 1.2 et 1.3) à 0,9 % de la productivité, avec l'option *cluster*⁴⁷ (modèle 1.1) et ce, comparativement à une entreprise moyenne de l'échantillon.

Les investissements en capital physique ont aussi des effets positifs et significatifs pour l'ensemble des spécifications du modèle 1. Par exemple, si l'on suppose une hausse de 10 % dans les dépenses en capital physique, alors on peut

⁴⁶ Les résultats sans valeurs déflatées sont disponibles sur demande. Notons également que cette conclusion représente celle de Mairesse et Desplatz (2003). La raison pour laquelle il est toutefois préférable d'utiliser des variables déflatées (mesurées en valeurs constantes plutôt qu'en valeurs courantes) concerne l'estimation des coefficients affectés par le temps, donc on souhaite qu'ils ne soient pas influencés par une inflation annuelle des prix. Ce qui permet de mesurer l'apport réel de la variation de la variable sur la production de l'entreprise.

⁴⁷ Cette option suppose que les observations sont indépendantes d'un groupe à l'autre, mais pas nécessairement à l'intérieur d'un même groupe. Seuls les erreurs-types sont ajustées pour tenir compte du nombre de groupes. L'option n'affecte pas les coefficients mais seulement les écarts-types de ces coefficients.

s'attendre à une augmentation de 0,9 % de la productivité (modèle 1.3) comparativement à une entreprise moyenne.

Nos résultats montrent aussi une association positive et significative entre l'utilisation d'un ordinateur et la croissance de la productivité, même après avoir tenu compte de la variation de l'intensité des investissements en capital physique. À titre d'exemple, dans le modèle 1.3 dans lequel on tient compte des variables de contrôle, une hausse de 10 points de pourcentage dans la proportion des employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien entraîne une augmentation de la productivité de 4,5 %⁴⁸ au sein de l'entreprise. En empruntant la réflexion de Baldwin et Gellatly (2007), nous pouvons dire, à notre tour, que l'effet de la proportion d'utilisateurs de technologie sur la productivité des firmes va au-delà de ce que l'on peut considérer essentiellement comme un approfondissement du capital physique.

Enfin, lorsque l'on s'intéresse au facteur de travail, dans le cadre de la fonction de production, nos résultats montrent que l'emploi présente des rendements constants dans les modèles 1 à 1.3.

4.2 Le caractère endogène ou prédéterminé de la variable formation

Comme nous l'avons mentionné antérieurement, il est rapidement admis dans les études longitudinales traitant de l'impact de la formation sur des indicateurs de performance organisationnelle que les différences entre les résultats proviennent du fait que la formation soit endogène par exemple, à la production. Toutefois, ce n'est pas systématiquement le cas dans les études empiriques. Rappelons que s'il existe un problème de simultanéité avec la variable de formation, les estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) seront moins performants (Baltagi, 2008; Gujarati, 2004).

⁴⁸ Note : La forme semi-logarithmique du coefficient tient compte de la non linéarité. Pour en arriver à cette interprétation, dans le cas d'un modèle semi-log $\ln(Y_i) = \beta_i x$ nous avons appliqué le raisonnement qui suit : une augmentation de d unités de la VI est associé à $100[\exp(\beta_i d) - 1]$ pourcentage de changement de la VD. Si nous considérons que $\exp(x) \approx 1 + x$, si x est près de 0, alors : on peut dire qu'une hausse de d unités de la VI entraîne $100\beta_i d$ pourcentage de changement de la VD (Gujarati, 2004). En d'autres mots, pour une augmentation de 10 points de pourcentage dans la proportion d'employés utilisant un ordinateur, nous avons une augmentation de $100 * 0,0045 * 10$ % (ce qui donne 4,5 %) de la productivité au sein de l'entreprise. Cet exemple n'est valide que pour le cas $\ln(Y_i) = \beta_i x$.

Ainsi, avant d'abandonner les MCO au profit de techniques d'estimations alternatives pour corriger le biais d'endogénéité, nous devons effectuer un test de simultanéité afin de vérifier si une variable explicative, ici la formation, est corrélée avec le terme d'erreur. La réalisation du test d'endogénéité de Nakamura-Nakamura (Nakamura et Nakamura, 1981; 1998) montre que les résultats sont à la marge du seuil d'acceptation de l'hypothèse nulle (H_0 = absence d'endogénéité) puisque la valeur observée de la statistique t est de 1,66, comparativement à la valeur théorique de la statistique t qui est de 1,645. En d'autres mots, puisque la valeur observée (1,66) est supérieure à la valeur théorique (1,645), nous devons rejeter l'hypothèse nulle et conclure, pour ce test, à la présence d'endogénéité. La démarche de test ainsi que les résultats sont disponibles au tableau 3.1 en annexe. Ainsi, étant donné que les résultats sont à la marge du seuil d'acceptation de l'hypothèse nulle (absence d'endogénéité), nous croyons qu'il est dans l'intérêt de notre recherche de réaliser un second test afin de vérifier le caractère endogène ou non de la formation au sein de notre échantillon.

Un second estimateur qui s'offre à nous pour tester la présence d'endogénéité est l'utilisation du test de Hausman. Les résultats obtenus, au tableau 3.2, suggèrent encore une fois de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'endogénéité des variables explicatives ($p=0,0124$), ce qui laisse la possibilité que la variable de formation soit endogène à la productivité. Pour corriger ce biais potentiel, comme nous l'avons précisé antérieurement, la formation devrait être estimée sur une longue période de temps, pour en documenter l'ensemble des retours possibles, d'où l'intérêt d'utiliser un modèle récursif pour mesurer les retours sur les investissements en formation avec plus d'une année de délais.

Afin de tenir compte du caractère endogène de la formation, nous avons choisi d'instrumenter la variable de formation par sa valeur retardée d'une année ($t-1$). Le modèle 7, présenté dans le tableau 5 en annexe, montre que la partie exogène de la variable de formation exerce un effet positif et significatif sur la productivité. Une augmentation de 10 % dans les dépenses de formation par employé engendre une augmentation de 1,9 % de la productivité de l'entreprise pour l'année suivante. On se

retrouve ici avec le cas où une méthode à variables instrumentales est appropriée dans l'estimation de l'impact de la formation sur la productivité.

Par ailleurs, les résultats du test de spécification d'Hausman rejettent l'hypothèse d'absence de corrélation⁴⁹ entre les effets spécifiques individuels et les variables explicatives du modèle (valeur $p=0,000$). Ce résultat nécessite de considérer la méthode à effets fixes dans le traitement de nos observations. Néanmoins, la faiblesse générale des résultats obtenus avec l'estimation à effets fixes peut être visualisée à l'aide du tableau 5 (au modèle 6). Ces résultats peuvent être attribuables à deux facteurs, selon Kayahan (2006). D'abord, la variation intra-individuelle dans le modèle 6 est peut-être trop faible (R^2 within = 0,2066)⁵⁰, ou encore le caractère endogène des facteurs de production peut biaiser les estimations même si les effets spécifiques à la firme (μ_i) sont contrôlés avec cette technique d'estimation. Dans ce cas, le modèle à effets aléatoires semble préférable puisque la variation intra-individuelle est plus faible que les variations inter-individuelles (R^2 between = 0,8133). Dans le cas de la formation, l'essentiel de la variabilité a lieu entre les firmes, appuyant encore une fois que l'effort passé de formation est un bon indicateur de l'effort actuel (Aubert et al., 2009).

Pour terminer cette seconde analyse, nous avons procédé au test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan afin de tester l'hypothèse de variance constante des résidus et au test d'autocorrélation des erreurs. L'idée générale du test de Breusch-Pagan est de vérifier si le carré des résidus peut être expliqué par les variables du modèle (Baltagi, 2008). Si la valeur calculée du χ^2 (distribution du khi-carré) est supérieure à la valeur critique du χ^2 au seuil retenu, alors on peut rejeter l'hypothèse d'homogénéité de la variance. Les résultats de ce test (tableau 3.3) ont permis d'accepter l'hypothèse nulle de variance constante au seuil critique de 5 % (χ^2 calculé = 1,77; $p = 0,1835$). L'hypothèse de la variance constante, au sein de notre échantillon, est donc acceptée.

⁴⁹En d'autres mots, il s'agit de tester l'hypothèse H_0 : « il n'y a pas de différences significatives entre les coefficients des deux estimateurs ».

⁵⁰ Les valeurs pour les variations intra-individuelles et inter-individuelles sont disponibles sur demande.

Le test d'autocorrélation, pour sa part, rapporte la statistique du test de Durbin-Watson (DW). Sachant que l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation des erreurs, nos résultats montrent au tableau 6, que la valeur de la statistique de DW passe de 1,18 pour un modèle parcimonieux à effets aléatoires, AR(1) sans variable de contrôle (modèle 8) à une valeur de 1,70 pour un modèle à effets aléatoires, AR(1) avec variables de contrôle et tenant compte des effets retardés sur les variables de formation et d'investissements en capital physique (modèle 10.3). Ainsi, lorsque l'on applique un modèle récursif avec des retards de t-1 à t-4 pour la variable de formation ainsi que pour les investissements en capital physique, la valeur du DW se rapproche graduellement de 2⁵¹. En conséquence, nous apporterons aux modèles à effets aléatoires les corrections appropriées pour tenir compte de l'autocorrélation des erreurs en appliquant le processus autorégressif de premier ordre (modèles présentés au tableau 6). Le recours à cet estimateur vise à éprouver la robustesse de nos résultats statistiques.

4.3 Quel est l'intérêt des modèles parcimonieux avec des données longitudinales ?

Ajoutons que quelques travaux présentent des modèles parcimonieux de l'estimation des rendements de la formation (Ballot et al., 2006; Barrett et O'Connell, 2001; Dearden et al., 2006). Notre recherche montre également, tout comme les travaux de Zwick (2002, 2006) que l'exclusion de certaines variables peut biaiser les modèles et surestimer l'impact de la formation sur la productivité de l'organisation dans un contexte longitudinal.

Les résultats disponibles au tableau 5 montrent que l'estimation de l'impact de la formation sur la productivité des organisations diminue lorsque nous ajoutons d'autres variables (vecteur X_{it}) dans les modèles 5.1, 6.1 et 7.1 et 8.1 (comparativement au

⁵¹ La statistique de Durbin-Watson (DW) indique le degré d'autocorrélation dans une série chronologique. La statistique DW peut prendre des valeurs allant de 0 à 4. Une valeur inférieure à 1 ou supérieure à 3 indique une autocorrélation évidente. Une valeur voisine de 2 indique qu'il y a possiblement absence d'autocorrélation de premier ordre (Gujarati, 2004).

modèles 5, 6, 7 et 8) et ce, bien que le pouvoir explicatif des modèles augmente. À titre d'exemple, une augmentation de 10,0 % des dépenses de formation structurée par employé, dans le modèle 5, entraîne une hausse de 0,6 % de la productivité au sein de la firme comparativement à une hausse de 0,5 % de la productivité lorsque l'on prend en considération les variables de contrôle (modèle 5.1). Ces observations sont conformes aux résultats d'estimations de Zwick (2002) à l'effet que le biais des variables omises joue un rôle dans les estimations des effets de la formation sur la productivité. Ainsi, les modèles parcimonieux que nous avons estimés (modèles 5, 6, 7 et 8) ont tendance à surestimer les effets de la formation sur la productivité.

Par ailleurs, lorsque l'on s'intéresse à l'interprétation de l'emploi dans nos modèles, on note qu'il y a peu de différences entre les modèles parcimonieux et ceux incluant des variables de contrôle. Si l'on compare les résultats obtenus pour les modèles 5.1, 7.1 et 8.1 (incluant les variables de contrôle) avec les modèles 5, 7 et 8, nous pouvons voir que les coefficients de la variable d'emploi sont sensiblement identiques et qu'il y a des rendements constants.

Nous pouvons remarquer aussi au tableau 5 que dans les modèles parcimonieux 5 et 6, que le coefficient des investissements en capital physique est significatif mais négatif, ce qui est contraire à nos attentes théoriques⁵².

De même, nos résultats montrent que l'introduction de variables de contrôle réduit également l'effet explicatif de la variable de technologie. À titre d'exemple, dans les modèles 7 et 7.1, l'augmentation de 10 points de pourcentage dans la proportion d'employés utilisant un ordinateur entraînera une hausse de la productivité au sein de l'entreprise de 2,8 % (sans variable de contrôle) à 2,5 % (avec variables de contrôle). Nous reviendrons un peu plus loin aux variables composant le vecteur X_{it} permettant ainsi de confirmer la robustesse de nos estimations.

⁵² Cette explication s'appuie aussi sur les travaux de Olley et Pakes (1996) qui proposent que les producteurs (dans notre cas les firmes) possèdent de l'information (partiellement ou en totalité) sur leur productivité, que les chercheurs considèrent comme non observables puisqu'ils ne peuvent avoir accès à cette information. Ce qui expliquerait le signe négatif du coefficient des investissements en capital physique.

4.4 Les effets différés de la formation sur la productivité

Dans le cadre des modèles à effets différés, la structure de retards est le temps $t-1$ à $t-4$. Le temps « t » pour l'année courante n'est pas retenu de façon à éviter les problèmes potentiels de simultanéité. Lorsque l'on s'intéresse aux effets différés de la formation, dans les modèles 2 et 3, les résultats suggèrent que la formation est significative et positive à la quatrième année de retard. Une augmentation de 10 % des dépenses en formation structurée par employé pour une année, se traduit par une augmentation totale de la productivité de 1 % sur quatre ans.

Les résultats suggèrent aussi que les délais plus courts montrent un faible impact, confirmant l'hypothèse de la théorie du capital humain, pour ensuite connaître une croissance dans le temps. Les coefficients estimés à $t-2$ et $t-3$ bien que non significatifs suggèrent ainsi qu'il y a une période d'ajustement entre la dépense de formation et la rentabilité de l'investissement. Cette explication associée aux retours sur les investissements en formation demeure valide pour l'ensemble des modèles récursifs estimés.

Aussi, les résultats présentés dans les modèles 5.3 et 10.2 montrent que les résultats pour la variable de formation présentent une structure de rentabilité qui diffère de celles des investissements en capital physique. Comme nous pouvons le voir au graphique 2 en annexe, **la structure des retards ($t-1$ à $t-4$) pour expliquer l'impact de la formation sur la productivité des entreprises canadiennes a une forme en U inversé : elle connaît d'abord une période de croissance, atteint un sommet et décline par la suite tandis qu'elle est strictement décroissante pour l'investissement en capital physique.** L'ajout des variables de contrôle au modèle 10.3 ne change en rien ce constat. La conception usuelle qui s'applique aux investissements physiques ne s'applique pas forcément aux investissements en capital humain. Nos résultats montrent un effet positif des investissements différés en formation pour les deuxième et troisième années de retard sur la productivité (modèles 10 et 10.2). Ces observations confirment les résultats de Maliranta et Asplund (2007) qui proposaient que les effets de la formation sur la productivité pouvaient être différés et positifs. À titre d'exemple, les résultats du modèle 10.2 montrent qu'une augmentation de 10 % des dépenses en

formation structurée par employé, pour une année, engendre au total sur quatre ans, une croissance de la productivité de la firme d'environ 0,8 %⁵³.

Par ailleurs, comparativement aux travaux de Zwick (2002, 2006) qui montraient que l'impact de la formation était positif et non significatif pour la troisième année de retard, nos résultats montrent, pour l'ensemble des spécifications 10 à 10.3, un impact positif et significatif pour la troisième année de retard ainsi qu'un impact positif et non significatif pour la quatrième année de retard.

4.5 La complémentarité des facteurs de production

Les résultats des estimations tenant compte de l'interaction entre les investissements en capital et ceux réalisés en formation sont reportés au tableau 6. La variable d'interaction $\ln F_{it} * \ln I_{it}$ a un coefficient positif et significatif pour les modèles 11 et 11.1, indiquant des complémentarités entre F_{it} et I_{it} pour la productivité des firmes. Ce qui confirme l'hypothèse de la présente recherche. L'effet global des I_{it} et de l'interaction entre F_{it} et I_{it} dans le modèle 11.1 est de l'ordre de 0,0611, ce qui signifie qu'une hausse de 10 % dans les investissements en capital physique bonifié des dépenses en formation structurée par employé en 2004, entraînera en moyenne une augmentation de 0,6 % de la productivité de l'entreprise l'année suivante, comparativement à une entreprise qui n'a pas intégré de pratiques complémentaires à la formation, tel que l'investissements en capital physique.

Cependant, les résultats obtenus ne permettent pas de montrer la supériorité de l'effet d'interaction dans l'explication des retours sur les investissements en formation. La comparaison des R^2 des modèles 9 (sans variable de contrôle) et 10.3 (avec variables de contrôle) avec ceux des modèles traitant de l'effet combiné de F_{it} et I_{it} , soit les modèles 11 (sans variable de contrôle) et 11.2 (avec variables de contrôle) permet de tirer ces conclusions.

⁵³ L'élasticité totale pour F_{it} est obtenue en additionnant les coefficients de F_{it} (t-1 à t-4) dans le modèle 10.2, soit : 0,0017+0,0221+0,0412+0,0136.

Aussi, dans le modèle 9, si nous additionnons les effets retardés pour les investissements en capital physique (0,0715) avec ceux de la variable F_{it} (0,0268), l'effet global est de 0,0983. Pour ce qui est du modèle 10.3, l'effet global des investissements en capital physique et en formation pour les quatre années de retard est de l'ordre de 0,2475. Ce qui signifie, par exemple pour le modèle 10.3, qu'une augmentation de 10 % des investissements totaux pour une année, entraînera une hausse totale d'environ 2,5 % de la productivité de l'entreprise sur une période de quatre ans. Ensuite, considérant que l'effet combiné global de F_{it} et I_{it} , dans les modèles 11 et 11.2 sera respectivement de 0,0641 et de 0,1621, nous pouvons nous attendre à un impact inférieur de l'effet d'interaction entre F_{it} et I_{it} sur la productivité des entreprises. En d'autres mots, une hausse de 10 % du produit des investissements en capital physique et dans les dépenses en formation structurée par employé, pour une année, entraînera au total sur une période de quatre ans, une croissance de la productivité d'environ 1,6 % pour le modèle 11.2. Donc, tout comme certaines études empiriques précédentes (Huselid, 1995; Zwick, 2006), nous ne pouvons conclure, dans le cadre de nos estimations, à la supériorité de l'interaction entre les investissements en capital physique et les dépenses en formation structurée par employé.

4.6 L'interprétation des variables de contrôle avec et sans retard

Dans cette section, nous présenterons une interprétation de l'effet des variables de contrôle incluses dans le vecteur X_{it} de notre modèle. Nous présenterons d'abord les relations significatives et ensuite, nous procéderons à l'interprétation des relations non significatives. Dans ce deuxième cas, nous nous référerons principalement au modèle que nous préférons soit la spécification 10.3.

D'abord, si l'on trace un premier portrait des variables de contrôle, nous pouvons noter que le sens et la significativité de leurs relations dans les modèles changent selon l'inclusion des effets retardés ou non. Ainsi, dans le modèle de base 1.3 et sans retard, nous pouvons noter que les caractéristiques suivantes sont significatives et positives : la

présence d'un service de ressources humaines et le pourcentage d'actifs détenus par des intérêts étrangers. Les caractéristiques individuelles, telles que le sexe, le temps de travail et le taux de roulement, ont quant à elles, un impact significatif et négatif sur la productivité. Nous avons trouvé que la présence d'un syndicat et le fait de ne pas être en concurrence n'ont pas d'effet significatif sur la productivité. Cependant, lorsque l'on s'intéresse à l'impact des effets différés des investissements en formation et en capital physique, l'interprétation des variables de contrôle change en grande partie.

Ainsi, lorsque l'on traite des effets différés et que l'on corrige pour l'autocorrélation (modèle 10.3), nous pouvons observer que seulement deux variables demeurent significatives : le pourcentage d'actifs détenus par des intérêts étrangers et la proportion d'employés à temps partiel. Ainsi, le pourcentage des actifs de l'entreprise détenus par des intérêts étrangers a un impact favorable et significatif sur la productivité des firmes : une hausse de 10 points de pourcentage dans la proportion d'actifs détenus par des intérêts étrangers entraînerait une augmentation de 1,3 % de la productivité pour les firmes canadiennes. Ces résultats vont dans le même sens que la littérature empirique canadienne consultée. Pour la seconde variable, si l'on suppose une hausse de 10 points de pourcentage d'employés en temps partiel, nous pouvons observer une baisse de 2,8 % de la productivité pour les firmes canadiennes.

Nous pouvons retenir également que la présence syndicale au sein des entreprises n'a pas d'effet significatif sur la productivité des firmes de notre échantillon, tout comme présence d'un service des ressources humaines. Ce dernier résultat peut être attribuable à la variable même et à la taille des entreprises incluses dans notre échantillon. Il se peut que ce résultat ait été différent, si nous avions retenu une autre mesure pour évaluer la manière dont se gère les questions relatives aux ressources humaines au sein des entreprises. Le choix de retenir une variable dichotomique plutôt qu'une variable à échelle additive, ce qui aurait pu être possible, restreint la portée explicative à « la présence [ou non] d'un service de ressources humaines distinct formé de plus d'une personne », plutôt qu'une variable mesurant le niveau de formalité de la gestion des ressources humaines, au sein des firmes d'autant plus que la majorité de notre échantillon (97,9 %) est constituée de petits établissements (1 à 99 employés).

Ensuite, le fait de ne pas être en concurrence a un effet non significatif sur la productivité, de même que pour le taux de roulement volontaire et la proportion des femmes au sein de l'entreprise.

Enfin, en ce qui concerne les différentes catégories professionnelles, on ne peut pas affirmer avec certitude qu'il y a une différence de productivité entre les catégories professionnelles dans les entreprises, puisque nos résultats bien qu'ils soient positifs ne demeurent pas significatifs, pour l'ensemble des catégories, lorsqu'on considère les effets retardés de la formation.

Conclusion

Nous estimons l'impact des effets différés de la formation structurée à l'aide des données issues des questionnaires des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* de Statistique Canada pour la période 1999-2005.

La littérature économique n'apporte pas de confirmation vraiment convaincante de l'existence ou non de tels gains de productivité consécutifs à la formation continue dispensée par les entreprises. Parmi les études récentes, la plupart se fondent sur une approche par fonction de production. À notre tour, nous utilisons une fonction de production de type Cobb-Douglas à valeur ajoutée modifiée pour tenir compte à la fois des investissements en formation et des investissements en capital physique au sein des entreprises.

Au niveau des retours sur les investissements en formation au sein des organisations, la variable étudiée demeure, dans la majorité des études recensées, la productivité (soit la production par employé en valeur ajoutée). Comme nous l'avons vu, en mesurant directement l'impact de la formation sur la productivité, ce choix contraint le chercheur à supposer des effets proportionnels pour l'emploi. Dans notre cas, nous retenons comme variable à l'étude la production, permettant de gagner de la flexibilité dans l'interprétation des coefficients estimés.

L'estimation des effets de la formation continue sur la productivité nécessite de bien vérifier les problèmes techniques qui peuvent être associés à l'étude de cette relation. Ce caractère se traduit, en pratique, par deux biais liés à l'hétérogénéité individuelle entre firmes et à la simultanéité entre la décision de formation et l'évolution de la productivité des entreprises. Dans le cadre de nos estimations, nous avons cherché à contrôler ces sources de biais par la voie d'un modèle récursif dans lequel la formation a été mesurée après un minimum d'une année et jusqu'à quatre années de retard pour en documenter l'ensemble des retours possibles.

Nos estimations réalisées avec les moindres carrés ordinaires, en tenant compte des effets retardés pour la formation (modèle 2.1) montrent que la formation a un effet significatif et positif sur la productivité. Ainsi une hausse de 10 % dans les dépenses en formation structurée par employé, pour une année, engendre une hausse globale de la productivité de 0,7 % pour les quatre années suivantes. Par ailleurs, nos résultats montrent avec la technique des variables instrumentales (modèle 7.1) que la formation a un impact positif et significatif sur la productivité : une hausse de 10 % dans les dépenses en formation structurée par employé pour une année, engendre une augmentation de la productivité d'environ 1,7 % pour l'année suivante. Enfin, lorsqu'on tient compte des effets retardés pour les investissements en formation et ceux réalisés pour le capital physique en corrigeant pour l'autocorrélation et en tenant compte des effets aléatoires (modèle 10.3), nos résultats montrent qu'une hausse de 10 % dans les dépenses en formation structurée par employé pour une année entraîne une croissance totale de la productivité de la firme d'environ 0,8 % sur quatre ans. Au niveau de la structure des retards, nos résultats montrent que les retours des investissements en formation ont une forme en U inversé.

Plusieurs chercheurs ont noté que la formation n'a pas uniquement un effet individuel sur la productivité mais qu'elle peut être bonifiée pas d'autres pratiques, dites complémentaires (Ichniowski et al., 1997). Aussi, pour tenir compte de l'hypothèse de complémentarité des effets de la formation avec d'autres types d'investissements au sein de l'entreprise, nous avons ajouté une variable d'interaction entre la formation et les investissements en capital physique dans la fonction de production estimée. Cette variable d'interaction a un coefficient positif et significatif indiquant l'importance des complémentarités entre ces deux types d'investissements pour la productivité des firmes. Toutefois, comme certaines études empiriques antérieures (Delaney et Huselid 1996, Zwick, 2006), nous ne pouvons conclure avec satisfaction à la supériorité du terme d'interaction dans l'estimation des effets de la formation sur la productivité. Cependant, nos résultats font mieux que la littérature empirique antérieure, traitant de la complémentarité des pratiques, puisque l'effet d'interaction a été testé dans un modèle récursif avec des données longitudinales. La non significativité des effets d'interaction

entre F_{it} et I_{it} peut s'expliquer, possiblement, par la colinéarité entre les retards. Nos résultats ouvrent la porte également à l'exploration de l'effet d'interaction entre d'autres pratiques de GRH et la formation, dans un contexte longitudinal récursif, sur la productivité des entreprises.

Par ailleurs, nos résultats montrent un intérêt certain à utiliser des données longitudinales dans l'étude des retours sur les investissements en formation. Ainsi, il existe plusieurs avantages à exploiter une banque de données longitudinales, comme c'est le cas avec l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* de Statistique Canada. Voici en résumé, quelques avantages liés à l'utilisation de données en panel. D'abord, l'avantage à utiliser de telles données tient à la taille de l'échantillon disponible qui est nettement plus grande, ce qui permet, également, d'obtenir des résultats d'estimations plus fiables. Le panel est alors une structure qui peut être soumise par exemple à l'influence de facteurs communs observables ou non observables (Hurlin et Mignon, 2007). Cette spécificité est particulièrement importante puisqu'elle entraîne des biais dans les résultats d'estimations lorsqu'elle est ignorée. Dès lors, le fait d'utiliser un modèle avec des données longitudinales permet d'être plus apte à réaliser une recherche dynamique. Ainsi, l'étude de la formation au sein des entreprises peut être mieux documentée, notamment en termes d'effet causal, mais permet aussi de déceler des effets qui ne sont normalement pas détectables avec l'utilisation de données transversales.

D'autre part, il est possible, à la lumière de nos estimations préliminaires, que la formation ait un impact sur d'autres indicateurs de la performance organisationnelle tel que l'engagement des employés. S'il est probable que la formation ait une influence sur différents indicateurs de la performance organisationnelle, alors il serait notamment possible de considérer la performance organisationnelle comme une mesure multidimensionnelle.

Malgré le support empirique des retours sur les investissements en formation à long terme pour les firmes canadiennes, nous pouvons nous demander pourquoi elles ne forment pas davantage si les retours sur les investissements en formation sont substantiels ? L'une des raisons qui peut expliquer cette réticence est la crainte de voir les employés quitter vers de meilleures opportunités à l'extérieur de l'entreprise. Dans le cadre du deuxième article nous tenterons d'apporter un éclairage supplémentaire sur la question de l'impact des investissements en formation structurée par employé sur le taux de roulement au sein des firmes canadiennes.

Bibliographie

Abowd, J.M., Haltiwanger, J. et Lane, J. (2004). Integrated Longitudinal Employer-Employee Data for the United States. *The American Economic Review*, Vol. 94 (2), 224-229.

Acemoglu, D. (1998). Why do new technologies complement skills ? Directed technical change and wage inequality. *Quartely Journal of Economics*, Vol. 113 (4), 1055-1091.

Acemoglu, D. et Pischke, J-S. (1999). The Structure of Wages and Investment in General Training. *The Journal of Political Economy*, Vol. 107 (3), 539-572.

Almeida, R. et P. Carneiro (2006). The return to the Firm Investment in Human Capital . *Discussion Paper Series*, no 1937, Institute for the Study of Labor (IZA).

Almeida-Santos, F. et Mumford, K. (2004). *Employee Training and Wage Compression in Britain*. Department of Economics and Related Studies: University of York.

Ambler, S., Cardia, E. et Phaneuf, L. (1992). Contrats de salaire, croissance endogène et fluctuations. *L'Actualité économique*, Vol. 68 (1-2), 175-204.

Aragon-Sanchez, A., Barba-Aragon, I. et Sanz-Valle, R. (2003). Effects of training on business results. *The International Journal of Human Resource Management*, Vol. 14 (6), 956-980.

Archambault, G. (1997). La formation de suivi et le transfert des apprentissages. Article publié dans la revue *Gestion*, consulté dans le recueil collectif *Former pour performer*, sous la direction de D. Bouteiller, Collection Racines du Savoir, 312-323.

Arellano, M. et Bond, P. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, Vol. 58 (2), 277-297.

Arellano, M. et Honoré, B. (2001). *Panel Data Models* : Some Recent Developments. In Heckman, J. et Leamer, E. (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, Ch. 53.

Arthur, J.B. (1994). Effects of Human Resource Systems on manufacturing Performance and Turnover. *Academy of Management Journal*, Vol. 37 (3), 670-687.

Aubert, P., Crépon, B. et Zamora, P. (2009). Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires. *Économie et Prévision*, Vol.1 (187), 25-46.

Bailey, A. (2007). *Un investissement rentable - Mettre l'investissement en formation en rapport avec les résultats d'entreprise et l'économie*, Rapport de recherche, Centre du savoir sur l'apprentissage et le milieu de travail, Conseil canadien sur l'apprentissage : Ottawa.

Baldwin, J. R. (1999). Innovation, formation et réussite. *Document de recherche no 137*, Direction des études analytiques, Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, John R., Diverty, B. et Sabourin, D. (1995). Utilisation des technologies et transformation industrielle : perspectives empiriques. Direction des études analytiques, *Document de recherche no 11F0019MIF1995075 au catalogue*. Statistique Canada : Ottawa.

Baldwin, J. R. et Gellatly, G. (2007). Capacités d'innovation : utilisation de technologies, croissance de la productivité et rendement des entreprises : résultats des enquêtes canadiennes sur la technologie. Série sur l'économie canadienne en transition, *Document de recherche no 11-622-MIF au catalogue*. Statistique Canada : Ottawa.

Baldwin, J. R., Gray, T. et Johnson, J (1995). *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication*. Cahier de recherche. Statistique Canada : Ottawa.

Baldwin, J.R., Rama, E. et Sabourin, D. (1999). Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90. Division de l'analyse micro-économique. *Document de recherche no 11F0019MPE105 au catalogue*. Statistique Canada : Ottawa.

Ballot, G., Fakhfakh, F. et Taymaz, E. (2001). Firms' human capital, R&D and performance: a study on French and Swedish firms. *Labour Economics*, Vol. 8 (4), 443-462.

Ballot, G., Fakhfakh, F. et Taymaz, E. (2006). How Benefits from Training and R&D, the Firm or the Workers?. *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 44 (3), 473-495.

Ballot G., Fathi, F. et Erol, T. (2002). Who benefits from training and R&D: the firms or the workers ? A study on panels of French and Swedish firms. *ERC Working Papers in Economics*.

Baltagi, B.H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Fourth edition.

Baltagi, B.H., Bresson, G. et Pirotte, A. (2003). Fixed effects, random effects or Hausman-Taylor ? A pretest estimator. *Economics Letters*, Vol. 79 (3), 361-369.

Barney, J. (1991). Firm Resources and Sustained Competitive Advantage. *Journal of Management*, Vol. 17 (1), 99-120.

Barney, J. et Wright, P.M. (1998). On becoming a strategic partner: The role of human resources in gaining competitive advantage. *Human Resource Management*, Vol. 37 (1), 31-46.

Barrett, A. et O'Connell, P.J. (2001). Does training generally work ? The returns to in-company training. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 54 (3), 647-662.

Barrette, J. et Carrière, J. (2003). La performance organisationnelle et la complémentarité des pratiques de gestion des ressources humaines. *Relations industrielles/Industrial Relations*, Vol. 58 (3), 427-453.

Barron, J.M., Black, D.A. et Loewenstein, M.A. (1989). Job matching and On-the-job training. *Journal of Labor Economics*, Vol. 7 (1), 1-19.

Barron, J.M., Berger, M.C. et Black, D.A. (1997). *On-the-job training*, W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

Bartel, A. (1994). Productivity Gains from the Implementation of Employee Training Programs. *Industrial Relations*, Vol. 33 (4), 411-425.

Bartel, A. (1995). Training, Wage Growth and Job Performance; Evidence from a Company Database. *Journal of Labor Economics*, Vol.13 (3), 401-425.

Bartel, A. (2000). Measuring the Employer's Return on Investment in Training: Evidence from the literature. *Industrial Relations*, Vol. 39 (3), 502-524.

Bartel, A., Ichniowski, C. et Shaw, K. (2004). Using Insider econometrics» to study productivity. *The American Economic Review*, Vol. 94 (2), 217-223.

Bartelsman, E. J. et Dhrymes, P.J. (1998). Productivity Dynamics: U.S. Manufacturing Plants 1972-1986. *Journal of Productivity Analysis*, Vol.9 (1), 5-34.

Bartelsman, E.J et Doms, M. (2000). Understanding Productivity : Lessons from Longitudinal Microdata. *Journal of Economic Literature*, Vol. 38 (3), 569-594.

Bassi, L., Harrison, P., Ludwig, J. et McMurrer, D. (2001). Human Capital Investments and Firm Performance. *Working Paper*, Human Capital Dynamics : Washington.

Bassi, L., Ludwig, J., McMurrer, D. et Buren, M.V. (2002). Profiting from Learning: Firm Level Effects of Training Investments and Market Implications. *Singapore Management Review*, Vol. 24 (3), 61-76.

Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, New York : National Bureau of Economic Research.

Becker, B. et Gerhart, B. (1996). The Impact of Human Resource Management on Organizational Performance: Progress and Prospects. *Academy of Management Journal*, Vol. 39 (4), 779-801.

Bishop, J.H. (1994). *The Impact of Previous Training on Productivity and Wages dans Training and the Private Sector*, Lisa M. Lynch ed., 161-199. NBER Comparative Labor Markets Series: The University of Chicago Press.

Bishop, J.H. (1988). Do employers share the costs and benefits of general training? *Working Paper no 88-08*, Center for Advanced Human Resource Studies, School of Industrial and Labor Relations: Cornell University.

Black, S.E. et Lynch, L. M. (1996). Human-capital investments and productivity. *American Economics Review (Papers and Proceedings)*, Vol. 86 (2), 263-267.

Black, S.E. et Lynch, L. M. (2001). How to compete : the impact of workplace practices and information technology on Productivity. *The Review of Economics and Statistics*, August, Vol. 83 (3), 434-445.

Blundell, R. et Bond, S. (2000). GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions. *Econometric Reviews*, Vol. 19 (3), 321 - 340.

Blundell, R., Bound, S. et Windmeijer, F. (2000). Estimation in Dynamic Panel Data Models : improving on the performance of the standard GMM estimators. *Working Paper 00/12*, The Institute for Fiscal Studies.

Booth, A.L. (1993). Private sector training and graduate earnings. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75 (1), 164-170.

Boxall, P. et Steeneveld, M. (1999). Human resource strategy and competitive advantage: A longitudinal study of engineering consultancies. *Journal of Management Studies*, Vol. 36 (4), 443-463.

Brunello, G. et Gambarotto, F. (2004). Agglomeration effects on employer-provided training: evidence from the UK. *CESifo Working Paper no 1150*, category 4: Labour Markets.

Budria, S. et Peirera, P. T. (2004). On the Returns to Training in Portugal . *IZA Discussion Paper no 1429*.

Cappelli, P. (2004). Why Do Employers Retrain At-Risk Workers? The Role of Social Capital. *Industrial Relations*, Vol. 43 (2), 421–447.

Cappelli, P. et Crocker-Hefter, A. (1996). Distinctive human resources are firms' core Competencies. *Organizational Dynamics*, Vol. 24 (3), 7-21.

Caroli, E. et Van Reenen, J. (2001). Skill-biases organizational change ? Evidence from a panel of British and French establishments. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, Vol. 116 (4), 1449-1492.

Charest, J. (1999). Articulation professionnelle et orientations du système de formation professionnelle au Québec ». *Relations Industrielles – Industrial Relations*, Vol. 54 (3), 439-469.

Chaykowski, R et Slotsve, G. (2003). Employer-sponsored training by firm size. *Cahier de recherche B-02*, Collection Documents de travail, Ressources humaines et Développement des compétences Canada : Industrie Canada.

Chaykowski, R et Slotsve, G. (2005). Unionization, Training and Technology Related Skills Development. *Cahier de recherche B-05*, Initiative de recherche sur les compétences, Ressources humaines et Développement des compétences Canada : Industrie Canada.

Chaykowski, R et Slotsve, G. (2006). Firm Provision of Training : Establishment Level Analysis. *Cahier de recherche B-12*, Initiative de recherche sur les compétences, Ressources humaines et Développement des compétences Canada : Industrie Canada.

Chowhan, J. (2005). Qui assure la formation? Les industries de haute technologie ou les établissements de haute technologie? *Document de recherche no 11-622-MIF au catalogue - no 006*. Statistique Canada : Ottawa.

Chrétien, L., Arcand, G., Tellier, G. et Arcand, M. (2005). Impacts des pratiques de gestion des ressources humaines sur la performance organisationnelle des entreprises de gestion de projets. *Revue internationale sur le travail et la société*, Vol. 3 (1), 107-128.

Collis, D.J. et Montgomery, C.A. (1995). Competing on Resources: Strategy in the 1990s. *Harvard Business Review*, July–August, 118-128.

Conner, K.R. (1991). A historical comparison of resource-based theory and five schools of thought within industrial organization economics: Do we have a new theory of the firm? *Journal of management*, Vol. 17(1), 121-154.

Colombo, E. et L. Stanca (2008). « The impact of Training on Productivity : Evidence from a Large Panel of Firms .Working Papers 134, University of Milano-Bicocca, Department of Economics.

Cousineau, J.-M. (2005). *Emploi et salaire*. Les Presses de l'Université de Montréal.

D'Arcimoles, C. H. (1997). Human resource policies and company performance: A quantitative approach using longitudinal data. *Organization Studies*, Vol. 18 (5), 857-874.

Dagenais, M. (1992). Pièges et limitations de l'analyse micro-économétrique. *Économie et Prévision*, Vol.1-2 (102-103), 1-9.

D'Hostingue, D. (2007). Présentation des concepts et modèles de base de l'évaluation du rendement de la formation. Observatoire de gestion des ressources humaines, ESG - Université du Québec à Montréal, consulté en ligne à l'adresse : <http://www.observatoiregrh.uqam.ca>

Dearden, L., Reed, H. et Reenen, J.V. (2006). The Impact of Training on Productivity and Wages: Evidence from British Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 68 (4), 397-421.

Dearden, L., Reed, H. et Reenen, J.V. (2000). Who Gains When Workers Train? Training and Corporate Productivity in a Panel of British Industries. *IFS Working Paper 00/04*, London.

Delame, E. et Kramarz, F. (1997). Entreprises et Formation Continue. *Économie et Prévision*, Vol.127, 63-82.

Delaney, J. et Huselid, M. (1996). The Impact of Human Resource Management Practices on Perceptions of Organizational Performance. *Academy of Management Journal*, Vol. 39 (4), 949-969.

Delery, J.E. et Doty, D.H. (1996). Modes of Theorizing in Strategic Human Resource Management: Tests of Universalistic, Contingency and Configurational Performance Predictions. *Academy of Management Journal*, Vol. 39 (4), 802-835.

Depeyre, C. (2005). Retour sur la théorie des ressources. *Le Libellio d'AEGIS*, (1), 9-14.

Descy, P. et Tessaring, M. (2005). Apprendre : une valeur sûre. Évaluation et impact de l'éducation et de la formation. *Troisième rapport sur la recherche en formation et enseignement professionnels en Europe : rapport de synthèse*. Office des publications officielles des Communautés européennes/Luxembourg : Cedefop.

Destré G. et Nordman, C. (2002). Les effets de la formation informelle sur les gains : une comparaison sur données appariées françaises, marocaines et tunisiennes. *L'actualité économique, Revue d'analyse économique*, Vol. 78 (2), 179-205.

Dion, G. (1986). *Dictionnaire canadien des relations du travail*, Presses de l'Université Laval : Québec. 2^e édition.

Doms, M., Dunne, T. et Troske, T. (1997). Workers, Wages, and Technology. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112 (1), 253-290.

Dostie, B. et Montmarquette, C. (2007). *La formation parrainée par les employeurs au Canada : Synthèse de la documentation à l'aide de données extraites de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés*. Série de recherches sur l'apprentissage : Ressources humaines et Développement social Canada.

Dostie, B. et Pelletier, M.-P. (2007). Les rendements de la formation en entreprise. *Canadian Public Policy/Analyse des Politiques*. Vol. XXXIII (1), 21-40.

Dunberry, A. et Péchard, C. (2007). L'évaluation de la formation dans l'entreprise - État de la question et perspectives. UQAM/CIRDEP.

Duncan, G.J et Hoffman, S. (1979). On-the-job Training and earnings differences by race and sex. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, Vol. 91 (4), 594-603.

Duncan, G. et Stafford, F.P. (1980). Do union members receive compensating wage differentials? *American Economic Review*, Vol. 70 (3), 355-371.

Forum canadien sur l'apprentissage. (2009). *Il est payant d'embaucher un apprenti : Le calcul du rendement des investissements en formation pour les employeurs de métiers spécialisés au Canada – une étude de 16 métiers, phase 2*. Rapport final : Canada.

Foucher, R. (1997). Quels changements à la formation en entreprise peuvent répondre aux nouvelles exigences de l'environnement ? Dans *Gestion* recueil collectif *Former pour performer*, sous la direction de D. Bouteiller, 57-70, Collection Racines du Savoir.

Frazis, H., Gittleman, M. et Joyce, M. (2000). Correlates of Training : An Analysis Using Both Employer and Employee Characteristics. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 53 (3), 443-463.

Freeman, R.B. et Medoff, J.L. (1984). *What do Unions do?* New York: Basic Books.

Fruit, R. (1962). La fonction de production Cobb-Douglas. *Revue économique*, Vol.13 (2), 186-236

Garcia, M.U. (2005). Training and business performance: the Spanish case. *International Journal of Human Resource management*, Vol. 16 (9), 1691-1710.

Garino, G. et Martin, C. (2005). The impact of labour Turnover: Theory and Evidence from UK micro-data. *Discussion Papers in Economics 05/10*, Department of Economics: University of Leicester.

Gera S., Gu, W. et Lee, F. C. (1998). Technologie de l'information et croissance de la productivité du travail : analyse empirique de la situation au Canada et aux États-Unis. *Document de travail no 20*. Ottawa : Industrie Canada.

Goldenberg, M. (2006). *Investissements des employeurs dans l'apprentissage en milieu de travail au Canada*. Document de recherche préparé par les Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques au nom du Conseil canadien sur l'apprentissage.

Gosselin, M. (2005). *Le rendement de la formation de la main-d'oeuvre en entreprise : une recension des écrits*, document réalisé dans le cadre du programme PSRA du Fonds national de formation de la main-d'œuvre : Québec.

Goux, D. et Maurin, E. (2000). Returns to firm-provided training: evidence from French worker–firm matched data. *Labour Economics*, Vol. 7 (1), 1-19.

Green, F. (1993). The determinants of training of male and female employees in Britain. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55 (1), 103-122.

Griliches, Z. et Mairesse, J. (1998). Production Functions: The Search for Identification. Dans *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, edited by: Steinar Strøm, 169–203. Cambridge: Cambridge University Press.

Guerrero, I. (2002). L'entreprise apprenante et le gouvernement des entreprises. Dans *Panorama : Agora VI : Bilan du capital humain en entreprise*, 91-100. CEDEFOP.

Gujarati, D. N. (2004). *Économétrie*. Traduction de la 4e édition américaine par Bernard Bernier. De Boeck.

Halaby, C.N. (2004). Panel Models in Sociological Research: Theory into Practice. *Annual Review of Sociology*, Vol. 30, 507-544.

Hashimoto, M. (1981). Firm Specific Human Capital as a Shared Investment. *American Economic Review*, Vol. 71 (3), 1070-1087.

Hamel, G. et Prahalad, C. K. (1994). *Competing for the Future*. Boston, Mass: Harvard Business School Press.

Hansson, B. (2007). Company-based determinants of training and the impact of training on company performance. *Personnel Review*, Vol. 336 (2), 311-331.

Hansson, B., Johanson, U. et Leitner, K-H. (2004). The impact of human capital and human capital investments on firm performance: evidence from the literature and European survey results. *CEDEFOP Third Report on Vocational Training Research in Europe, Background Report*. Dans Descy, P., Tessaring, M. (Eds). Vol. 3, 260-319 Office for Official Publications of the European Communities: Luxembourg.

Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press. Second edition.

Hurlin, C. et Mignon, V. (2007). Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel. *Économie et Prévision*, Vol. 180-181 (4-5), 241-265.

Huselid, M. A. (1995). The Impact of Human Resource Management Practices on Turnover, Productivity and Corporate Financial Performance. *Academy of Management Journal*, Vol. 38 (3), 635-672.

Huselid, M.A. et Becker, B.E. (1996). Methodological Issues in Cross-Sectional and Panel Estimates of the Human Resource-Firm Performance Link. *Industrial Relations*, Vol. 35 (3), 400-422.

Ichniowski, C., Shaw, K. Et Prenzushi, G. (1997). The Effects of Human Resource Management Practices on Productivity: A Study of Steel Finishing Lines. *American Economic Review*, Vol. 87 (3), 291-313.

Jorgenson, D.J. (1963). Capital theory and investment behaviour. *American Economic Review*, Vol. 53 (2), 247–259.

Kanagarajah, S. (2006). La dynamique des entreprises au Canada » *Document de recherche no 61-534-XIF au catalogue*. Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail : Ministère de l'industrie.

Kayahan, C.B. (2006). Private Returns to Training in Canada. *Working Paper*. Guelph University.

Kersley, B. et Martin, C. (1997). Productivity growth, participation and communication. *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 44 (5), 485–501.

Kessler, A.S. et Lülfsmann, C. (2006). The Theory of Human Capital revisited: on the interaction of general and specific investments. *The Economic Journal*, Vol. 116 (514), 903-923.

Konings, J. (2008). The impact of training on productivity and wages evidence from Belgian firm level panel data. *Discussion Paper no 197*. LICOS Centre for Institutions and Economic Performance.

Kpodar, K. (2007). *Manuel d'initiation à Stata (version 8)*. Centre d'études et de recherches sur le développement international : France.

Krebs, H. Patak, Z., Picot, G. et Wannell, T. (2001). *L'élaboration et l'utilisation d'une enquête canadienne bidimensionnelle sur les employeurs et les employés*. Statistique Canada : Ottawa.

Labrie, Y. et Montmarquette, C. (2005). La formation qualifiante et transférable en milieu de travail. *Rapport de projet*. CIRANO : Montréal.

Lazareva, O. (2006). Firm-paid vs worker-paid on-the-job training in Russia: Determinants and returns. *Working Paper Series no 06/05*. Economics Education and Research Consortium.

Lazear, E.P. (2009). Firm-Specific Human Capital: A Skill-Weights Approach. *Journal of Political Economy*, Vol. 117 (5), 914-940.

Lepak, D.P. et Snell, S.A. (2002). Examining the human resource architecture: the relationships among human capital, employment, and human resource configurations. *Journal of Management*, Vol. 28 (4), 517-543.

Levine, D.I. (1993). Worth waiting for ? Delayed Compensation, Training, and Turnover in the United States and Japan. *Journal of Labor Economics*, Vol. 11 (4), 724-752.

Lillard, L.A., et Tan, H.W. (1992). Private Sector Training: Who Gets it and What Are its Effects? *Research in Labor Economics*, Vol. 13, 1-62.

Lileeva, A. (2006). Liaisons globales : les avantages de l'investissement direct de l'étranger pour les établissements sous contrôle canadien – le rôle des liens verticaux. Série sur l'économie canadienne en transition. *Document de recherche no 11-622-MIF – no010 au catalogue*. Division de l'analyse microéconomique, Statistique Canada : Ottawa.

Lippman, S.A. et Rumelt, R.P. (1982). Uncertain Imitability: an analysis of interfirm differences in efficiency under competition. *Bell Journal of Economics*, Vol. 13 (2), 418-438.

Loewenstein, M.A. et Spletzer, J.R. (1998). Dividing the Costs and Returns to General Training. *Journal of Labor Economics*, Vol. 16 (1), 142-171.

Loewenstein, M.A. et Spletzer, J.R. (1999). General and Specific Training: evidence and implications. *The Journal of Human Resources*, Vol. 34 (4), 710-733.

Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22 (1), pp. 3-42.

Lynch, L. (1992). Private-Sector and the Earnings of Young Workers. *American Economic Review*, Vol. 82 (1), 299-312.

MacDuffie, J.P. (1995). Human resources bundles and manufacturing performance: Organizational logic and flexible production systems in the world auto industry. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48 (2), 197-221.

Mairesse, J. et Desplatz, R. (2003). Économétrie de la production sur données de panel et dispersion des prix de production quels biais d'estimation ? *Revue d'économie politique*, Vol. 113 (6), 749-772.

Maliranta, M. et Asplund, R. (2007). Training and Hiring Strategies to Improve Firm Performance. *Discussion Papers no 1105*. The Research Institute of the Finnish Economy.

Marion, G. (1972). Colinéarité et interaction dans l'analyse de modèles linéaires : un modèle et un exemple. *Revue de statistique appliquée*, Vol. 20 (3), 57-66.

Meignant, A. (2001). *Manager la formation*. Éditions Liaisons : Paris.

Merrigan, P. (2008). *Analyse statistique des données de panels*. Notes de cours, École d'été du CIQSS : Montréal.

Meyer, M. K et Elliot, V. (2003). *Training Evaluation: A Review of Literature*. The University of Mississippi. National Food Service Management Institute.

Milgrom, P. et J. Roberts (1995). Complementarities and Fit : Strategy, Structure, and Organizational Change in Manufacturing. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 79 (2-3), 179-208.

Mincer, J. (1983). Union Effects: Wages, Turnover, and Job Training. *Research in Labor Economics*, Vol. 5 (2), 217-252.

Nakamura, A., et Nakamura, M. (1981). On the relationships among several specification error tests presented by Durbin, Wu et Hausman. *Econometrica*, Vol. 49 (6), 1583-1588.

Nakamura, A., et Nakamura, M. (1998). Model specification and endogeneity. *Journal of Econometrics*, Vol. 83 (1-2), 213-237.

Nerlove, M. (2003). *Essays in panel data econometrics*. Cambridge University Press.

Ng, Y. et Siu, N. (2004). Training and enterprise performance in transition: evidence from China. *Journal of Human Resource Management*, Vol. 15 (4), 878-894.

Nicholson, P. J. (2003). De la croissance : rendement et perspectives économiques à long terme du Canada. *Observateur international de la productivité*, Vol. 7, 5-28.

OCDE (2005). *Promouvoir la formation des adultes*. OCDE: Paris.

OCDE (2007). *Regards sur l'éducation : les indicateurs de l'OCDE 2007*. OCDE : Paris.

Olley, S. et Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, Vol. 64 (6), 1263-1297.

Owan, H. (2004). Promotion, Turnover, Earnings and Firm-Sponsored Training. *Journal of Labour Economics*, Vol 22 (4), 955-978.

Pakes, A. et Griliches, Z. (1984). Estimating Distributed Lags in Short Panels with an Application to the Specification of Depreciation Patterns and Capital Stock Constructs. *The Review of Economic Studies*, Vol. 51 (2), 243-262.

Parent, D. (1995). Survol des contributions théoriques et empiriques liées au capital humain. *Série scientifique no 95s-28*. CIRANO : Montréal.

Parsons, D.O. (1972). Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates. *Journal of Political Economy*, Vol.80 (6), 1120-1143.

Pelletier, M.-P. (2005). *Les rendements de la formation en entreprise*, Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise ès sciences (M.Sc.), Sciences de la gestion, HEC Montréal : Montréal.

Penrose E. T. (1959). *The Theory of the Growth of the Firm*. John Wiley: New York

Peters, V. (2004). Travail et formation : premiers résultats de l'Enquête sur l'Éducation et la Formation des Adultes de 2003. *Document de recherche no 81-595-MIF au catalogue*. Statistique Canada : Ottawa.

Pfeffer, J. (1994). Competitive Advantage through People. *California Management Review*, Vol. 36 (2), 9-28.

Pfeffer, J. et Veiga, J. F. (1999). Putting People First for Organizational Success. *The Academy of Management Executive*, Vol. 13 (2), 37-48.

Prahalad, C.K. et Hamel, G. (1990). The core competence of the corporation. *Harvard Business Review*, Vol.68 (3), 79-91.

Rabemananjara, R. Et Parsley, C. (2006). Employee Training Decisions, Business Strategies and Human Resource Management Practices: A Study by Size of Business. *Cahier de recherche no lu188-31 au catalogue*. Direction générale de la politique de la petite entreprise : Industrie Canada.

Rakouk, A.A. et Bayad, M. (2007). Gestion stratégique des ressources humaines : une analyse longitudinale. *Revue internationale sur le travail et la société*, Vol. 5 (2), 1-39.

Romer, P.M. (1986). Increasing Returns and Long-run Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 94 (5), 1002-1037.

Rousseau, C. J. (2005). *Les déterminants de l'évaluation de la formation dans les organisations*. Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures en vue de l'obtention du grade de maîtrise ès sciences (M.Sc.) en relations industrielles, Université de Montréal : Montréal.

Roussel, P. et Wacheux, F. (2005). *Management des ressources humaines : méthodes de recherche en sciences sociales et humaines*. Collection Méthodes et Recherches. De Boeck.

Rowden, R.W. (2001). Exploring Methods to Evaluate the Return on Investment from Training. *American Business Review*, Vol. 19 (1), 6-12.

Schmidt, P. et Sickles, R.C. (1984). Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 2 (4), 367-374.

Schreyer, P. et Pilat, D. (2001). Mesurer la productivité. *Revue de l'OCDE*, Vol. 2 (33), 137-184.

Schuler R.S. et J.E. Jackson (1987). Linking competitive strategies with human resource management practices. *Academy of Management Executive*, Vol. 1, 207-219.

Schultz, T.W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, Vol. 51 (1), 1-17.

Semykina, A. et Wooldridge, J.M. (2006). Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection: Theory and Application . Soumis pour publication. Disponible : http://mailer.fsu.edu/~asemykina/Select_IV_oct2006.pdf

Sepulveda, F. (2005). Training and Productivity: Evidence for US Manufacturing Industries. *Working Paper Series*, Research School of Social Sciences: The Australian National University.

Sharpe, A. (2007). Lessons for Canada from International Productivity Experience. *International Productivity Monitor*, Vol. 14 (Spring), 20-37.

Silva, J.I. et Toledo, M. (2009). Labor Turnover Costs and the Behavior of Vacancies and Unemployment. *Macroeconomic Dynamics*, Vol.13, 76-96.

Statistique Canada (2007). Guide pour l'analyse de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2004. *Document numéro au catalogue 71-221-GIF*. Ministre de l'Industrie.

Statistique Canada (1999). *Enquête sur le milieu de travail et les employés – 1999*. Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail et la Division de la statistique du travail. Statistique Canada : Ottawa.

Stevens, M. (1994). Labour contracts and Efficiency in On-the-job Training . *Economic Journal*, Vol. 104 (423), 408-419.

Stevens, M. (1996). Transferable Training and Poaching Externalities. Dans *Acquiring Skills : Market Failures, their Symptoms and Policy Responses*. Ed. Booth, Alison et Dennis Snower. Cambridge University Press.

Tharenou, P., Saks, A. et Moore, C. (2007). A review and critique of research on training and organizational level outcomes. *Human Resource Management Review*, Vol. 17 (3), 251-273.

Trognon, A. (2003). L'économétrie des panels en perspective. *Revue d'économie politique*, Vol. 113 (6), 727-748.

Turcotte, J. et Rennison, L.W. (2004). Productivity and Wages: Measuring the Effect of Human Capital and Technology Use From Linked Employer-Employee Data . *Cahier de recherche no 2004-01*, Economic and Fiscal Policy Branch, Department of Finance.

Turcotte, J., Léonard, A. et Montmarquette, C. (2003). La série sur le travail en évolution : Nouveaux déterminants de la formation dans les emplacements canadiens. *Cahier de recherche no 71-584-MIF#5 au catalogue*, Statistique Canada : Ottawa.

Veum, J.R. (1995). Sources of training and their impact on wages. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48 (4), 812-826.

Vogt, P.W. (2005). *Dictionary of Statistics & Methodology : A Nontechnical Guide for the Social Science*, Third Edition, Sage Publications.

Wernerfelt, B. (1984). A resource-based view of the firm. *Strategic Management Journal*, vol 5 (2), 171-180.

Whitfield, K. (2000). High-Performance Workplaces, Training, and the Distribution of Skills. *Industrial Relations*, Vol. 39 (1), 1-25.

Wright, P. et Snell, S. (1998). Toward a unifying framework for exploring fit and flexibility in strategic human resource management. *Academy of Management Review*, Vol. 23 (4), 756-772.

Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press : Cambridge.

Wright, P. M. et McMahan, G. C. (1992). Theoretical Perspectives for Strategic Human Resource Management. *Journal of Management*, Vol. 18 (2), 295-320.

Zweimüller, J. et Winter-Ebmer, R. (2000). Firm-Specific Training: Consequences for Job Mobility. *Working Paper no 37*, University of Linz : CEPR London et IZA Bonn.

Zwick, T. (2002). Training and Firm Productivity – Panel Evidence for Germany. *SKOPE Research Paper no 23*. Center for European Economic Research.

Zwick, T. (2006). The impact of training intensity on establishment productivity. *Industrial Relations*, Vol. 45 (1), 26-46.

Annexe I – Informations concernant L’EMTE

L’*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) a comme particularité de recueillir des données détaillées sur les employeurs et leurs employés, depuis 1999, permettant ainsi une analyse plus complète que par les années passées de l’évaluation du rendement de la formation.

Du côté des employeurs, l’enquête permet d’approfondir notamment les sujets suivants : formation professionnelle, heures de travail, innovation, rendement, salaires et conditions de travail. Du côté des employés, l’enquête nous renseigne notamment sur les sujets suivants : horaires et conditions de travail, antécédents d’emploi et situation actuelle sur le marché du travail, formation, caractéristiques ethnoculturelles ainsi que représentation des employés et relations de travail.

La population cible de l’EMTE, dans les milieux de travail, concerne tous les emplacements qui opèrent au Canada et qui ont des employés rémunérés au mois de mars de l’année de référence, en excluant toutefois les emplacements du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que tous les emplacements reliés aux cultures agricoles et à l’élevage, à la pêche, à la chasse et au piégeage, les ménages privés, les organismes religieux et les administrations publiques.

L’échantillon des milieux de travail de l’EMTE a été créé à partir du registre des entreprises de Statistique Canada. Au niveau des employés, la population cible est constituée de tous les employés travaillant ou en congé payé, au mois de mars de l’année de référence, qui reçoivent un feuillet T-4 de Revenu Canada. Les analystes de Statistique Canada assurent un suivi, au fil des ans, de l’échantillon initial des milieux de travail de 1999, auquel il est ajouté aux deux ans un échantillon de nouveaux enquêtés sélectionnés à partir des nouvelles informations au sein du Registre des entreprises. Un maximum de vingt-quatre employés et un minimum de quatre employés sont sélectionnés dans les milieux de travail retenus. Avant la sélection de l’échantillon initial, les emplacements de la base de sondage de l’EMTE sont stratifiés selon le secteur d’activité (14), la région (6) et la taille (3) qui est définie à l’aide d’une estimation du nombre d’emplois⁵⁴. De plus, comme le mentionnent les méthodologues de l’enquête, la stratification demeure constante pour la durée de vie de l’échantillon initial, soit de huit années.

⁵⁴ Pour de plus amples informations, consultez le site Internet de Statistique Canada concernant l’exactitude des données de l’EMTE.

Annexe II – Calcul des valeurs déflatées

Pour tenir compte de l'effet de l'inflation sur les variables nominales telles que les recettes d'exploitation brutes, les dépenses en matériel et les dépenses en formation structurée, nous avons déflaté les valeurs par l'indice annuel des prix à la consommation pour le Canada (où 1992=100), tel que reporté par Statistique Canada (Tableau CANSIM no 326-0002).

Voici la procédure utilisée à l'aide du logiciel Stata et du tableau CANSIM no 326-0002.

```

**** Création IPC où 1992 = 100 ****
* Pour déflater les variables : dépenses et investissements, variables mesurées en dollars
* Réf. Tableau CANSIM 326-0002, panier de 2001, valeur (année) pour l'ensemble du Canada
* Ex. de calcul (DEPF de 1999/IPC de 1999) *100 pour ramener à des dollars constants.
gen IPC =.
by docket : replace IPC = 110.5 if survyear==1999
by docket : replace IPC = 113.5 if survyear==2000
by docket : replace IPC = 116.4 if survyear==2001
by docket : replace IPC = 119.0 if survyear==2002
by docket : replace IPC = 122.3 if survyear==2003
by docket : replace IPC = 124.6 if survyear==2004
by docket : replace IPC = 127.3 if survyear==2005
label var IPC "Indice des prix à la consommation"

**** Corriger VA, DEPF, DEPMAT, MSALB avec IPC de l'année correspondante ****
gen DEPMAT_corr =.
by docket : replace DEPMAT_corr = (DEPMAT/IPC)*100
gen DEPF_corr =.
by docket : replace DEPF_corr = (DEPF/IPC)*100
gen VA_corr =.
by docket : replace VA_corr = (VA/IPC)*100
gen MSALB_corr =.
by docket : replace MSALB_corr = (MSALB/IPC)*100

**** Corriger les variables associées ****
**** Création des variables recodées ****
gen lnVA = ln(VA_corr)
gen ratio1 = DEPF_corr/MSALB_corr
gen ratio2 =DEPF_corr/NB_ETOT
gen ratio3 = DEPF_corr/NB_FSTRUCT
label var ratio1 "DÉPF_corr/MSALB"
label var ratio2 "DEPF_corr/NB_ETOT"
label var ratio3 "DEPF_corr/NB_FSTRUCT"

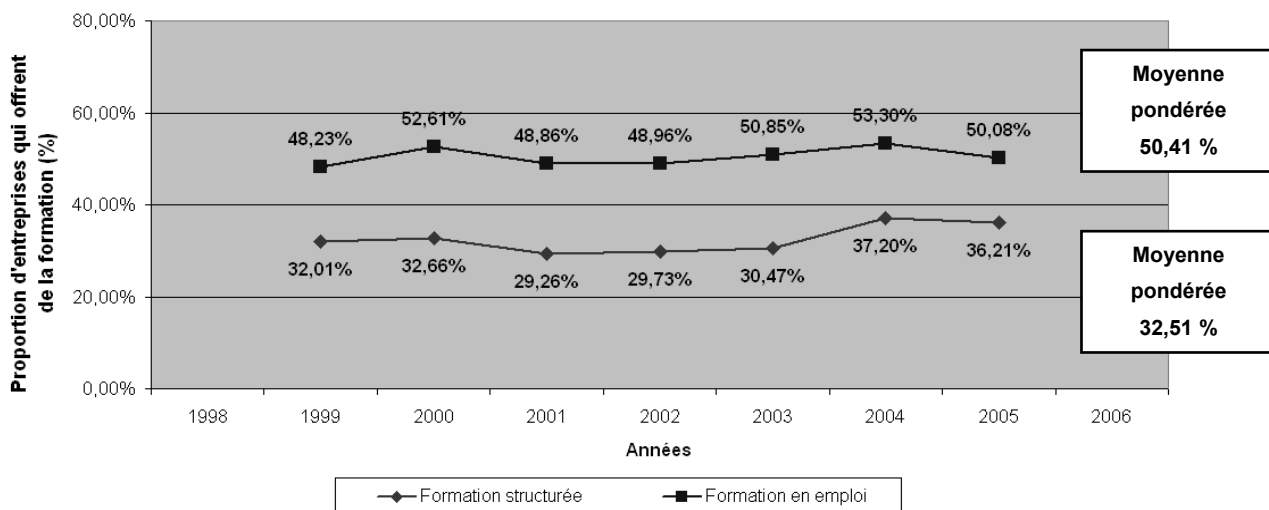
gen lnI = ln(DEPMAT_corr)
gen lnF = ln(ratio2)
gen lnIlnF = lnI*lnF

```

Annexe III – Représentation des emplacements

Graphique 1

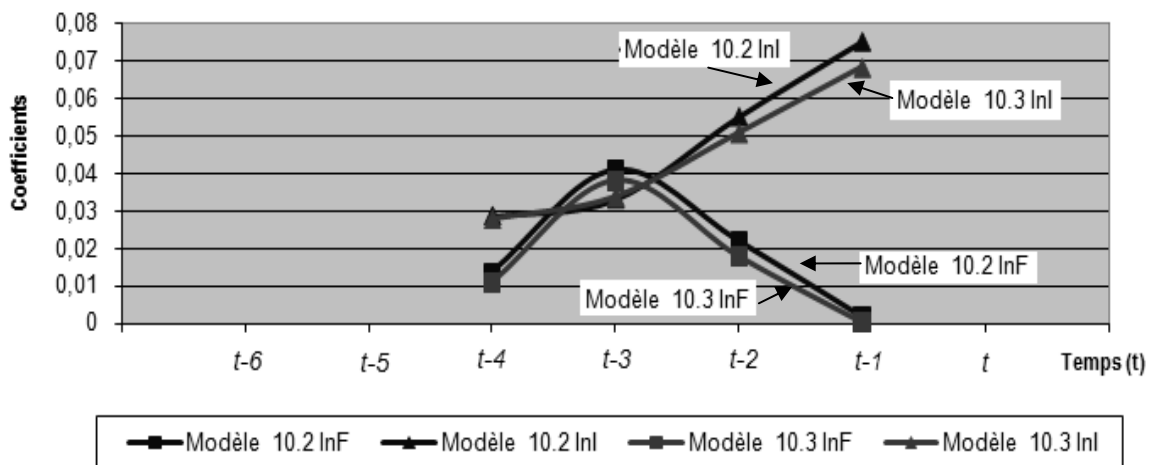
Proportion des entreprises canadiennes qui offrent de la formation pour la période de 1999 à 2005



Graphique 2

Modèles 10.2 et 10.3

Struture des effets retardés (t-1 à t-4) des dépenses en formation structurée par employés et des investissements en capital physique



Annexe IV – Statistiques descriptives

Tableau 1
Statistiques descriptives – Moyennes des variables, Données de 1999 à 2005

Variables	Moyenne	Erreur-type pondérée
In Production (valeur ajoutée)	13,9359	0,0556
In (nombre total d'employés)	2,8381	0,0413
<u>Taille de l'établissement ¹</u>		
1 à 19 employés	0,8254	0,0155
20 à 99 employés	0,1538	0,0151
100 à 499 employés	0,0194	0,0022
500 employés et plus	0,0014	0,0004
In (investissement en capital physique)	13,4961	0,0746
Investissements en capital physique (en dollars)	4327470,0000	483198,0000
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	5,4535	0,0410
Dépenses de formation structurée/nombre total d'employés (en dollars)	416,96	14,8752
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) X In (investissement en capital physique)	73,4737	0,6793
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en pourcentage)	61,0618	1,7106
Présence d'un syndicat	0,2071	0,0148
Présence d'un service de ressources humaines	0,0465	0,0038
Aucune concurrence	0,0537	0,0067
Pourcentage des actifs détenus par des intérêts étrangers	8,3488	1,1879
Taux de roulement volontaire	15,5489	1,1172
Proportion de femmes (en pourcentage)	47,9878	1,3873
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	18,8775	1,0980
<u>Catégories professionnelles (en pourcentage)</u>		
Gestionnaires	14,6161	0,5111
Professionnels	5,5284	0,4917
Personnel technique / métiers	17,7560	1,0611
Commercialisation ou ventes	9,8899	0,6111
Personnel de bureau / administratif	12,8761	0,7538
Personnel de production ¹	14,7263	0,7945
Autres	2,6569	0,3676
<u>Secteurs d'activités (14)</u>		
Industrie 1 - Foresterie, extraction minière, période et gaz	0,0195	0,0035
Industrie 2 - Fabrication tertiaire à forte intensité de main-d'œuvre	0,0336	0,0041
Industrie 3 - Fabrication primaire	0,0216	0,0031
Industrie 4 - Fabrication secondaire	0,0291	0,0036
Industrie 5 - Fabrication tertiaire à forte intensité de capital	0,0520	0,0091
Industrie 6 - Construction	0,0953	0,0108
Industrie 7 - Transport, entreposage et commerce de gros	0,1091	0,0126
Industrie 8 - Communications et autres services publics	0,0158	0,0020
Industrie 9 - Commerce de détail et autres services commerciaux	0,2376	0,0228
Industrie 10 - Finance et assurances	0,1474	0,0108
Industrie 11 - Services immobiliers et services de location	0,0164	0,0039

Industrie 12 - Services aux entreprises	0,0907	0,0116
Industrie 13 - Enseignement et services de soins de santé	0,1065	0,0132
Industrie 14 - Information et industries culturelles	0,0254	0,0032
<u>Années</u>		
1999	0,1495	0,0129
2000	0,1496	0,0124
2001	0,1194	0,0097
2002	0,1188	0,0103
2003	0,1354	0,0116
2004	0,1701	0,0141
2005	0,1572	0,0113

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 8 avril 2009 et du 15 mai 2009¹.

Annexe V– Tests de corrélation

Tableau 2

Analyses de corrélation entre les effets retardés des investissements en formation et des investissements en capital physique au Canada, de 1999 à 2005

Variables	$\ln I_{t-1}$	$\ln I_{t-2}$	$\ln I_{t-3}$	$\ln I_{t-4}$	$\ln I^* \ln F_{t-1}$	$\ln I^* \ln F_{t-2}$	$\ln I^* \ln F_{t-3}$	$\ln I^* \ln F_{t-4}$
					1	2	3	4
\ln (investissement en capital physique) $t-1$	1							
\ln (investissement en capital physique) $t-2$	0,8827*	1						
\ln (investissement en capital physique) $t-3$	0,8375*	0,8754*	1					
\ln (investissement en capital physique) $t-4$	0,7988*	0,8235*	0,8728*	1				
\ln Formation * \ln Investissements en capital physique $t-1$	0,4885*	0,3799*	0,3793*	0,3363*	1			
\ln Formation * \ln Investissements en capital physique $t-2$	0,4001*	0,4780*	0,3684*	0,3544*	0,7010*	1		
\ln Formation * \ln Investissements en capital physique $t-3$	0,3201*	0,3888*	0,4823*	0,3682*	0,5741*	0,7065*	1	
\ln Formation * \ln Investissements en capital physique $t-4$	0,2735*	0,3059*	0,4056*	0,4865*	0,5305*	0,5323*	0,7171*	1

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 2 juillet 2009

Note : * La corrélation est significative au seuil de 0,01 bilatéral.

Annexe VI– Tests de spécification

Tableau 3.1
Test d'endogénéité de Nakamura-Nakamura sur les données de 1999 à 2005

On peut tester l'endogénéité grâce au test de Nakamura-Nakamura qui se fait en deux étapes. D'abord, on régresse la variable endogène sur les variables exogènes du modèle et ses instruments. Ensuite, on récupère les résidus de la première étape pour les inclure dans le premier modèle. Si les coefficients des résidus sont significatifs alors on ne peut rejeter l'endogénéité des variables testées. Dans le cas d'une seule variable endogène, le degré de significativité du t de Student du résidu permet de conclure ou non au rejet de l'hypothèse d'exogénéité. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que les régresseurs sont biaisés par leur caractère endogène et que la technique des variables instrumentales est requise (Cappelli, 2004; Kpodar, 2007).

Étape 1

Variable dépendante :
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)

<i>Variables explicatives</i>	Coefficient	Erreur-type	Statistique t	P> t
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-1}	0,6358	0,0690	9,21	0,000
ln (nombre total d'employés)	-0,1050	0,0408	-2,57	0,012
ln (investissement en capital physique)	0,0273	0,0260	1,05	0,296
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur	0,0017	0,0009	1,77	0,079
Constante	1,9021	0,4800	3,96	0,000
Nombre total d'observations (N)	4495			
R carré du modèle	0,4627			

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 8 avril 2009.

Note : Les erreurs-types ont été pondérées selon la méthodologie de Statistique Canada.

Étape 2

Variable dépendante :
ln Production (valeur ajoutée)

<i>Variables explicatives</i>	Coefficient	Erreur-type	Statistique t	P> t
Résidu ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	-0,0957	0,0575	-1,66	0,099
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	0,1924	0,0649	2,97	0,004
ln (nombre total d'employés)	0,9146	0,0456	20,06	0,000
ln (investissement en capital physique)	0,1122	0,0319	3,52	0,001
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur	0,0050	0,0012	4,30	0,000
Constante	8,4557	0,4012	21,08	0,000

Nombre total d'observations (N)	4495
R carré du modèle	0,6980

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 8 avril 2009.

Note : Les erreurs-types ont été pondérées selon la méthodologie de Statistique Canada.

Dans le tableau ci-dessus, le résidu de l'équation de la 1^{ère} étape est significativement corrélé à la productivité, mais très légèrement (la valeur théorique du t de Student à $p = 0,10$ est de 1,645), ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle. Les résultats permettent de soutenir l'hypothèse du caractère endogène de la variable de formation de justesse au seuil de 10 %.

Tableau 3.2 Test de Hausman pour tester l'endogénéité d'une ou plusieurs variables explicatives sur les données de 1999 à 2005

Mise à part le test de spécification de Hausman qui permet de vérifier laquelle des hypothèses, concernant les effets fixes ou aléatoires, est la plus appropriée aux données, ce test peut aussi être utilisé pour tester le problème de simultanéité (ou d'endogénéité). Sous l'hypothèse nulle, il y aura absence de simultanéité. Le test de Hausman implique la réalisation de deux étapes. D'abord, on estime un modèle parcimonieux en variables instrumentales (avec procédure ivreg dans Stata), et ensuite on estime le modèle en MCO (avec reg dans Stata). Si la probabilité du test est inférieure à 10 %, cela implique le rejet de l'hypothèse nulle d'exogénéité des variables explicatives.

Estimations réalisées le 2 avril 2009, calculs de l'auteur.

```
ivreg lnVA lnT lnI (lnF=1.lnF) TX_UTORDI year* INDUSTRIE*
Instrumental variables (2SLS) regression
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	3486
Model	6767.3895	22	307.608614	F(22, 3463) =	489.15
Residual	2176.1858	3463	.628410568	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7567
				Adj R-squared =	0.7551
Total	8943.57529	3485	2.56630568	Root MSE =	.79272

lnVA	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnF	.0761501	.0154943	4.91	0.000	.0457713 .1065289
lnT	.9287383	.0162623	57.11	0.000	.8968537 .9606229
lnI	.1219543	.0110016	11.09	0.000	.100384 .1435246
TX_UTORDI	.0054285	.0005012	10.83	0.000	.0044459 .0064112
year2	.1143398	.0462202	2.47	0.013	.0237181 .2049614
year3	-.0439894	.0463078	-0.95	0.342	-.1347827 .0468039
year4	.0116007	.045969	0.25	0.801	-.0785285 .1017298
year5	-.0033474	.0461288	-0.07	0.942	-.0937899 .0870951
year6	-.0023937	.0458277	-0.05	0.958	-.0922458 .0874585
INDUSTRIE1	.5719532	.0665525	8.59	0.000	.4414671 .7024394
INDUSTRIE2	-.2404812	.0657902	-3.66	0.000	-.3694728 -.1114896
INDUSTRIE3	.08221	.0604386	1.36	0.174	-.0362888 .2007088
INDUSTRIE4	-.1325694	.0628334	-2.11	0.035	-.2557636 -.0093752

INDUSTRIE5		-.2592284	.0591554	-4.38	0.000	-.3752113	-.1432455
INDUSTRIE6		-.116687	.0760161	-1.54	0.125	-.265728	.032354
INDUSTRIE7		.2205138	.0753127	2.93	0.003	.072852	.3681757
INDUSTRIE8		-.392195	.0634135	-6.18	0.000	-.5165266	-.2678634
INDUSTRIE10		.0308891	.0514761	0.60	0.549	-.0700375	.1318156
INDUSTRIE11		.0421836	.0842911	0.50	0.617	-.1230816	.2074489
INDUSTRIE12		-.1745463	.0652601	-2.67	0.008	-.3024984	-.0465942
INDUSTRIE13		-.352831	.1011832	-3.49	0.000	-.5512157	-.1544463
INDUSTRIE14		-.3370767	.066535	-5.07	0.000	-.4675285	-.2066249
_cons		9.12506	.1621831	56.26	0.000	8.807076	9.443045

```

-----
Instrumented:  lnF
Instruments:  lnT lnI TX_UTORDI year1 year2 year3 year4 year5 year6
              INDUSTRIE1 INDUSTRIE2 INDUSTRIE3 INDUSTRIE4 INDUSTRIE5
              INDUSTRIE6 INDUSTRIE7 INDUSTRIE8 INDUSTRIE10 INDUSTRIE11
              INDUSTRIE12 INDUSTRIE13 INDUSTRIE14 L.lnF
-----

```

```

est store equation1
reg lnVA lnT lnI lnF TX_UTORDI year* INDUSTRIE*

```

Source		SS	df	MS	Number of obs =	4692
-----+-----						
Model		10226.9745	23	444.651067	F(23, 4668) =	686.50
Residual		3023.48389	4668	.647704347	Prob > F	= 0.0000
-----+-----						
Total		13250.4584	4691	2.82465539	R-squared	= 0.7718
-----+-----						
					Adj R-squared =	0.7707
					Root MSE	= .8048

lnVA		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
-----+-----						
lnT		.9536378	.0139001	68.61	0.000	.9263871 .9808886
lnI		.1080559	.0095414	11.32	0.000	.0893503 .1267615
lnF		.0660447	.0100708	6.56	0.000	.0463012 .0857882
TX_UTORDI		.0057953	.0004236	13.68	0.000	.0049649 .0066257
year1		.139083	.0434975	3.20	0.001	.0538073 .2243587
year2		.1005444	.0434801	2.31	0.021	.0153028 .185786
year3		-.0477002	.0439496	-1.09	0.278	-.1338622 .0384617
year4		.0266569	.0442074	0.60	0.547	-.0600105 .1133243
year5		-.002285	.0439821	-0.05	0.959	-.0885106 .0839406
year6		-.0061854	.0436862	-0.14	0.887	-.0918311 .0794602
INDUSTRIE1		.5126285	.0594665	8.62	0.000	.3960462 .6292109
INDUSTRIE2		-.2936527	.0574869	-5.11	0.000	-.4063541 -.1809513
INDUSTRIE3		.0409414	.0534073	0.77	0.443	-.0637622 .145645
INDUSTRIE4		-.1843988	.0551289	-3.34	0.001	-.2924775 -.0763202
INDUSTRIE5		-.2864042	.0515058	-5.56	0.000	-.3873798 -.1854286
INDUSTRIE6		-.1273852	.0631456	-2.02	0.044	-.2511804 -.0035899
INDUSTRIE7		.1445989	.0658476	2.20	0.028	.0155065 .2736913

INDUSTRIE8		-.4239125	.0547596	-7.74	0.000	-.5312672	-.3165578
INDUSTRIE10		-.0451054	.0450884	-1.00	0.317	-.1334998	.0432891
INDUSTRIE11		-.0597409	.0727684	-0.82	0.412	-.2024012	.0829195
INDUSTRIE12		-.2797149	.0565825	-4.94	0.000	-.3906434	-.1687865
INDUSTRIE13		-.4960849	.0825527	-6.01	0.000	-.6579271	-.3342427
INDUSTRIE14		-.4542014	.058483	-7.77	0.000	-.5688557	-.339547
_cons		9.321918	.130637	71.36	0.000	9.065808	9.578029

hausman equation1

---- Coefficients ----					
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))	
	equation12	.	Difference	S.E.	
lnF		.0761501	.0660447	.0101054	.011775
lnT		.9287383	.9536378	-.0248995	.0084409
lnI		.1219543	.1080559	.0138984	.005477
TX_UTORDI		.0054285	.0057953	-.0003668	.0002679
year2		.1143398	.1005444	.0137954	.0156776
year3		-.0439894	-.0477002	.0037109	.0145891
year4		.0116007	.0266569	-.0150563	.0126038
year5		-.0033474	-.002285	-.0010624	.0139086
year6		-.0023937	-.0061854	.0037918	.0138454
INDUSTRIE1		.5719532	.5126285	.0593247	.0298828
INDUSTRIE2		-.2404812	-.2936527	.0531715	.031994
INDUSTRIE3		.08221	.0409414	.0412686	.0282927
INDUSTRIE4		-.1325694	-.1843988	.0518294	.0301469
INDUSTRIE5		-.2592284	-.2864042	.0271758	.0290949
INDUSTRIE6		-.116687	-.1273852	.0106982	.0423212
INDUSTRIE7		.2205138	.1445989	.075915	.0365527
INDUSTRIE8		-.392195	-.4239125	.0317175	.031979
INDUSTRIE10		.0308891	-.0451054	.0759944	.024836
INDUSTRIE11		.0421836	-.0597409	.1019245	.0425412
INDUSTRIE12		-.1745463	-.2797149	.1051687	.0325161
INDUSTRIE13		-.352831	-.4960849	.1432539	.0585072
INDUSTRIE14		-.3370767	-.4542014	.1171246	.0317276

b = consistent under Ho and Ha; obtained from ivreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from regress

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(22) = (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B)$$

$$= 39.49$$

$$\text{Prob}>\chi^2 = 0.0124$$

La probabilité du test est inférieure au seuil de signification de 10 %, alors on rejette l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives, laissant la possibilité d'existence d'un problème de simultanéité (Gurajari, 2004; Kpodar, 2007;)

Tableau 3.3
Choix du modèle : effets aléatoires ou effets fixes

Test de spécification de Hausman

```
xtreg lnVA lnT lnI lnF TX_UTORDI,fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   6175
Group variable: docket                 Number of groups =   1291

R-sq:  within = 0.1966                 Obs per group:  min =    1
      between = 0.6711                    avg =    4.8
      overall = 0.6044                    max =    7

                                           F(4,4880)       =   298.57
corr(u_i, Xb) = 0.4717                  Prob > F        =   0.0000
```

```
-----+-----
      lnVA |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lnT |      .722541   .0231344    31.23  0.000   .6771871   .7678948
      lnI |     -.1660824   .0083554   -19.88  0.000  -.1824628  -.149702
      lnF |      .0324558   .0078008     4.16  0.000   .0171626   .0477489
TX_UTORDI |      .0008931   .0003414     2.62  0.009   .0002239   .0015624
      _cons |     14.85529   .1590573    93.40  0.000   14.54346   15.16711
-----+-----
sigma_u |     1.1726113
sigma_e |     .42479384
rho     |     .88398996   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

```
F test that all u_i=0:      F(1290, 4880) =    14.49      Prob > F = 0.0000
```

```
est store eql
```

```
xtreg lnVA lnT lnI lnF TX_UTORDI,re
```

```
Random-effects GLS regression      Number of obs   =   6175
Group variable: docket             Number of groups =   1291

R-sq:  within = 0.1544                 Obs per group:  min =    1
      between = 0.7859                    avg =    4.8
      overall = 0.7200                    max =    7

Random effects u_i ~ Gaussian      Wald chi2(4)    =   6052.76
corr(u_i, X) = 0 (assumed)        Prob > chi2     =   0.0000
```

lnVA	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnT	1.002682	.014423	69.52	0.000	.9744132	1.03095
lnI	-.0533177	.007861	-6.78	0.000	-.0687249	-.0379104
lnF	.0721374	.0076651	9.41	0.000	.057114	.0871608
TX_UTORDI	.0027591	.0003187	8.66	0.000	.0021344	.0033837
_cons	11.51726	.1115949	103.21	0.000	11.29854	11.73599
sigma_u	.65126896					
sigma_e	.42479384					
rho	.70153906	(fraction of variance due to u_i)				

hausman eql

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	eql	.	Difference	S.E.
lnT	.722541	1.002682	-.2801408	.0180881
lnI	-.1660824	-.0533177	-.1127648	.0028316
lnF	.0324558	.0721374	-.0396816	.0014486
TX_UTORDI	.0008931	.0027591	-.0018659	.0001224

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(4) &= (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) \\ &= 1630.17 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.0000 \\ & (V_b-V_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan

Hetttest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of lnVA

chi2(1) = 1.77

Prob > chi2 = 0.1835

Annexe VII– Résultats des estimations

Tableau 4

Résultats des estimations (MCO) de l'impact des dépenses en formation sur la productivité[†] des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 1	Modèle 1.1	Modèle 1.2	Modèle 1.3	Modèle 2	Modèle 2.1	Modèle 2.2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 4.1
In Production (valeur ajoutée)	MCO	MCO option cluster ^a	MCO variables de contrôle	MCO option cluster ^b variables de contrôle	MCO avec effets retardés InF	MCO avec effets retardés InF variables de contrôle	MCO avec effets retardés InF variables de contrôle option cluster ^c	MCO avec effets retardés InF et InI	MCO avec effets retardés InF et InI variables de contrôle	MCO avec effets retardés InF et InI variables de contrôle option cluster ^d
Variables explicatives										
In (nombre total d'employés)	0,9089*** (0,0117)	0,9089*** (0,0238)	0,9234*** (0,0124)	0,9234*** (0,0242)	0,8573*** (0,0218)	0,8724*** (0,0229)	0,8724*** (0,0375)	0,8060*** (0,0239)	0,8306*** (0,0253)	0,8306*** (0,0456)
In (investissement en capital physique)	0,1258*** (0,0082)	0,1258*** (0,0179)	0,0939*** (0,0081)	0,0939*** (0,0173)	0,1457*** (0,0148)	0,1168*** (0,0149)	0,1168*** (0,0279)			
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	0,0898*** (0,0086)	0,0898*** (0,0144)	0,0614*** (0,0085)	0,0614*** (0,0133)						
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en pourcentage)	0,0059*** (0,0004)	0,0059*** (0,0006)	0,0045*** (0,0004)	0,0045*** (0,0007)	0,0058*** (0,0006)	0,0047*** (0,0007)	0,0047*** (0,0011)	0,0051*** (0,0007)	0,0040*** (0,0007)	0,0040*** (0,0012)
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-1}					-0,0054 (0,0254)	-0,0141 (0,0247)	-0,0141 (0,0238)	-0,0054 (0,0259)	-0,0119 (0,0253)	-0,0119 (0,0241)
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-2}					0,0157 (0,0284)	0,0021 (0,0277)	0,0021 (0,0238)	0,0179 (0,0290)	0,0047 (0,0283)	0,0047 (0,0246)
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-3}					0,0415 (0,0272)	0,0331 (0,0264)	0,0331 (0,0214)	0,0444 (0,0277)	0,0340 (0,0270)	0,0340 (0,0216)
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-4}					0,0523** (0,0237)	0,0453** (0,0232)	0,0453** (0,0234)	0,0405* (0,0244)	0,0341 (0,0238)	0,0341 (0,0238)
In (investissement en capital physique) _{t-1}								0,0278 (0,0310)	0,0177 (0,0304)	0,0177 (0,0301)
In (investissement en capital physique) _{t-2}								0,0591* (0,0338)	0,0538* (0,0330)	0,0538** (0,0269)
In (investissement en capital physique) _{t-3}								0,0503 (0,0294)	0,0397 (0,0286)	0,0397* (0,0226)

In (investissement en capital physique) $t-4$							0,0654*** (0,0224)	0,0542** (0,0218)	0,0542*** (0,0216)
Présence d'un syndicat (=1 ou 0 autrement)	0,0274 (0,0241)	0,0274 (0,0429)	-0,0348 (0,0431)	-0,0348 (0,0622)				-0,0381 (0,0442)	-0,0381 (0,0651)
Présence d'un service de ressources humaines (=1 ou 0 autrement)	0,1195*** (0,0320)	0,1195*** (0,0365)	0,1018** (0,0502)	0,1018* (0,0558)				0,0837* (0,0516)	0,0837 (0,0566)
Aucune concurrence (=1 ou 0 autrement)	0,0846 (0,0530)	0,0846 (0,0714)	0,0866 (0,0941)	0,0866 (0,1371)				0,0783 (0,0986)	0,0783 (0,1390)
Pourcentage des actifs détenus par des intérêts étrangers	0,0029*** (0,0003)	0,0029*** (0,0007)	0,0026*** (0,0005)	0,0026*** (0,0010)				0,0028*** (0,0005)	0,0028*** (0,0011)
Taux de roulement volontaire	-0,0013** (0,0004)	-0,0013** (0,0006)	-0,0008 (0,0006)	-0,0008 (0,0009)				-0,0012* (0,0007)	-0,0012 (0,0012)
Proportion de femmes (en pourcentage)	-0,0035*** (0,0006)	-0,0035*** (0,0010)	-0,0036*** (0,0010)	-0,0036*** (0,0015)				-0,0038*** (0,0010)	-0,0038** (0,0015)
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	-0,0046*** (0,0007)	-0,0046*** (0,0011)	-0,0048*** (0,0013)	-0,0048*** (0,0018)				-0,0045*** (0,0014)	-0,0045** (0,0019)
<i>Catégories professionnelles (en %)</i>									
<i>(valeur omise travailleurs de production)</i>									
Gestionnaires	0,0063*** (0,0010)	0,0063*** (0,0015)	0,0044** (0,0018)	0,0044** (0,0023)				0,0038** (0,0019)	0,0038 (0,0024)
Professionnels	0,0063*** (0,0008)	0,0063*** (0,0013)	0,0046*** (0,0014)	0,0046** (0,0021)				0,0044*** (0,0014)	0,0044** (0,0022)
Personnel technique / métiers	0,0012** (0,0005)	0,0012 (0,0008)	0,0013 (0,0010)	0,0013 (0,0013)				0,0012 (0,0010)	0,0012 (0,0014)
Commercialisation ou ventes	0,0043*** (0,0008)	0,0043*** (0,0015)	0,0048*** (0,0015)	0,0048* (0,0026)				0,0042*** (0,0016)	0,0042 (0,0027)
Personnel de bureau / administratif	0,0027*** (0,0008)	0,0027** (0,0013)	0,0005 (0,0014)	0,0005 (0,0020)				0,0012 (0,0015)	0,0012 (0,0022)
Autres	-0,0000 (0,0009)	-0,0000 (0,0012)	-0,0006 (0,0017)	-0,0006 (0,0024)				-0,0004 (0,0018)	-0,0004 (0,0019)
Nombre total d'observations (N)	6175	6175	6043	6043	1660	1660	1660	1555	1555
Nombre total de firmes (n)		1291 ^a		1284 ^b			652 ^c		620 ^d
R carré du modèle	0,7786	0,7786	0,7927	0,7927	0,7638	0,7796	0,7796	0,7666	0,7814
R carré ajusté	0,7777		0,7915		0,7606	0,7749		0,7628	0,7759

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 8 avril 2009.

Notes : 1. Une constante, des variables dichotomiques pour l'industrie (14) et le temps sont également incluses dans les modèles. 2. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %. † La variable dépendante est représentée par la production (X), mais le coefficient de la variable de formation est interprété comme une mesure de son incidence sur la productivité. Explication pour les tableaux 4 à 6. Pour de plus amples informations, voir l'introduction de la section 2 intitulée *Les études empiriques antérieures*.

Tableau 5

Résultats des estimations (RE, FE, IV) de l'impact retardé des dépenses en formation sur la productivité des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante : ln Production (valeur ajoutée)	Modèle 5 (RE)	Modèle 5.1 (RE) variables de contrôle	Modèle 5.2 (RE) avec effets retardés lnF	Modèle 5.3 (RE) avec effets retardés lnF lnI	Modèle 5.4 (RE) avec effets retardés lnF lnI variables de contrôle	Modèle 6 (FE)	Modèle 6.1 (FE) variables de contrôle	Modèle 6.2 (FE) avec effets retardés lnF	Modèle 6.3 (FE) Avec effets retardés lnF lnI	Modèle 6.4 (FE) avec effets retardés lnF lnI variables de contrôle	Modèle 7 (VI) (2SLS, RE)	Modèle 7.1 (VI) (2SLS, RE) variables de contrôle
Variables explicatives												
ln (nombre total d'employés)	1,0059*** (0,0144)	1,0164*** (0,0149)	0,9081*** (0,0267)	0,7910*** (0,0291)	0,8069*** (0,0295)	0,7238*** (0,0232)	0,7248*** (0,0244)	0,6239*** (0,0551)	0,5687*** (0,0576)	0,5611*** (0,0592)	1,0062*** (0,0182)	1,0081*** (0,0183)
ln (investissement en capital physique)	-0,0589*** (0,0079)	-0,0693*** (0,0080)	0,0449*** (0,0153)			-0,1632*** (0,0084)	-0,1696*** (0,0085)	-0,0733*** (0,0195)			0,0440*** (0,0118)	0,0346*** (0,0117)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	0,0618*** (0,0076)	0,0531*** (0,0076)				0,0304*** (0,0078)	0,0265*** (0,0078)					
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en pourcentage)	0,0028*** (0,0003)	0,0026*** (0,0003)	0,0030*** (0,0005)	0,0027*** (0,0005)	0,0025*** (0,0006)	0,0009*** (0,0003)	0,0008** (0,0004)	0,0011* (0,0006)	0,0012* (0,0006)	0,0012* (0,0006)	0,0028*** (0,0004)	0,0025*** (0,0004)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-1}			0,0022 (0,0131)	0,0008 (0,0135)	-0,0006 (0,0136)			-0,0090 (0,0146)	-0,0093 (0,0155)	-0,0081 (0,0157)	0,1926*** (0,0205)	0,1656*** (0,0203)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-2}			0,0244** (0,0125)	0,0212* (0,0129)	0,0175 (0,0131)			0,0070 (0,0139)	0,0022 (0,0148)	0,0029 (0,0151)		
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-3}			0,0389*** (0,0119)	0,0404*** (0,0123)	0,0374*** (0,0124)			0,0187 (0,0130)	0,0199 (0,0139)	0,0206 (0,0141)		
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-4}			0,0141 (0,0118)	0,0122 (0,0123)	0,0094 (0,0124)			-0,0068 (0,0126)	-0,0086 (0,0135)	-0,0086 (0,0137)		
ln (investissement en capital physique) _{t-1}				0,0721*** (0,0163)	0,0659*** (0,0165)				0,0310 (0,0202)	0,0282 (0,0205)		
ln (investissement en capital physique) _{t-2}				0,0548*** (0,0158)	0,0510*** (0,0159)				0,0062 (0,0188)	0,0051 (0,0190)		
ln (investissement en capital physique) _{t-3}				0,0331*** (0,0127)	0,0338*** (0,0128)				-0,0062 (0,0144)	-0,0049 (0,0146)		

In (investissement en capital physique) $t-4$				0,0272*** (0,0108)	0,0260** (0,0109)				-0,0008 (0,0115)	-0,0007 (0,0116)		
Présence d'un syndicat (=1 ou 0 autrement)	0,0776** (0,0318)				-0,0672 (0,0511)	0,0026 (0,0399)				-0,0519 (0,0816)		0,0481 (0,0349)
Présence d'un service de ressources humaines (=1 ou 0 autrement)	0,0178 (0,0213)				0,0225 (0,0258)	-0,0205 (0,0203)				0,0074 (0,0262)		0,0053 (0,0231)
Aucune concurrence (=1 ou 0 autrement)	0,0231 (0,0437)				-0,0070 (0,0591)	0,0076 (0,0442)				0,0039 (0,0625)		0,0302 (0,0526)
Pourcentage des actifs détenus par des intérêts étrangers	0,0017*** (0,0003)				0,0012** (0,0005)	0,0006* (0,0004)				0,0003 (0,0007)		0,0011*** (0,0004)
Taux de roulement volontaire	-0,0002 (0,0003)				-0,0003 (0,0004)	0,0002 (0,0003)				-0,0001 (0,0004)		-0,0003 (0,0004)
Proportion de femmes (en pourcentage)	-0,0038*** (0,0007)				-0,0010 (0,0009)	-0,0018* (0,0011)				-0,0004 (0,0011)		-0,0014* (0,0009)
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	-0,0032*** (0,0008)				-0,0029*** (0,0012)	0,0007 (0,0009)				-0,0008 (0,0014)		-0,0005 (0,0008)
<u>Catégories</u>												
<u>professionnelles</u> (en %) (valeur omise travailleurs de production)												
Gestionnaires	0,0040*** (0,0008)				0,0004 (0,0013)	0,0018** (0,0008)				-0,0014 (0,0014)		0,0035*** (0,0009)
Professionnels	0,0031*** (0,0007)				0,0013 (0,0012)	0,0006 (0,0007)				-0,0009 (0,0014)		0,0035*** (0,0008)
Personnel technique / métiers	0,0007 (0,0005)				0,0013 (0,0009)	0,0002 (0,0005)				0,0002 (0,0010)		0,0019*** (0,0005)
Commercialisation ou ventes	0,0033** (0,0007)				0,0020 (0,0014)	0,0019*** (0,0007)				0,0002 (0,0017)		0,0030*** (0,0009)
Personnel de bureau / administratif	0,0021* (0,0006)				-0,0001 (0,0011)	0,0005 (0,0006)				-0,0013 (0,0012)		0,0024*** (0,0007)
Autres	-0,0005 (0,0007)				0,0011 (0,0013)	-0,0010 (0,0006)				0,0004 (0,0014)		0,0004 (0,0008)
Nombre total d'observations (N)	6175	6043	1660	1555	1555	6175	6043	1660	1555	1555	4495	4477
Nombre total de firmes (n)	1291	1284	652	620	620	1291	1284	652	620	620	1080	1080
R carré du modèle	0,7512	0,7677	0,7508	0,7619	0,7728	0,5775	0,5833	0,6439	0,6831	0,6839	0,7532	0,7649

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 8 avril 2009.

Notes 1. Une constante, des variables dichotomiques pour l'industrie (14) et le temps sont également incluses dans les modèles. 2. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %

Tableau 6
Résultats des estimations (AR1,RE) de l'impact retardé des dépenses en formation sur la productivité des entreprises au Canada de 1999 à 2005

	Modèle 8	Modèle 8.1	Modèle 9	Modèle 10	Modèle 10.1	Modèle 10.2	Modèle 10.3	Modèle 11	Modèle 11.1	Modèle 11.2
Variable dépendante :	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE	AR(1) RE
In Production (valeur ajoutée)		variables de contrôle	Effets retardés (t-1) InF InI	Effets retardés InF	Avec effets retardés InF	Avec effets retardés InF InI	Avec effets retardés InF InI	Interactions retardés	Interactions (t-1) et variables de contrôle	Interactions retardées et variables de contrôle
Variables explicatives										
In (nombre total d'employés)	1,0219*** (0,0142)	1,0286*** (0,0147)	0,9016*** (0,0166)	0,9104*** (0,0260)	0,9245*** (0,0262)	0,7916*** (0,0287)	0,8096*** (0,0289)	0,9016*** (0,0166)	0,9080*** (0,0167)	0,8091*** (0,0289)
In (investissement en capital physique)	-0,0576*** (0,0079)	-0,0643*** (0,0080)		0,0556*** (0,0153)	0,0491*** (0,0155)					
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	0,0686*** (0,0077)	0,0611*** (0,0077)								
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en pourcentage)	0,0029*** (0,0003)	0,0026*** (0,0003)	0,0028*** (0,0004)	0,0032*** (0,0005)	0,0031*** (0,0005)	0,0027*** (0,0005)	0,0026*** (0,0006)	0,0029*** (0,0004)	0,0026*** (0,0004)	0,0026*** (0,0006)
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) t-1			0,0268*** (0,0088)	0,0032 (0,0134)	0,0004 (0,0135)	0,0017 (0,0136)	0,0002 (0,0138)			
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) t-2				0,0260** (0,0127)	0,0199 (0,0129)	0,0221* (0,0129)	0,0178 (0,0132)			
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) t-3				0,0407*** (0,0121)	0,0375*** (0,0123)	0,0412*** (0,0124)	0,0380*** (0,0126)			
In (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) t-4				0,0169 (0,0121)	0,0146 (0,0123)	0,0136 (0,0124)	0,0107 (0,0126)			
In (investissement en capital physique) t-1			0,0715*** (0,0084)			0,0752*** (0,0164)	0,0683*** (0,0167)	0,0625*** (0,0090)	0,0598*** (0,0090)	0,0691*** (0,0173)
In (investissement en capital physique) t-2						0,0551*** (0,0158)	0,0508*** (0,0161)			0,0441*** (0,0167)
In (investissement en capital physique) t-3						0,0331*** (0,0128)	0,0338*** (0,0130)			0,0205 (0,0136)
In (investissement en capital physique) t-4						0,0286*** (0,0109)	0,0279*** (0,0111)			0,0244** (0,0120)
In Formation * In Investissements en capital physique t-1								0,0016*** (0,0006)	0,0013** (0,0006)	-0,0000 (0,0008)
In Formation * In Investissements en capital physique t-2										0,0012 (0,0008)
In Formation * In Investissements en capital physique t-3										0,0022*** (0,0008)

In Formation * In Investissements en capital physique t-4									0,0006 (0,0008)	
Présence d'un syndicat (=1 ou 0 autrement)	0,0706** (0,0299)			-0,0365 (0,0496)		-0,0654 (0,0502)		0,0268 (0,0324)	-0,0654 (0,0502)	
Présence d'un service de ressources humaines (=1 ou 0 autrement)	0,0173 (0,0179)			0,0238 (0,0255)		0,0264 (0,0260)		0,0032 (0,0200)	0,0263 (0,0260)	
Aucune concurrence (=1 ou 0 autrement)	0,0251 (0,0423)			0,0247 (0,0591)		-0,0038 (0,0614)		0,0153 (0,0509)	-0,0035 (0,0614)	
Pourcentage des actifs détenus par des intérêts étrangers	0,0018*** (0,0003)			0,0014*** (0,0005)		0,0013** (0,0005)		0,0014*** (0,0004)	0,0013** (0,0005)	
Taux de roulement volontaire	-0,0000 (0,0003)			-0,0001 (0,0004)		-0,0003 (0,0004)		-0,0001 (0,0003)	-0,0003 (0,0004)	
Proportion de femmes (en pourcentage)	-0,0033*** (0,0007)			-0,0013 (0,0008)		-0,0011 (0,0009)		-0,0033*** (0,0008)	-0,0012 (0,0009)	
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	-0,0032*** (0,0007)			-0,0032*** (0,0011)		-0,0028** (0,0012)		-0,0021** (0,0008)	-0,0029*** (0,0012)	
<u>Catégories professionnelles</u> (en %) (valeur omise travailleurs de production)										
Gestionnaires	0,0040*** (0,0008)			0,0014 (0,0013)		0,0006 (0,0013)		0,0027*** (0,0009)	0,0006 (0,0013)	
Professionnels	0,0029*** (0,0007)			0,0022* (0,0012)		0,0016 (0,0012)		0,0033*** (0,0008)	0,0016 (0,0012)	
Personnel technique / métiers	0,0005 (0,0004)			0,0019** (0,0009)		0,0014* (0,0009)		0,0008* (0,0005)	0,0014 (0,0009)	
Commercialisation ou ventes	0,0028*** (0,0007)			0,0028** (0,0013)		0,0022* (0,0014)		0,0025*** (0,0008)	0,0023* (0,0014)	
Personnel de bureau / administratif	0,0022*** (0,0006)			0,0004 (0,0010)		0,0001 (0,0011)		0,0018*** (0,0007)	0,0001 (0,0011)	
Autres	-0,0002 (0,0006)			0,0010 (0,0012)		0,0011 (0,0013)		-0,0002 (0,0007)	0,0010 (0,0013)	
Nombre total d'observations (N)	6175	6043	4505	1660	1660	1555	1555	4505	4487	1555
Nombre total de firmes (n)	1291	1284	1088	652	652	620	620	1088	1088	620
R carré du modèle	0,7527	0,7692	0,7601	0,7535	0,7679	0,7623	0,7738	0,7598	0,7738	0,7736
Durbin-Watson	1,1778	1,2118	1,3724	1,6899	1,6946	1,6969	1,7008	1,3723	1,3753	1,7008

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 8 avril 2009. Notes_1. Une constante, des variables dichotomiques pour l'industrie (14) et le temps sont également incluses dans les modèles. 2. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %

Annexe VIII– Recension des études empiriques

Tableau 7 Résumé des études traitant de l'impact de la formation sur la productivité								
ÉTUDES TRANSVERSALES								
Auteurs Année Pays	Données utilisées	VD et VI	Type/Contenu de la formation	Interaction complémentarité des facteurs	Méthodologie Estimateurs utilisés	Biais techniques	Principaux résultats	Élasticité
Arthur, J.B. (1994) États-Unis	Une industrie comprenant 30 des 54 petites aciéries américaines. Une enquête par questionnaire a été réalisée auprès de gestionnaires permettant d'amasser des données sur les travailleurs de production et d'entretien pour les années 1988 et 1989.	Deux systèmes ont été testés. Le premier, un système de contrôle, est caractérisé par une organisation du travail (taylorisme), peu de communication et peu de participation. Le second, un système basé sur l'engagement et la participation. <u>VD</u> La performance organisationnelle a été mesurée par deux indicateurs : le nombre d'heures de production (productivité) et le taux de rejet de la production d'acier. Le taux de roulement a été mesurée à partir des départs volontaires et non volontaires sur le nombre total d'employés. <u>VI</u> Dix pratiques de GRH ont permis de caractériser les 2 systèmes : décentralisation, participation, formation et qualifications, supervision, activités sociales, résolution des plaintes et griefs, rémunération, avantages sociaux et régimes d'incitation. <u>Variables de contrôle</u> Stratégies d'affaires : réduction des coûts et différenciation; âge	√ Générale	√ Oui Interaction entre le taux de roulement et le système de GRH.	Estimations réalisées avec des analyses de régression multivariée et des analyses par grappes pour identifier les systèmes de pratiques. Pour la validité des grappes (Arthur, 1992), test de corrélation selon deux stratégies d'affaires identifiées par Porter (1980) : différenciation et réduction des coûts.	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Problème de mesure et de la définition du construit des systèmes de GRH.	Plus la cohérence interne et externe est forte, plus les entreprises ont une performance élevée et ce, particulièrement pour les organisations qui utilisent un ensemble de pratiques axées sur l'engagement des employés. Les résultats montrent aussi que pour les systèmes axés sur l'engagement, le taux de rejet est plus faible et la productivité plus élevée. L'interaction entre le taux de roulement et le système de gestion des ressources humaines a un impact significatif sur le taux de rejet et la productivité.	Impact du système de pratique sur les heures de production : élasticité de -0,79; sur le taux de rejet : élasticité de -0,14.

		moyen de l'établissement, taille, région et présence du syndicat.						
Barrette, J. et J. Carrière (2003) Canada	Échantillon constitué d'organisations du Québec et de l'Ontario. Les données ont été obtenues à partir d'un questionnaire adressé aux responsables de RH dans 563 organisations (Québec et Ontario) soit 238 dans le secteur secondaire et 325 dans le secteur des services.	<u>VD</u> Trois facteurs qui permet de regrouper des mesures qualitatives de la performance perçue (productivité et efficience), du positionnement concurrentiel et au niveau de l'acquisition de la clientèle et de la croissance. Cette mesure de la performance perçue utilise une échelle qui s'apparente à celle utilisée par Huselid (1995). <u>VI</u> Degré de complémentarité interactivités des pratiques de GRH mesurée selon la somme des interrelations entre les pratiques de quatre domaines de la GRH : dotation, rémunération, évaluation du rendement et formation.	√ Générale √ Spécifique <u>Précisions :</u> Formation externe liée au développement de carrière et formation en emploi	√ Oui Somme des interrelations entre les pratiques de différents domaines d'activités de la GRH.	Devis de recherche transversal. Création d'un score de complémentarité des pratiques avec l'alpha de Cronbach. Pour les VD, utilisation de l'analyse factorielle varimax permettant d'identifier 3 facteurs de la VD. Utilisation de la méthode de régression pas à pas, pour réaliser les estimations.	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Les mesures perceptuelles tendent à introduire des erreurs et des biais dans les réponses. Biais possibles dans l'attribution des secteurs industriels.	La complémentarité des pratiques de GRH est liée à une plus grande productivité, et une plus grande efficience et au positionnement concurrentiel. Les pratiques complémentaires ont un impact plus faible sur la productivité et l'efficience dans le secteur des services si on le compare avec le secteur manufacturier. La combinaison de certaines pratiques semble plus profitable, que d'autres combinaisons, aux organisations d'un même secteur d'activité. Ainsi, les facteurs externes d'un secteur d'activités pourraient dicter le choix de certaines pratiques.	
Barron J.M., M.C. Berger et D.A Black (1997) États-Unis	Enquête de données appariées (employeur-employés) réalisée en 1993 avec le support financier du W.E. Upjohn Institute for Employment Research. n=258 organisations	<u>VD</u> Logarithme de la différence de la productivité de l'organisation pour les employés avec deux années d'expérience et de la productivité de l'organisation avec les nouveaux employés. <u>VI</u> Âge des travailleurs, expérience antérieure, années de scolarité, origine ethnique, sexe, travailleur couvert ou non par une convention collective, logarithme de la taille de l'organisation, les heures travaillées, la formation (heures) et variable de formation totale regroupant les différents indicateurs.	√ Formelle √ Informelle <u>Précisions :</u> La formation formelle sur les lieux de travail et à l'extérieur des heures de travail.	√ Non	Estimation d'une équation de croissance de la productivité en utilisant les OLS et les variables instrumentales (2SLS).	√ Simultanéité <u>Précisions:</u> Instrument utilisé : Heures totales de formation au sein de l'entreprise.	L'estimation de l'effet de la formation sur la productivité est significative : une augmentation de 10 % dans la formation (rapportée par l'employé) augmente la productivité de l'organisation de 1,0%. Au niveau technique, en utilisant la technique 2SLS, la productivité passe à 3,7 % (pour une augmentation de 10 % dans la formation).	Impact de la formation sur la productivité : Élasticité positive variant de 0,105 (OLS) à 0,368 (2SLS).

<p>Barron, J.M. D.A. Black et M.A. Loewenstein (1989) États-Unis</p>	<p>Enquête dirigée par le National Institute of Education et le National Center for Research in Vocational Education en 1982, permet d'avoir de l'information sur la formation parrainée par les employeurs au sein du lieu de travail. Le but de cette enquête est aussi de connaître les effets des programmes gouvernementaux, notamment le Employer Opportunity Pilot Project (EOPP)</p> <p>n = 1901 firmes</p>	<p><u>VD</u> Productivité (Pourcentage de croissance)</p> <p><u>VI</u> Logarithme des heures de formation (premiers 3 mois), Niveau d'éducation; âge des nouveaux travailleurs, nombre d'années d'expérience, sexe, membre du syndicat, poste temporaire ou saisonnier logarithme de la taille de l'organisation, occupations, secteurs industriels</p>	<p>✓ Formelle ✓ Informelle</p> <p><u>Précisions:</u> Formation sur le lieu de travail formelle et informelle en heures : formation pour les nouveaux employés, informelle par les superviseurs et les collègues.</p>	<p>✓ Non</p>	<p>Régression sur différentes VD (salaire et productivité), Tobit et tests pour vérifier l'homogénéité des variances.</p>	<p>✓ Hétérogénéité non observée</p> <p><u>Précisions:</u> Biais possible suite à l'introduction des changements technologiques dans l'explication de la formation et de la productivité.</p>	<p>Pour les estimations des effets de la formation sur les lieux de travail sur la croissance de la productivité, les auteurs ont obtenu les résultats suivants.</p> <p>La formation et la croissance de la productivité sont directement reliées. Une augmentation de 10 % dans la formation est associée à une augmentation de 3 % de la croissance de la productivité comparativement à une hausse de 1,5 % des salaires.</p> <p>De plus, l'éducation, la syndicalisation, le sexe semblent jouer un rôle important dans la croissance de la productivité.</p>	<p>Impact de la formation sur la productivité : Élasticité positive de 0,3.</p> <p>Impact de la formation sur les salaires : Élasticité positive de 0,15.</p>
<p>Bartel, A. (1994) États-Unis</p>	<p>Columbia Business School Human Resources Survey de 1986</p> <p>n = 155 entreprises américaines du secteur manufacturier de 1983 et 1986.</p>	<p><u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme des ventes nettes; Variation dans la productivité entre 1986 et 1983; Implantation d'un programme de formation (= 1 si programme après 1983).</p> <p><u>VI</u> Formation formelle (pourcentage d'employés par catégories professionnelles); conception du poste; évaluation du rendement; engagement des employés ou cercles de qualité, logarithme des actifs; logarithme du nombre total d'employés; l'âge de l'organisation, pourcentage de syndicalisation; types d'industries</p>	<p>✓ Formelle</p>	<p>✓ Non</p>	<p>Fonction de production Cobb-Douglas et modèle Logit pour mesurer la probabilité d'offrir de la formation; OLS</p>	<p>✓ Hétérogénéité non observée</p> <p><u>Précisions:</u> Biais possible suite à l'introduction des changements technologiques dans l'explication de la formation et de la productivité.</p>	<p>L'implantation d'un programme de formation n'a eu aucun impact significatif sur la productivité en 1986. Toutefois, les entreprises qui ont implanté ces programmes entre 1983-1986 ont vu augmenter leur productivité, comblant ainsi l'écart de productivité qui les séparait des autres organisations qui avaient déjà implanté un programme de formation.</p> <p>Pour ce qui est des autres politiques (conception du poste, évaluation du</p>	<p>Impact de la formation sur la productivité de 1986 : Élasticité de 0.</p> <p>Impact de la formation sur la productivité de 1983-1986 : Élasticité positive variant de 0,39 à 0,41.</p>

							rendement, engagement des employés), les résultats montrent des niveaux de productivité inférieurs aux attentes théoriques.	
Black, S.E. et L.M. Lynch (1996) États-Unis	Données provenant du National Center on the Educational Quality on the Workforce (EQW) National Employer's Survey. Cette enquête a été conçue par Lynch avec la collaboration de P. Zemsky et P. Cappelli. (n=1621 entreprises manufacturières et 1324 entreprises non manufacturières).	<u>VD</u> Productivité (mesurée par le logarithme des ventes nettes, ces recettes ou des expéditions en dollars pour l'année au sein de l'établissement) <u>VI</u> Nombre d'heures travaillées; Qualité de la main-d'œuvre (proxy du niveau moyen d'éducation au sein de l'établissement) - niveau moyen; Valeur comptable des capitaux ; Coût des matériaux et biens utilisés (tangibles et intangibles); <u>Caractéristiques de l'organisation</u> Filiale/franchise, Distribution du stock de capital, nombre d'employés formés, pourcentage de formation formelle, types formations spécifiques, pourcentage de travailleurs temps plein embauchés dans la dernière année, pratiques de gestion qualité totale ou de benchmarking, exportation des produits, R&D, présence du syndicat.	√ Générale √ Spécifique √ Formelle <u>Précisions :</u> Formation générale (niveau d'éducation); formation formelle (% d'employés formés, durant les heures de travail et à l'extérieur); formation spécifique (informatique, formation travail en équipe, formation des superviseurs).	√ Non	Fonction de production Cobb-Douglas.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée <u>Précisions:</u> Pour répondre à ce problème, Black et Lynch (1996b) ont restreint leur échantillon au secteur manufacturier et les établissements ont été liés au Census Bureau's Longitudinal Research Databse. En estimant une nouvelle fonction de production, les variables de formation sont significatives, utilisation de la méthode à FE et des moments généralisés.	Le nombre d'employés formés n'a pas d'impact significatif sur la productivité, alors que le niveau d'éducation moyen a un impact positif sur la productivité. Pour le secteur manufacturier, plus la quantité de formation reçue à l'extérieur du poste de travail est élevée, plus la productivité est élevée. Le type de formation reçue a une incidence sur la productivité. La formation en informatique a un impact positif sur la productivité dans le secteur non manufacturier. Les stratégies de recrutement ont un rôle important sur la productivité. Dans le secteur non manufacturier, les établissements qui ont priorisé les individus ayant un niveau de scolarité élevé, ont une productivité plus élevée.	Impact de la du nombre d'employés sur la productivité : Élasticité de 0. Impact du niveau d'éducation sur la productivité : Élasticité positive variant de 0,86 (secteur manufacturier) à 1,29 (secteur non manufacturier). Impact de la formation en informatique sur la productivité : Élasticité positive de 0,26 (secteur non manufacturier).
Delaney, J.T. et M.A. Huselid (1996) États-Unis	n = 590 organisations américaines à but lucratif et non lucratif du National Organizations Survey (NOS) pour l'année 1991.	<u>VD</u> Deux mesures de la performance organisationnelle perçue ont été créées à partir des indicateurs du NOS. La première VD comprend 7 indicateurs sur la perception des employés de la performance de la firme depuis les trois dernières années comparativement aux autres organisations. La deuxième VD	√ Formelle <u>Précisions :</u> Formation formelle pour les deux dernières années; nombre d'employés formés et efficacité perçue de la formation	√ Oui	Les VD ont été mesurées à partir d'une échelle de Likert en 4 points. Les techniques d'estimations suivantes ont été utilisées : corrélations, régressions	√ Simultanéité √ Autre(s) <u>Précisions:</u> Simultanéité possible entre les pratiques de GRH et la perception de la performance. Correction de la simultanéité avec	Les résultats montrent que les pratiques de GRH plus progressive ou innovatrice (sélection, formation, récompenses financières, etc.) sont liées positivement aux mesures perçues de la performance organisationnelle. Les effets des pratiques innovatrices sont similaires au sein des	Impact de la formation sur la performance organisationnelle : Élasticité positive variant de 0,082 à 0,130 selon les modèles. Impact de l'interaction de la

		<p>permet de mesurer uniquement la performance des organisations à but lucratif puisqu'elle vise à obtenir la perception des employés sur la performance de la firme depuis les trois dernières années au niveau de la concurrence sur le marché du produit. Ces 2 VD permettent d'obtenir de l'information sur les résultats économiques : profits et parts de marché.</p> <p><u>VI</u> Compétences des employés (sélection et rendements de la formation), motivation (récompenses financières et procédure de griefs), structure des emplois et du travail (décentralisation des décisions), marché interne du travail, structure organisationnelle (verticalité de la hiérarchie).</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Organisation à but lucratif ou non, logarithme de l'âge de la firme, logarithme du nombre total d'emploi, pourcentage de gestionnaires, présence syndicale, produits ou services, compétition sur le marché, et 33 variables dichotomiques afin de tenir compte des autres caractéristiques propres aux firmes à partir du <i>Standard Industrial Classification (SIC)</i>.</p>		<p>d'analyses de régressions où les auteurs ont pris en compte les pratiques individuelles et les effets combinés. Les auteurs tiennent compte des investissements dans les pratiques ainsi que des relations d'interactions entre les pratiques.</p>	<p>multivariées, analyses de variance.</p>	<p>des variables instrumentales (non disponible ici).</p> <p>Des mesures de perception de la performance peuvent augmenter les erreurs de mesure.</p>	<p>organisations à but lucratif et non lucratif.</p> <p>Les résultats ne permettent pas de montrer l'existence de complémentarité entre les pratiques dans l'amélioration de la performance organisationnelle. Toutefois, les auteurs ne peuvent pas mentionner que ces résultats sont consécutifs à une mauvaise mesure de ce concept ou à l'absence de l'impact de l'effet de synergie dans l'échantillon.</p> <p>Cette recherche permet d'avancer l'importance de créer des mesures fiables et valides pour tester la complémentarité.</p>	<p>formation et des pratiques de recrutement sur la performance organisationnelle : Élasticité positive variant de 0 (non significatif) à 0,072 selon les modèles.</p>
<p>Delery, J.E. et D.H. Doty (1996) États-Unis</p>	<p>Échantillon composé de 216 questionnaires de gestionnaires en RH et de 114 présidents de différentes banques américaines en 1992.</p>	<p><u>VD</u> La performance organisationnelle a été mesurée à partir d'indicateurs financiers : taux de rendement moyen de l'actif (ROA) et taux de rendement des capitaux propres (ROE).</p>	<p>✓ Formelle ✓ Informelle</p> <p><u>Précisions:</u> Offre de programme de formation. Plus le score obtenu est</p>	<p>✓ Oui</p> <p>Regroupement de sept pratiques de GRH.</p>	<p>Les estimations ont été réalisées avec diverses techniques : régressions hiérarchiques et régressions logistiques.</p>	<p>✓ Biais de sélection</p> <p><u>Précisions:</u> Tests pour les biais de sélection.</p>	<p>Les résultats confirment l'hypothèse que certaines pratiques de GRH influencent plus la performance organisationnelle que d'autres types de pratiques. L'alignement entre les</p>	<p>Impact de la formation sur la ROA, ROE : Élasticité de 0 (non significatif).</p> <p>Impact de la rémunération au</p>

	n = 330	<p><u>VI</u> Sept pratiques de GRH (opportunités de carrière à l'intérieur de l'organisation, formation, rémunération, partage des gains, sécurité d'emploi, participation, description d'emploi) ont été mesurées avec une échelle de Likert en 7 points. Les stratégies (deux types) ont été mesurées aussi avec une échelle de Likert.</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Taille des banques est mesurée par la valeur totale des actifs, âge des banques, société de portefeuille (dichotomique), localisation, profils idéaux pour les stratégies (prospecteur, analyste et défenseur) et les systèmes d'emploi (marché, interne, type mixte).</p>	élevé sur l'échelle de Likert, plus la formation est extensive et formelle.				stratégies d'affaires et les systèmes de pratiques semble faiblement significatif. Les résultats montrent que plus une organisation utilise des pratiques qui se trouvent dans un système de marché, meilleurs sont les résultats financiers.	<p>rendement sur ROA, ROE : Élasticité positive de 0,33 et de 0,35 respectivement.</p> <p>Impact de l'interaction de la formation et des pratiques de GRH sur ROA et ROE : Élasticité de 0.</p> <p>Impact de l'interaction de la rémunération au rendement et des pratiques de GRH sur ROA et ROE : Élasticité positive de 0,22 et de 0,29 respectivement.</p>
Garcia, M. (2005) Espagne	Échantillon composé de 78 firmes qui ont une moyenne de 100 employés et plus, en 1998 en Espagne. L'auteur a opté pour une analyse multi-secteurs.	<p><u>VD</u> La productivité a été mesurée à partir du logarithme du nombre de ventes/employé et indicateurs de la satisfaction.</p> <p><u>VI</u> La formation a été mesurée à partir de différents groupes d'indicateurs soit : les fonctions assumées par le service de RH, les objectifs identifiés dans la politique de formation, la nature de la formation (proactive ou réactive) ainsi que par l'évaluation de la formation.</p> <p><u>Variable de contrôle</u> Secteurs d'activités</p>	<p>√ Autre(s)</p> <p><u>Précisions :</u> Voir description des indicateurs dans la section VI (colonne de gauche).</p>	√ Non	Les analyses ont été réalisées à partir des techniques d'estimations suivantes : corrélations, régressions multivariées, analyses factorielles en composantes principales (rotation varimax)	√ Autre(s)	<p><u>Précisions:</u> Problème de mesure des variables mêmes, tel que mesure de la perception plutôt que de mesure directe.</p> <p>Les résultats montrent que l'implantation d'une politique de formation orientée vers le développement des ressources humaines a un impact positif sur la productivité organisationnelle. Par ailleurs, les résultats montrent que la formation mesurée avec l'indicateur d'évaluation a un impact significatif et négatif sur la productivité. Ce résultat laisse penser que les effets de la formation sur la productivité organisationnelle peuvent avoir un impact tardif, dépassant une année. Ainsi, l'auteur propose de</p>	<p>Impact du dév. du capital humain sur la productivité : Élasticité positive de 0,204; sur la satisfaction : Élasticité positive variant de 0,248 à 0,506.</p> <p>Impact de l'évaluation de la formation sur la productivité : Élasticité négative de -0,240; sur la satisfaction : Élasticité positive variant de 0,124 à 0,293.</p> <p>Impact des objectifs</p>

							réaliser des estimations avec des données pour les années subséquentes.	économiques de la politique de formation sur la productivité : Élasticité de 0; sur la satisfaction : Élasticité positive variant de 0,262 à 0,294. Impact du service de formation sur la productivité : élasticité de 0; sur la satisfaction : Élasticité de 0,350 à 0,427.
Huselid, M.A. (1995) États-Unis	Enquête complétée en 1992 par des directions de ressources humaines d'entreprises publiques américaines cotées en bourse. n=968 organisations.	<u>VD</u> Deux indicateurs de la performance financière : Q de Tobin et pourcentage des retours sur le capital brut (ROA). <u>VI</u> Prise en considération du système de pratiques de la GRH (complémentarité des pratiques), l'auteur regroupe les politiques de RH en deux catégories : 1) compétences des employés et structure organisationnelle (sélection, formation, partage d'informations, qualité de vie au travail) et 2) la motivation des employés (rémunération au rendement, promotions basées sur le mérite ou l'ancienneté) <u>Variables contrôles</u> Taille de l'organisation (nombre total d'employés), intensité en capital, présence du syndicat dans l'organisation, présence du syndicat dans l'industrie, intensité de la R&D, ventes nettes, total des actifs, 34 variables	√ Formelle <u>Précisions:</u> Moyenne du nombre d'heures de formation depuis les 12 derniers mois.	√ Oui Mesure du degré d'implantation d'un groupe de pratiques dans l'ensemble de l'organisation. Fit interne (avec politiques), Fit externe (avec stratégies).	Estimations réalisées à l'aide de régression avec OLS pour vérifier l'impact des pratiques de GRH sur la productivité. Test de Hausman afin de choisir entre un modèle à FE ou aléatoires.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité √ Biais de sélection <u>Précisions:</u> Pour contrôler pour le biais de sélection, utilisation du ratio de Mills et de la régression 2SLS. Le choix des effets fixes (FE), effets aléatoires (RE) et des variables instrumentales visent à corriger pour les biais d'hétérogénéité et de simultanéité.	Les pratiques du 1 ^{er} groupe (compétences et structure organisationnelle) et du 2 ^e groupe (motivation des employés) dont significatives et positives sur la productivité, si elles sont introduites individuellement. La productivité et le taux de roulement semblent jouer un rôle modérateur dans la relation entre les pratiques et la performance organisationnelle. Seulement pratiques liées aux compétences des employés et à la structure organisationnelle sont significatives pour le taux de retours sur le capital brut. Les firmes, dont l'investissement dans les pratiques de GRH est élevé, paraissent plus performantes que les firmes qui investissent moins.	Impact des pratiques du 1 ^{er} groupe sur le taux de roulement : Élasticité variant de 0 à -1,769. Impact des pratiques du 1 ^{er} groupe sur la productivité: Élasticité variant de 0 à 0,073. Impact des pratiques du 1 ^{er} groupe sur Q de Tobin : Élasticité variant de 0 de 0,215. Impact des pratiques du 1 ^{er} groupe sur ROA: Élasticité variant de 0 à 0,041

		dichotomiques pour les secteurs industriels.						
MacDuffie, J.P. (1995) États-Unis	Échantillon composé de 62 sites d'assemblage automobile répartis dans 16 pays différents entre 1989 et 1990.	Deux systèmes de pratiques : l'un traditionnel représenté par un faible niveau d'autonomie et de polyvalence des employés, et l'autre, un système plus innovateur représenté par des équipes autonomes de production et par des pratiques de rémunération incitative. <u>VD</u> La performance a été mesurée à partir des indicateurs de productivité (nombre d'heures requis pour assemblage de véhicule) et de qualité du produit (nombre de défauts par 100 véhicules). <u>VI</u> Différentes pratiques : mode de production (flexible ou traditionnel), organisation du travail, dotation, rémunération, statut d'emploi et formation.	√ Formelle √ Informelle <u>Précisions :</u> Niveau de formation offert (faible à élevé) pour les nouveaux employés et les employés expérimentés; heures de formation continue au sein de l'entreprise.	√ Oui Systèmes de pratiques (voir explications 3 ^e colonne, gauche du tableau).	Fonction de production Cobb-Douglas. Les estimations ont été réalisées avec des techniques: corrélations, analyse par grappes et analyses factorielles afin d'identifier les systèmes de production. Test de fiabilité avec Alpha de Cronbach.	√ Autres (s) <u>Précisions :</u> Fiabilité des grappes de pratiques. Les analyses factorielles, de grappes, corrélations entre pratiques individuelles et de fiabilité nécessaire.	Les résultats ont montré que les investissements dans les pratiques influencent significativement la performance organisationnelle, lorsque ces pratiques forment un tout cohérent. De plus, le regroupement de pratiques est encore plus efficace s'il est lié à un système innovateur de pratiques.	Impact des politiques de GRH sur la productivité : élasticité -0,08; sur la qualité : élasticité de -0,20. Impact du système de pratiques sur la productivité : élasticité négative de -0,09; sur la qualité : élasticité de -0,15. Impact de l'interaction d'un système de pratiques et des politiques de GRH sur la productivité : élasticité négative -0,13; sur la qualité : élasticité de 0.
Ng Y. et N. Siu (2004) Chine	Enquête menée auprès d'entreprises manufacturières chinoises à Shanghai en 1999. n = 485 organisations.	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée des ventes. <u>VI</u> Logarithme du nombre total de travailleurs (production, management et technique), logarithme de la valeur du capital ou valeur nette des actifs de l'entreprise, classifications des entreprises (variable dichotomique), variation de la productivité inter-industries (var nominale), dépenses totales en formation technique et en gestion pour l'année qui précède l'enquête, dépenses totales en	√ Générale √ Spécifique <u>Précisions :</u> Formation en gestion et formation technique mesurée sur une échelle de Likert.	√ Non	Fonction de production Cobb-Douglas. L'objectif des auteurs est de tester l'effet de la formation sur la performance des entreprises chinoises, en transition économique, selon différentes structures de propriété. Utilisation aussi de l'analyse factorielle exploratoire (avec	√ Non	Les résultats montrent que l'ajout de capital humain a une influence positive sur la productivité des entreprises. De plus, le type de formation influence la productivité (mesurée par les ventes) : la formation en gestion a un impact positif sur la productivité, la formation technique n'a pas d'impact sur la productivité. Enfin, il n'y a aucune différence de productivité, liée à la formation, selon le type de structure des organisations.	Impact des dépenses de la formation en gestion sur la productivité: Élasticité positive variant de 0,3202 (pour les firmes chinoises) et de 0,1302 pour les firmes appartenant à des intérêts étrangers.

		formation pour l'année qui précède l'enquête, attentes face à la formation reçue.			rotation varimax).			
Turcotte, J. et L. W. Rennison (2004) Canada	Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 1999 réalisée par Statistique Canada Utilisation des données transversales liées (employeurs-employés) de 1999. L'échantillon final a été restreint aux organisations à but lucratif ayant plus d'un employé n = 5200 emplacements.	<u>VD</u> Productivité (logarithme de la valeur ajoutée/heure travaillée) Logarithme du salaire total/heure travaillée <u>VI</u> Proportion d'employés ayant un diplôme universitaire; formation (proportion d'employés ayant reçu de la formation sur les lieux de travail, proportion d'employés ayant reçu de la formation en classe); Technologie (Proportion d'employés utilisant un ordinateur, Proportion d'employés utilisant d'autres technologies) <u>Variables de contrôle</u> Caractéristiques individuelles : % de femmes, expérience, % de professionnels, de gestionnaires, de travailleurs techniques, d'administrateurs et de vendeurs. Caractéristiques de l'organisation : intérêt étrangers, multiple localisations, % d'employés couverts par une convention collective, nombre d'années à la même adresse, taux de roulement, partage des gains, priorité pour R&D secteurs industriels, régions.	√ Générale √ Formelle √ Informelle √ Autre(s) <u>Précisions :</u> Niveau de scolarité, Formation en classe; formation sur les lieux de travail (informelle) à l'extérieur des lieux de travail (formelle); formation professionnelle, construction d'équipes, technologique.	√ Oui Utilisation de la technologie et de la formation.	Différentes estimations ont été réalisées avec une fonction de production Cobb-Douglas et d'une fonction des gains (équation des salaires). Les auteurs ont estimé conjointement une fonction de production et des salaires, en utilisant une régression non linéaire afin de tenir compte de la causalité possible entre la productivité et des salaires. Le test de Wald a été aussi réalisé. Les estimations ont été réalisées ont niveau du secteur industriel et de la firme.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée <u>Précisions:</u> Biais mis en évidence mais qui ne sont pas pris en considération dans le cadre des estimations.	Il n'y a aucune relation significative entre la proportion d'employés qui ont suivi une formation en classe et la productivité au niveau de l'organisation. Toutefois, la formation portant sur les technologies a un impact significatif sur la productivité de l'organisation. La considération conjointe des ordinateurs, du niveau de scolarité universitaire ainsi que du développement des compétences lié à l'utilisation d'ordinateurs, semble associée à une productivité accrue et à des salaires plus élevés.	Impact de la proportion d'employés recevant de la formation sur la productivité : Élasticité positive de 0,355. Impact de la proportion d'employés recevant de la formation (portant sur un logiciel) sur la productivité des entreprises : Élasticité positive de 0,450. Impact du diplôme universitaire sur la productivité : Élasticité positive de 0,209. Impact de la formation (sur les technologies) sur la productivité : Élasticité positive de 0,539 pour les entreprises du secteur non manufacturier. L'interaction entre l'utilisation de la technologie, du diplôme universitaire et de la formation en classe sur la productivité : Élasticité de 0,578.

ÉTUDES LONGITUDINALES								
Auteurs Année Pays	Données utilisées	VD et VI	Type/Contenu de la formation	Interaction complémentarité des facteurs	Méthodologie Estimateurs utilisés	Biais techniques	Principaux résultats	Élasticité
Almeida, R. et P. Carneiro (2006) Portugal	Données provenant d'une enquête sur les firmes de 100 employés et plus, entre 1995-1999. Les auteurs ont utilisé les informations pour les firmes du secteur manufacturier n = 1500 firmes correspondant à 5501 observations.	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée/employé et coûts réels de la formation. <u>VI</u> Stock de capital; nombre total d'employés au sein de l'organisation, stock de capital humain/employé, âge moyen de la main-d'œuvre, sexe, occupations et caractéristiques de la firme.	√ Formelle <u>Précisions :</u> Durée de la formation en nombre d'heures, les coûts directs de la formation	√ Non	Estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas, semi-log linéaire. Utilisation des méthodes avec variables instrumentales et GMM. Utilisation aussi du test de Arellano-Bond et du test de Hansen Méthodologie de Blundell et Bond (2000)	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée <u>Précisions:</u> L'utilisation des FE et des variables instrumentales visent à contrôler pour ces deux biais. Pour les chocs de productivité : utilisation des valeurs passées de la formation et de d'autres VI comme instruments. Utilisation des FE et correction pour l'autocorrélation de premier ordre (AR1).	Il y a une relation positive entre le nombre d'heures de formation et la productivité : une augmentation de 10 heures/employé entraîne une augmentation de 0,6 % à 1,3 % de la productivité. Pour les entreprises qui offrent de la formation, le retour moyen sur investissement est très élevé (24%) et est négatif (-7%) pour les firmes qui n'offrent pas de formation.	Impact de la formation (heures) sur la productivité : Élasticité positive de 0,006 (OLS) à 0,013 (GMM).
Aubert, P. B. Crépon et P. Zamora (2009) France	Base de données provient de plusieurs sources. Le fichier des déclarations fiscales « 2483 », les déclarations annuelles de données sociales (DADS) et les données des Bénéfices réels normaux (BRN). Panel balancé constitué d'entreprises	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée/employé et sur les salaires. <u>VI</u> Facteurs de production (travail et capital); la formation (dépenses, le nombre total d'heures de formation dispensées par catégorie de qualification, d'âge et de sexe, proportion de personnes formées); versements à un OPCA, nombre de salariés, le montant perçu des	√ Formelle √ Spécifique	√ Non	Fonction de production Cobb-Douglas. La fonction de production sera estimée par la méthode des moments généralisés (GMM), selon la spécification d'Arellano et Bond (1991). Les instruments sont les valeurs passées des facteurs de production	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée <u>Précisions:</u> La méthode de variables instrumentales permet de contrôler pour ces sources de biais. Le taux de formation à une date donnée est instrumenté par la	La productivité est environ de 1 % plus élevée dans une entreprise moyenne de l'échantillon par rapport à une entreprise qui ne formerait pas du tout : les gains estimés vont de 0,8% à 1,2 %, selon la mesure de formation utilisée. Une augmentation de 5 points de pourcentage dans la proportion d'employés formés correspond à une hausse de la productivité de 0,15 %. Les gains salariaux sont compris salaire entre	Impact de la formation sur la productivité : élasticité positive variant de 0,008 (pour les heures de formation) à 0,012 (pour les dépenses de formation).

	présentes dans toutes les bases de 1993 à 2000. n = 1 605 firmes.	rémunérations salariales et les diverses caractéristiques d'emploi (catégorie socioprofessionnelle, nombre d'heures et de jours travaillés au cours de l'année dans l'établissement), informations financières, part d'exportation, investissements.			et des efforts de formation par tête.	formation dispensée au cours des années antérieures.	32 % et 54 %, selon la mesure de formation continue utilisée. L'essentiel du gain serait donc bien conservé par la firme. Une analyse coût-bénéfice complète doit aussi prendre en compte la diminution de production liée au temps consacré à la formation.	
Ballot, G. F. Fakhfakh et E. Taymaz (2001) France/Suède	Utilisation de banques de données comparables entre la France et la Suède. Les données utilisées pour la France sont issues de trois sources (afin d'obtenir des informations sur les ressources humaines, le capital physique et les stocks de R&D) pour un total de 873 emplacements. Pour la Suède, les données représentent un panel non balancé de 200 firmes de 1987-1993, pour un total de 1182 emplacements.	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée/employé et sur les salaires. <u>VI</u> Stock de capital fixe/employé; stock de formation/employé; proportion de R&D, nombre total d'employés et moyenne des salaires annuels.	✓ Générale ✓ Spécifique	✓ Oui Interaction entre la formation, la R&D et le capital physique	Estimations de fonctions de production Cobb-Douglas et d'équations de salaires pour avec les méthodes des OLS, FE et FE ainsi qu'avec le système GMM.	✓ Simultanéité ✓ Hétérogénéité non observée <u>Précisions:</u> Valeur retardée comme instrument pour corriger le biais de simultanéité.	Les effets de la formation et de la R&D sur la productivité sont positifs et significatifs. Les interactions entre la formation et la R&D avec le capital physique ont des coefficients positifs, tandis que les interactions entre la R&D et le capital fixe ont des coefficients négatifs en France. Pour la Suède, seules les interactions entre la formation et le capital ont des coefficients négatifs. Selon les auteurs, ces résultats montrent que la formation et la R&D sont complémentaires. Au niveau des salaires, on note aussi une relation positive et significative entre la formation et les salaires, et entre la R&D et les salaires. Ces résultats montrent que l'accumulation du capital humain et de la R&D, même si l'organisation finance ces activités, a des effets favorables pour les employés.	Impact de la formation et de la R&D sur la productivité en France : Élasticité positive respective de 0,18 et de 0,05 (SYS-GMM). Impact de la formation et de la R&D sur la productivité en Suède : Élasticité positive respective de 0,06 et de 0,02 (SYS-GMM). Impact de la formation sur les salaires en France : Élasticité positive de 0,11 (SYS-GMM). Impact de la formation sur les salaires en Suède : Élasticité positive de 0,05 (SYS-GMM).
Ballot, G. F. Fakhfakh et E. Taymaz (2006)	Utilisation de banques de données comparables entre la France et la Suède. Les données utilisées	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée/employé et sur les salaires.	✓ Générale ✓ Spécifique	✓ Oui Interaction entre la formation et la R&D	Estimations de fonctions de production Cobb-Douglas à l'aide des estimateurs suivants :	✓ Simultanéité ✓ Hétérogénéité non observée ✓ Autre(s)	Autant pour la France que la Suède, les entreprises obtiennent un haut niveau de retour sur leurs investissements en capital	Impact de la formation et de la R&D sur la productivité en France : Élasticité

France/ Suède	pour la France sont issues de trois sources (afin d'obtenir des informations sur les ressources humaines, le capital physique et les stocks de R&D) pour un total de 527 emplacements de 1989-1993. Pour la Suède, les données représentent un panel non balancé de 250 firmes de 1987-1993, pour un total de 987 emplacements.	VI Stock de capital fixes/employé, stock de formation/employé, dépenses annuelles de formation/employé, R&D (proportion de recherches), nombre total d'employés, taux de salaire annuel moyen/employé			OLS, GMM, GMM-SYS, variables instrumentales (Arellano-Bond), FE et variables décalées. Test de Sargan et de Wald.	Précisions: Multicolinéarité possible dans l'estimation des interactions. Utilisation de données en panels pour contrôler les FE et les biais d'endogénéité de la formation et de la R&D.	(environ 90 %), une grande partie de leurs investissements en formation (65%-70%) et une part significative des retours en R&D (50%-75%). Ainsi, les résultats montrent que les employés n'obtiennent pas l'ensemble des bénéfices de la formation et que les firmes peuvent accroître leur productivité puisqu'elles ont des bénéfices associés à l'investissement en formation.	positive respective de 0,17 et de 0,05 (SYS-GMM). Impact de la formation et de la R&D sur la productivité en Suède : Élasticité positive respective de 0,07 et de 0,06 (SYS-GMM). Impact des dépenses en formation/employé en France et en Suède sur la productivité : Élasticité positive respective de 0,228 et de 0,011. Impact de la formation sur les salaires en France : Élasticité positive de 0,13 (SYS-GMM). Impact de la formation sur les salaires en Suède : Élasticité positive de 0,06 (SYS-GMM).
Barrett, A. et P.J. O'Connell (2001) Irlande	Les données ont été recueillies via deux études (deux points dans le temps) sur des firmes en Irlande en 1993 (et rapportées en 1995), et en 1996-97. Les données de l'étude de 1993 proviennent du Irish Training and Employment Authority, tandis que les	VD Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée/employé. VI Pour la variable formation : un 1 ^{er} ratio composé du nombre total de personnes formées/nombre total d'employés; un 2 ^e ratio composé du nombre total jours de formation/ nombre total d'employés; un 3 ^e ratio composé	√ Générale √ Spécifique	√ Oui Interaction entre la formation générale et les investissements en capital physique.	Fonction de production Cobb-Douglas. Estimateur des OLS, première différence Méthodologie basée sur Bartel (1994).	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée	Les chercheurs ont voulu répondre à la question suivante : Comment les niveaux de formation de 1993 affecte les changements dans la productivité entre 1993 et 1995 ? La formation spécifique n'a pas d'impact sur la productivité. Toutefois, ils ont observé que la formation générale a un impact positif sur la	Impact de la proportion d'employés formés sur la productivité : Élasticité positive de 0,099. Impact du nombre de jours de formation générales sur la productivité : Élasticité positive variant de 0,033 à

	<p>données de 1997 proviennent du Research and Social Institute, en Irlande.</p> <p>n = 215 observations des secteurs manufacturier, de la construction et des services.</p>	<p>des dépenses totales en formation/masse salariale totale; un 4^e ratio composé du nombre de jours de F générale/ nombre d'employés total; et un 5^e ratio composé du nombre de jours de F spécifique/ nombre d'employés total.</p> <p><u>Caractéristiques de l'organisation</u> Capital investi; coût du travail/ nombre d'employés total en 1993; variation de la main-d'oeuvre (% de changement du nombre total d'employés entre 1993 et 1995); nombre d'employés total en 1993; secteur d'activité; politiques de GRH (rendement, rémunération basée sur la performance, évaluation de la performance, travail en équipe, autres politiques); pratiques d'innovation (gestion de la qualité totale, pratiques de niveau internationale, amélioration continue, réingénierie du processus d'affaire, gestion du changement, benchmarking) et les pratiques de restructuration.</p>					<p>productivité lorsque l'on contrôle pour les variables relatives aux changements dans l'organisation du travail, la restructuration de l'organisation, la taille de l'établissement, et le niveau initial du capital humain de l'entreprise. De plus, l'impact de la formation générale sur la productivité varie positivement avec le niveau d'investissement en capital.</p>	<p>de 0,035 selon la spécification.</p> <p>Impact de l'interaction entre la formation et les investissements en capital physique sur la productivité : Élasticité positive de 0,063.</p>
<p>Black, S.E. et L.M. Lynch (2001) États-Unis</p>	<p>Données issues du Educational Quality of the Workforce National Employers Survey (EQW-NES). L'enquête regroupe des entreprises du secteur manufacturier de 100 employés et plus, pour la période 1987-1993. Les données ont été fusionnées avec les établissements du Longitudinal Research</p>	<p><u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme des ventes par employé.</p> <p><u>VI</u> Technologies (proportion des travailleurs qui utilisent des ordinateurs, politiques de R&D), caractéristiques des travailleurs (logarithme du niveau moyen d'éducation, taux de roulement, sexe et minorité); systèmes de travail haute performance (qualité totale, benchmarking, nombre de</p>	<p>✓ Générale ✓ Spécifique</p> <p><u>Précisions :</u> Pour la formation générale, on traite du niveau d'éducation et pour la formation spécifique de la formation qui a eu lieu à un moment précis dans le temps au sein de</p>	<p>✓ Oui</p> <p>Prise en compte d'un système de travail à haute performance (voir détails sous la section VI, colonne de gauche).</p>	<p>Fonction de production Cobb-Douglas sur des données en coupe transversale et en panels.</p> <p>Utilisation de variables instrumentales décalées dans le temps et des valeurs passées par la technique de Arellano-Bond.</p>	<p>✓ Simultanéité ✓ Hétérogénéité non observée</p> <p><u>Précisions:</u> Utilisation de l'estimateur à FE et GMM pour répondre aux biais d'endogénéité et des variables omises.</p>	<p>Les résultats montrent que ce n'est pas tant le fait d'adopter ou non des pratiques qui ont un impact sur la productivité, mais plutôt comment ces pratiques sont implantées dans l'établissement. Les établissements syndiqués qui adoptent de nouvelles pratiques (participation, compensation des travailleurs) ont une productivité supérieure que les établissements</p>	<p>Impact de la formation sur la productivité : Élasticité de 0, puisque aucune des variables de formation n'est significativement différente de 0.</p>

	Database (LRD). Utilisation d'un panel balancé composé de 638 établissements.	niveau décisionnel, nombre d'employés/superviseur, proportion d'employés dans groupe de travail autonome, logarithme du nombre de travailleurs en formation); Présence syndicale (employés syndiqués, réunions de groupes); Partage des profits; stratégies de recrutement.	l'organisation. Note : peu d'informations sur les indicateurs de formation.				similaires non syndiqués qui adoptent des pratiques de GRH traditionnelles. Plus la proportion d'employés utilisant l'ordinateur est élevée, plus la productivité de la firme est grande. Aussi, les résultats montrent que les établissements qui ont une plus grande proportion de nouveau capital ont également une productivité plus élevée.	
Colombo, E. et L. Stanca (2008) Italie	Données issues de deux sources : questionnaire de Excelsior, issu d'un projet de Ministère du travail et de l'association italienne de la Chambre de commerce, et de AIDA qui regroupe des comptes annuels d'entreprises à but non lucratif avec un taux de roulement de plus de 500 000 euros. Panel non balancé composé de 11 123 firmes italiennes entre 2002 et 2005, correspondant à 33 815 observations.	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée par employé. <u>VI</u> Travail, capital physique, formation (nombre d'employés formés, types de formation, durée en nombre de jours/employés formés, coûts des activités de formation), différents groupes occupationnels (cols blancs, cols bleus), innovation (dépenses en brevet et R&D), activités d'exportation. <u>Variables de contrôle</u> Taille, secteur d'activités, région, âge de l'organisation	√ Formelle √ Informelle <u>Précisions :</u> Formation à l'extérieur des lieux de travail (formelle et générale); formation sur les lieux de travail (en cours d'emploi et informelle); auto-apprentissage.	√ Non	Fonction de production Cobb-Douglas. Utilisation des estimateurs suivants : OLS, RE, FE, GMM et SYS-GMM.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée √ <u>Précisions:</u> Utilisation de variables instrumentales décalées dans le temps et des valeurs passées par la technique de Arellano-Bond.	Les résultats montrent que le fait de ne pas considérer l'hétérogénéité mène à surestimer l'impact de la formation sur la productivité, tandis que la non considération du caractère endogène peut en réduire l'impact. La formation a un impact environ deux fois plus grand sur la productivité que sur les salaires.	Impact de la formation sur la productivité change selon les estimateurs choisis. Ainsi, élasticité positive passe de 0,045 pour les OLS à 0,028 avec les FE. Lorsque la formation est considérée prédéterminée, l'élasticité passe à 0,044. Lorsque l'on exploite la dimension longitudinale de la banque de données, l'élasticité passe de 0,028 à 0,074. Impact de la formation sur les salaires change selon les estimateurs. Ainsi, élasticité positive de 0,17 (OLS et RE), de 0,02 pour les FE et de 0,044 pour SYS-GMM.

<p>D'Arcimoles, C-H. (1997)</p> <p>France</p>	<p>Deux échantillons d'entreprises françaises. Le premier composé de 61 firmes pour la période de 1982-1989, et le second échantillon est constitué de 42 firmes (données financières manquantes).</p>	<p><u>VD</u> Productivité mesurée par la valeur ajoutée/nombre d'employés total et les rendements mesurés par les résultats d'opération/total de l'actif.</p> <p><u>VI</u> Formation (pourcentage des dépenses en formation); l'emploi (pourcentage de cadres, taux de démissions et de recrutement); salaires (salaires moyens pour les employés, les cadres, le top 10 des cadres et le ration salaire moyen employés/salaire moyen des cadres); climat social (taux d'accidents, taux de dépenses sociales, taux d'absentéisme, taux de démissions).</p>	<p>✓ Formelle</p>	<p>✓ Non</p>	<p>Méthodes d'estimation appliquées à des données panels : OLS avec variables décalées dans le temps, principalement pour les données financières (disponibles que pour 1987-1989).</p>	<p>✓ Simultanéité</p>	<p>Deux principaux aspects des ressources humaines semblent corrélés fortement avec la performance économique : les dépenses en formation et les taux de démission. Les niveaux de formation sont associés à une hausse des profits et de la productivité. Les relations entre les indicateurs varient dans le temps, notamment : les investissements en formation ont des effets retardés positifs.</p>	<p>Impact des dépenses en formation formelle sur la productivité : Élasticité variant de 0,085 à 0,101.</p>
<p>Dearden, L., H. Reed et J.V. Reenen (2006)</p> <p>Royaume-Uni</p>	<p>Données sur un panel d'entreprises de 1983-1996 issues des sources suivantes : Labour Force Survey (informations sur la formation, indicateurs individuels, salaires), le Annual Census of Production (statistiques de production sur le capital, le travail, industries).</p> <p>n = 94 industries, représentant 968 observations.</p>	<p><u>VD</u> La productivité calculée selon le logarithme de la valeur ajoutée/travailleur et selon le logarithme du salaire horaire.</p> <p><u>VI</u> Proportion d'employés formés dans l'industrie, taux de roulement, logarithme du capital/employé, logarithme du nombre d'heures travaillées/employé, logarithme de la R&D, sexe, âge, ancienneté, occupation, proportion de petites entreprises.</p>	<p>✓ Générale ✓ Spécifique ✓ Formelle</p>	<p>✓ Oui</p> <p>Considération de l'interaction entre la formation et le secteur d'activités (selon niveau de salaire)</p>	<p>Les estimations des impacts de la formation sur différentes mesures de productivité organisationnelle, au niveau de l'industrie, ont été réalisées à l'aide de la fonction de production Cobb-Douglas.</p> <p>Estimateurs utilisés : OLS, RE, FE, SYS-GMM.</p>	<p>✓ Simultanéité ✓ Hétérogénéité non observée</p> <p><u>Précisions:</u> Pour tenir compte de l'endogénéité et des FE, les auteurs utilisent le système d'estimation GMM.</p>	<p>La formation formelle a impact positif sur la productivité. La considération de la formation comme une cause exogène tend à sous-estimer les retours au niveau organisationnel. Les résultats montrent aussi que l'effet de la formation sur la productivité est plus élevé que l'impact sur les salaires. Les industries qui ont un haut niveau de compétences, sont plus enclines à former leurs travailleurs. De plus, les industries avec une large proportion de jeunes travailleurs (16-24 ans), de femmes et/ou de petites entreprises, reflètent une plus faible productivité.</p>	<p>Impact de la formation sur la productivité et les salaires : Élasticité respective de 0,6 à 0,3.</p> <p>Impact de la formation sur la productivité et les salaires change selon les estimateurs.</p> <p>Ainsi, impact de la formation sur la productivité : élasticité positive de 0,700 (RE), de 0,696 (FE) et de 0,602 (GMM).</p> <p>Impact de la formation sur les salaires: élasticité</p>

								positive de 0,344 (RE), de 0,365 (FE) et de 0,351 (GMM).
Delame, E. et F. Kramarz (1997) France	Données provenant de deux panels : le panel du Cereq sur la formation continue et le panel Insee sur les entreprises industrielles. Les deux banques ont été appariées. Après les restrictions des chercheurs, il reste 495 entreprises de différents secteurs industriels de 1982-1987.	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée. <u>VI</u> Indicateur du régime de financement de la formation, selon la Loi de 1971 (taxé, censuré ou non-censuré); le temps, les effectifs selon la qualification, le stock de capital, le taux d'exportation, la taille de l'organisation. Pour les variables de l'effort de la formation continue : le volume de formation continue (dépenses de formation, taux d'accès, dépenses moyennes par stagiaire ou par heures de formation); le taux de participation financière; la durée moyenne de la formation; le nombre de stagiaires.	√ Spécifique √ Autre(s) <u>Précisions :</u> Formation sur le lieu de travail, dépenses de formation selon le type : à l'interne ou à l'externe. Voir les indicateurs de l'effort de la formation (colonne de gauche).	√ Non	Fonction de production Cobb-Douglas. Les auteurs ont estimé différentes fonctions de production pour lesquelles, ils ont introduit les facteurs habituels (capital, effectif pour chaque niveau de qualification) et des mesures de l'effort de la formation continue des entreprises. Utilisation des méthodes FE, GMM et avec variables instrumentales. Utilisation aussi du test de Arellano-Bond.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée <u>Précisions:</u> L'utilisation des FE et des variables instrumentales visent à contrôler pour ces deux biais. L'hétérogénéité entre les firmes semble être corrélée avec le régime de formation.	Au niveau technique, les coefficients obtenus avec la méthode des variables instrumentales sont identiques à ceux obtenus par les moments généralisés. Au niveau empirique, les résultats montrent que la productivité est positivement liée aux dépenses en formation, uniquement si l'entreprise est dans le régime non-censuré (au dessus du seuil de dépenses de la Loi). Pour ce qui est du volume de l'effort de formation, il n'a aucun impact direct sur la productivité, peu importe la mesure utilisée. De plus, l'effet de la formation continue semble médiatisé par la présence de personnel très qualifié. Les entreprises qui ont un taux d'exportation fort ont une plus grande probabilité de former leurs salariés. Les effets n'existent que pour les firmes qui dépensent plus que le seuil légal fixé par la Loi de 1971.	
Dostie, B. et M.-P. Pelletier (2007) Canada	EMTE 1999-2002 réalisée par Statistique Canada L'échantillon construit reflète les caractéristiques de l'employeur et des employés, par l'appariement des banques de données	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée/employé. <u>VI</u> Les intrants de la production de la firme soit : Le stock de capital fixe provenant de Cansim; la quantité de main-d'oeuvre effective (nombre d'employé total	√ Structurée √ Formelle √ Informelle <u>Précisions :</u> L'EMTE fournit de l'informations sur deux types de formation : structurée (que les auteurs	√ Non	Fonction de production Cobb-Douglas. Modélisation simultanée des déterminants de la formation ainsi que des impacts de la formation sur la productivité.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée √ Biais de sélection <u>Précisions:</u> Ratio de Mills permet de neutraliser le biais de sélection.	L'absence de contrôle pour le biais de sélection (dans les études antérieures) a engendré une surestimation de l'impact de la formation formelle et informelle sur la productivité. Les auteurs montrent que la formation formelle procure des gains de productivité plus élevés que la formation informelle.	Impact de la proportion d'employés ayant reçu de la formation formelle sur la productivité : Élasticité positive de 0,204, en tenant compte des chocs de productivité. Pour les méthodes à

	de l'EMTE. n = 9072 à 14407 observations selon les spécifications.	de l'entreprise); la proportion d'employés recevant de la formation pour chaque type de formation. <u>Variables de contrôle</u> L'instauration d'une nouvelle technologie (présence ou non); la proportion des employés utilisant les ordinateurs (afin d'éviter que l'effet de cette variable ne soit relégué au terme d'erreur); la syndicalisation dans la firme (présence ou non); le taux de roulement et les différents niveaux d'éducation des employés (pour contrôler le stock de capital humain de l'organisation. Les auteurs ont divisé les variables explicatives en trois catégories : variables stratégiques et concurrentielles, variables structurelles et caractéristiques de la main-d'œuvre.	appellent « formelle ») qui a lieu habituellement à l'extérieur du lieu de travail et la <u>formation en cours d'emploi</u> (appelée aussi informelle) qui a lieu pendant les heures de travail et dirigée par un collègue ou un superviseur.		Des fonctions de production ont été estimées, à partir de la méthodologie de Bartel (1994) pour mesurer l'impact de la formation structurée et de la formation informelle sur la productivité organisationnelle. Les fonctions de production avec les variables instrumentales ont été réalisées avec la technique des OLS à deux étapes. La méthode à FE permet de prendre en considération des effets spécifiques à la firme. Ajout également de variables retardées pour vérifier à quel moment l'impact de la formation a lieu. Les auteurs ont également estimé des fonctions de production qui tiennent compte des chocs de productivités extérieurs à l'organisation, en utilisant la méthode proposée par Levinsohn et Petrin (2003).	L'utilisation des FE et des variables instrumentales visent à contrôler pour ces deux biais. Les FE ne tient pas compte des sources d'endogénéité qui varient dans le temps.	La formation formelle a un impact positif sur la productivité tandis que la formation informelle a un impact négatif ou aucun impact, selon la méthode d'estimation utilisée pour contrôler les biais de sélection. Ils ajoutent que la formation informelle peut avoir un impact significatif et positif sur d'autres mesures de performance de l'organisation. Les estimations réalisées avec les FE et les variables retardées ont montré, autant pour la formation structurée que pour la formation informelle, que l'impact de la formation diminue avec le temps. Enfin, pour les estimations des chocs de productivité non observés à l'extérieur de l'entreprise, les résultats montrent que pour les deux types de formation, les chocs de productivité ont possiblement biaisé les coefficients à la baisse dans les estimations précédentes.	effets aléatoires, fixes et à variables instrumentales : élasticité est de 0 (coefficient non significatif). Impact de la proportion d'employés ayant reçu de la formation informelle sur la productivité : Élasticité négative de -0,534 (pour variables instrumentales à RE) et de 0,043 en tenant compte des chocs de productivité. Pour les méthodes à RE, fixes : élasticité est de 0 (coefficient non significatif).
Ichniowski, C., K. Shaw et G. Prennushi (1997)	Échantillon de 36 lignes de production détenues par 37 entreprises américaines de production d'acier entre 1983 et 1992.	Création de 4 systèmes de pratiques : un système regroupant les pratiques innovatrices, un système regroupant les pratiques traditionnelles et deux systèmes de pratiques mixtes.	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Formation offerte à l'extérieur du lieu de travail, calcul de la	√ Oui Systèmes de pratiques de GRH	Devis de recherche longitudinal regroupant des observations mensuelles. Estimations réalisées à partir de régressions	√ Hétérogénéité non observée √ Biais de sélection <u>Précisions :</u> Biais potentiel de	La complémentarité d'une pratique se manifeste lorsque le rendement d'une pratique contribue à augmenter le rendement des autres. Les résultats montrent que les systèmes	Impact du système de pratiques innovatrices sur la productivité : élasticité variant de 0,067 à 0,114 selon la spécification.

États-Unis		<p><u>VD</u> La performance a été mesurée à partir des indicateurs de productivité et de qualité du produit.</p> <p><u>VI</u> Les auteurs ont réparti ces pratiques en huit groupes : la rémunération au rendement, le recrutement et la sélection, le travail d'équipe, la sécurité d'emploi, la flexibilité des tâches, la formation, la communication et les relations de travail.</p>	proportion d'employés pour faire deux catégories : High Train ou Low Train.		multivariées avec OLS et avec les FE.	variables omises, et collinéarité possible dans les systèmes de pratiques.	constitués de pratiques innovatrices sont plus performants que les autres types de systèmes. De plus, les systèmes de pratiques innovatrices ont des effets plus grands sur la performance des travailleurs que les pratiques individuelles qui ont peu ou pas d'effet sur la performance.	Impact du système de pratiques innovatrices sur la qualité des produits : élasticité variant de 0,132 à 0,152 selon la spécification retenue. Impact de la formation, (comme pratique individuelle) sur la productivité : élasticité de 0,016 (High Train) et de 0,026 (Low Train) avec les OLS.
Kayahan, C.B. (2006) Canada	EMTE 1999-2002 réalisée par Statistique Canada L'auteur utilise uniquement des données provenant des milieux de travail. L'échantillon final est composé de 1004 firmes représentant 2016 observations et estimations pour secteur manufacturier seulement, n = 799 firmes et 3196 observations.	<p><u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée/employé.</p> <p>Dépenses en formation structurée (pour la fonction de coûts)</p> <p><u>VI</u> Proportion de la main-d'œuvre formée, moyenne de la durée en jours de la formation (variable construite), nombre total d'employés, logarithme du nombre d'heures travaillées/nombre total d'employés, occupations.</p> <p>Pour tenir compte de l'hétérogénéité : innovation et technologie, marché majoritaire où la firme vend ses produits/services, moyenne des heures travaillées/employé, taux de roulement de la main-d'œuvre, syndicalisation, composition des compétences,</p>	<p>√ Formelle √ Informelle</p> <p><u>Précisions :</u> Formation formelle est aussi appelée formation en classe et la formation informelle et appelée formation en cours d'emploi.</p>	√ Non	<p>Fonction de production Cobb-Douglas, en reprenant la méthodologie de Blundell et Bond (2000).</p> <p>L'auteur estime également une fonction des coûts en suivant la méthodologie de Almeida et Carneiro (2006).</p> <p>Pour estimer ces fonctions de productions pour les entreprises manufacturières, l'auteur utilise plusieurs méthodes pour les données de panel soit : OLS, système GMM (statique et dynamique). Les tests de Arellano-Bond et</p>	<p>√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée</p> <p><u>Précisions:</u> L'utilisation des FE et des variables instrumentales visent à contrôler pour ces deux biais.</p> <p>Utilisation de la valeur retardée d'une année pour la VD la formation, et le capital physique.</p>	Lorsque l'on ne prend pas en considération les biais d'hétérogénéité et d'endogénéité, l'impact de la formation sur la productivité est surestimé. Ainsi, l'auteur tient compte de l'endogénéité des décisions de formation au niveau du lieu de travail dans ses estimations. Il a un faible impact de la formation sur la productivité. Les entreprises qui adoptent de nouvelles technologies semblent plus productives. De plus, la proportion d'employés non permanent est liée négativement avec la productivité. Au niveau technique, les estimations réalisées avec la méthode à FE ne sont pas significatives, au seuil de confiance de 10 %.	Impact de la proportion d'employés ayant reçu de la formation formelle sur la productivité : Élasticité positive de 0,082 (SYS-GMM). Impact de la proportion d'employés ayant reçu de la formation informelle sur la productivité : Élasticité positive de 0,035 (SYS-GMM).

		proportion d'employés non permanent, industries.			de Hansen sont aussi utilisés.			
Maliranta, M. et R. Asplund (2007) Finlande	Les données proviennent de trois différentes sources. L'enquête Finnish Longitudinal Employer-Employee Data (FLEED) utilise des données appariées (employeurs-employés) au niveau de la firme. Ces données permettent de retracer le profil d'emploi des Finlandais âgés de 16-70 ans, de 1988 à 2003. Les auteurs ont utilisé deux périodes soit 1996-1998 et 2000-2002 du FLEED. Ensuite, les données sur la performance financière, le capital, la productivité du travail et les salaires au sein des organisations proviennent du Financial Statements Statistics, compilé par Statistics Finland. Les données sont disponibles depuis 1980. Enfin, les données du Continuous Vocational Training Survey de 1999 ont été utilisées. <u>Après la fusion de données (1998-2001):</u> n= 916 firmes, pour	<u>VD</u> Performance mesurée selon trois indicateurs : 1) Productivité (logarithme de la valeur ajoutée/employé) de 1999; 2) Profits (logarithme du delta du capital/travail) de 1999-2001; 3) Salaires (logarithme du salaire/employé) de 1999. <u>VI</u> Proportion d'employés formés, heures de formation/employé, heures de formation à l'intérieur de l'organisation/employé, heures de formation à l'extérieur de l'organisation/employé, jours de formation, dépenses de formation/employé, nombre moyen de travailleurs, changement organisationnel le plus important, nouvelle technologie, niveau d'éducation des employés selon leur mobilité (nouvellement embauché, en emploi, qui ont quitté l'organisation).	√ Formelle <u>Précisions :</u> Formation sur les lieux de travail et à l'extérieur des lieux de travail.	√ Oui Interaction entre la formation et le processus d'innovation; interaction entre la formation et les nouvelles technologies.	Les auteurs ont procédé à des estimations de l'impact de la formation sur la productivité, les profits et les salaires, ainsi qu'à l'impact des stratégies de recrutement sur la productivité, les profits et les salaires. Régressions avec la technique des OLS, FE.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée √ Biais de sélection <u>Précisions:</u> La dimension longitudinale permet de corriger pour l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité.	Les résultats montrent que la formation structurée offerte à sur les lieux de travail, contrairement à la formation offerte à l'extérieur des lieux de travail, stimule la performance de l'organisation mais uniquement si elle est combinée avec l'adoption et la mise en œuvre d'une nouvelle technologie. Au niveau des stratégies de recrutement, l'embauche de travailleurs hautement qualifiés est coûteux pour l'organisation mais entraîne une hausse de productivité à long terme. De plus, les analyses réalisées ne permettent pas de conclure à un effet complémentaire entre la formation et les innovations organisationnelles. Les résultats montrent que l'interaction entre la formation et le processus d'innovation ne semble pas être complémentaire. Une explication possible est l'existence d'autres facteurs complémentaires qui ne peuvent être pris en considération avec les données disponibles. De plus les résultats ne permettent pas de montrer des effets de complémentarités entre les heures de formation au sein de l'organisation et les changements	Impact de la durée de la formation sur la productivité : élasticité négative de -0,031. Impact de la formation sur les lieux de travail, sur la productivité : élasticité négative de -0,047. Impact de l'interaction entre la formation sur les lieux de travail et de l'innovation, sur la productivité : élasticité positive de 0,061. Impact de l'interaction entre la durée de la formation et de l'innovation, sur la productivité : élasticité positive de 0,034.

	les estimations de la formation. N= 3718 firmes pour les estimations des stratégies de recrutement.						organisationnels affectant la productivité et les profits. Toutefois, les résultats montrent que le fait d'offrir de la formation ou d'implanter des pratiques innovatrices ou des processus innovateurs, de manière isolée, est plus susceptible de détériorer la performance organisationnelle, tandis que des investissements conjoints devraient entraîner des résultats positifs.	
Zwick, T. (2002) Allemagne	Les données ont été obtenues à partir de l'Institute for Employment Research (IAB) establishment panel. Utilisation des données de 1997 à 2000 incluant les organisations à but lucratif. n = 5675 firmes en 1997; 6192 firmes en 1998 et 6886 firmes en 1999.	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée des ventes. <u>VI</u> Capital, nombre total d'employés pour chacune des années, intensité de la formation en 1997 (proportion d'employés formés); formation à l'extérieur et sur le lieu de travail, cercle de qualité, niveau de qualification, investissements dans les technologies, participation, groupe de travail, taux d'exportation, taille de l'organisation, ententes collectives sur les salaires, partenariats, mesures liées à l'apprentissage, secteurs d'activités.	√ Formelle √ Informelle <u>Précisions :</u> Formation formelle (à l'extérieur du lieu de travail, sur le lieu de travail) formation en cours d'emploi, mesure d'auto-apprentissage.	√ Non	Estimations pour les données en panels à l'aide d'une fonction de production Cobb-Douglas. Utilisation des OLS et des variables instrumentales. Probit pour expliquer l'offre de formation.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée √ Biais de sélection	En contrôlant pour les différents types de biais, les résultats montrent qu'une augmentation de 1 % de la formation entraîne une augmentation de la productivité d'environ 0,28 %. Les cercles de qualité augmentent la productivité, mais uniquement après un minimum d'une année. La formation à l'extérieur du lieu de travail, sur les lieux de travail, auto-administrée ont également un impact positif sur la productivité.	Impact de l'intensité de la formation formelle sur le changement de la productivité : élasticité positive de 0,276. Impact de la formation à l'extérieur du lieu de travail et sur le lieu de travail, sur le changement de la productivité : élasticité positive respectivement de 0,406 et de 0,289.
Zwick, T. (2006) Allemagne	Les données ont été obtenues à partir de l'Institute for Employment Research (IAB) establishment panel. L'auteur estime l'incidence de la	<u>VD</u> Productivité mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée des ventes. <u>VI</u> Le capital n'est pas mesuré directement dans les données, donc a été calculé à partir du	√ Formelle <u>Précisions :</u> Intensité de la formation offerte au sein des emplacements.	√ Oui	Estimations pour les données en panels à l'aide d'une fonction de production Cobb-Douglas. Utilisation des OLS, FE et des variables instrumentales.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée <u>Précisions :</u> Techniques des variables instrumentales et des effets fixes	Les résultats obtenus montrent qu'augmenter l'intensité de formation a un effet positif et significatif sur la productivité des organisations en Allemagne. Au niveau des secteurs d'activité, les estimations montrent que	Impact de l'intensité de la formation formelle sur la productivité de 1998-2001 : élasticité positive de 0,761 (avec variables instrumentales).

<p>formation sur la productivité entre 1998-2001.</p> <p>Selon les estimations et les spécifications utilisées, la taille de l'échantillon varie de 2090 firmes à 10 301 firmes.</p>	<p>German Federal Statistical Office; nombre total d'employés pour chacune des années, intensité de la formation en 1997 (nb d'employés formés/nb d'employés total); besoin en haute qualification, investissements dans les technologies, équipements technologiques, conseil d'établissements, participation, groupe de travail, mesures de recrutements, incitatifs financiers, partage des employés qualifiés et des nouveaux employés, taux d'exportation, taille de l'organisation, ententes collectives sur les salaires, établissements individuels, partenariats, mesures liées à l'apprentissage, secteurs d'activités.</p>		<p>facteur de travail et le capital physique.</p>	<p>Utilisation des valeurs retardées pour la formation. Test de Hansen de pour l'inclusion des variables instrumentales.</p>	<p>pour contrôler pour ces sources de biais.</p>	<p>les secteurs de l'assurance et des services financiers offrent plus de formation en comparaison au secteur bancaire (secteur de référence). Pour tenir compte de l'hétérogénéité dans les effets de la formation sur la productivité, l'auteur a introduit des termes d'interactions dans la fonction de production. Aucune complémentarité n'a été observée au sein des établissements entre les pratiques de GRH. Toutefois, l'auteur observe que dans les organisations qui utilisent déjà des systèmes de pratiques, que la formation, les investissements dans les technologies ou d'autres mesures participatives sont fortement corrélées.</p>	
--	---	--	---	--	--	--	--

Article 2

L'impact des investissements en formation sur deux facettes du taux de roulement au sein des entreprises canadiennes*

Résumé

Après avoir procédé à l'estimation de l'effet des dépenses en formation structurée sur la productivité des entreprises (article 1), nous nous demandons pour quelles raisons les employeurs demeurent réticents quant aux retours des investissements en formation ? Dans le cadre de ce deuxième article, nous nous intéressons à deux dimensions de l'estimation du roulement, soit : le roulement de nature volontaire et le roulement optimal. Le deuxième volet est peu documenté empiriquement, ce qui nécessite des éclairages supplémentaires. Les résultats obtenus, à l'aide des données de l'EMTE de 1999 à 2005, montrent que les investissements en formation augmentent le taux de roulement volontaire au sein des entreprises. Par ailleurs, il peut être intéressant pour les gestionnaires d'identifier les outils permettant de « contrôler » le taux de roulement de leur main-d'œuvre. Est-ce que la qualité du climat de travail et la présence d'un service de ressources humaines permettent de réduire le roulement volontaire de la main-d'œuvre ? Est-ce que des outils ciblés permettent d'atteindre un taux de roulement optimal ? La formation permet-elle de se rapprocher ou de s'éloigner de cet optimal ?

Mots clés : Formation, Taux de roulement volontaire, Taux de roulement optimal, Entreprises, Étude longitudinale

* Bien que la recherche et les analyses soient fondées sur des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent que celles des auteurs.

Introduction

Bien que plusieurs études récentes aient estimé l'impact de la formation sur la productivité des firmes (voir article 1), l'analyse de l'effet possible de la formation sur le roulement au sein des entreprises, d'un point de vue organisationnel, a reçu que très peu d'attention jusqu'à présent (Shaw et al., 1998) et semble considéré par certains (Siebert et Zubanov, 2009) comme un champ de bataille où s'affrontent différentes visions théoriques.

Pourquoi les employeurs demeurent-ils réticents à investir davantage dans la formation au sein de leur organisation ? Cette réticence est-elle la façon pour l'employeur d'exprimer sa crainte de voir ses employés formés quitter l'organisation ? La question posée par Lynch (1993) prend alors tout son sens : « Si la formation en entreprise est si profitable, pourquoi n'est-elle pas pratiquée par toutes les entreprises ? ». Ce paradoxe peut être expliqué d'abord par le fait que la formation dispensée en entreprise n'est pas susceptible d'exclusion totale et aussi, par le fait que l'investissement comporte un risque plus ou moins grand selon la nature de la formation. Ainsi, un investissement peut avoir un rendement négatif si les autres entreprises pratiquent le débauchage de main-d'œuvre (Finegold et Soskice, 1988). À cette condition, la lecture que nous faisons de la théorie du capital humain, permet de dire qu'un employeur rationnel devrait investir seulement dans les compétences spécifiques à l'entreprise (Becker, 1964). Bien que les investissements en formation soient considérés comme un des éléments importants dans l'analyse du roulement de la main-d'œuvre ou de la mobilité entre les firmes, les facteurs sur lesquels l'employeur peut avoir le contrôle se situent à l'intérieur même de son entreprise.

Dans le premier article, nous avons suggéré comme éléments introductifs que les difficultés liées à l'analyse et à la mesure des retours sur les investissements en formation pour les employeurs canadiens puissent constituer des éléments essentiels de la réticence à investir en formation continue. Toutefois, il se peut que la réponse ne soit que partielle si l'on considère uniquement la productivité comme un indicateur des retours des investissements en formation. Ainsi, la question des coûts et des bénéfices

liés à la formation semble toujours un point d'intérêt pour les employeurs et les individus. Il se peut que la question des retours des investissements en formation dépasse les retours liés à une hausse de productivité et s'inscrive également à d'autres niveaux. Par exemple, certains employeurs ne seraient pas intéressés, ou plutôt se questionneraient sur les retombées des investissements en formation sachant que leurs employés sont susceptibles de quitter. Puisque la réponse ne semble pas parvenir nécessairement de l'analyse de l'impact de la formation sur la productivité, nous nous demandons pour quelles raisons les employeurs demeurent septiques quant aux retours associés aux investissements en formation ? Une première réflexion peut être réalisée en s'intéressant à d'autres indicateurs de performance organisationnelle, tel que le taux de roulement. Le roulement peut être étudié selon sa nature (volontaire ou non), ses répercussions pour l'entreprise ou encore selon une perspective de coûts et bénéfices. Nous pouvons dégager des études antérieures que le roulement est davantage étudié en fonction des deux premières intentions. De ces études, un nombre limité s'intéresse notamment à comprendre pourquoi le roulement au sein des firmes peut être trop élevé ou pas assez, ainsi qu'à définir la notion d'optimalité du roulement.

Au niveau de la nature du roulement, la littérature empirique antérieure a permis d'identifier deux types de roulement soit : le roulement volontaire ou involontaire. Cette distinction demeure essentielle puisque chaque type de roulement est un phénomène distinct qui peut être expliqué par des facteurs propres, qui a également ses causes et ses conséquences qui affecteront différemment les organisations et les employés (Larose, 2003; Shaw et al., 1998). Le roulement volontaire est représenté par la décision de l'employé de quitter l'organisation de son plein gré tandis que le roulement involontaire est plutôt attribuable à la rupture du lien d'emploi par l'employeur (tel un congédiement), la situation économique (licenciement) ou encore un caractère imprévisible lié à l'individu (maladie). Toutefois, bien que la littérature récente suggère de porter une attention particulière à la nature du roulement, seulement seize travaux consultés sur les trente quatre recensés (ex. Arthur, 1994; Guthrie, 2001; Huselid, 1995; Shaw et al., 1998; Monks et Pizer, 1998), ont fait une distinction entre le taux de roulement volontaire et involontaire. Dans notre cas, nous retiendrons notamment pour les fins de la discussion le roulement de nature volontaire.

Ensuite, si l'on s'intéresse aux répercussions du roulement pour les entreprises, et que l'on considère les employés comme une ressource, le contrôle du roulement de la main-d'œuvre devient une composante importante pour le repositionnement stratégique des firmes. Ainsi, pour réduire la perte de compétences ou la perte d'employés talentueux, les employeurs doivent connaître les facteurs organisationnels qui motivent cette décision et agir sur ces facteurs qui permettront d'atténuer les effets de ce mouvement de main-d'œuvre. Toutefois, il serait faux de croire que le roulement volontaire est nécessairement néfaste pour une entreprise. Le roulement volontaire peut alors être fonctionnel (ou encore bénéfique) ou non fonctionnel (Abelson et Baysinger, 1984). Il est donc dans l'intérêt des gestionnaires de peser les coûts et les bénéfices associés au roulement au sein de leur entreprise.

Par ailleurs, la relation possible entre l'effort de formation et le fait que le roulement puisse être « sous-optimal » ou « sur-optimal » est loin d'être un critère mis en lumière au sein des études empiriques récentes. À notre avis, la disponibilité de données administratives ainsi que les difficultés liées à la mesure d'un taux optimal de roulement pourraient justifier encore aujourd'hui ce peu d'intérêt. Toutefois, nous avons recensé quelques recherches qui s'intéressent à cette dimension du roulement en la mettant en lien avec la productivité au sein des entreprises (Abelson et Baysinger, 1984; Bluedorn, 1982; Harris et al., 2002; Siebert et Zubanov, 2009). Selon nous, cette autre facette du roulement doit être considérée pour obtenir un meilleur portrait de ce phénomène au sein des firmes.

De plus, les études pertinentes recensées font voir une diversité dans les méthodes, les modèles, les sources données utilisées et les résultats obtenus. Nous résumerons brièvement huit points d'intérêt retenus dans la littérature empirique. Premièrement, la plupart des études consultées (23 études sur 34) s'appuient sur des données transversales dont treize d'entre elles utilisent des données sur les établissements. Deuxièmement, les modèles à l'étude traitent principalement des caractéristiques individuelles et peu s'intéressent aux outils utilisés par l'organisation dans la gestion des différentes facettes du roulement de la main-d'œuvre. Troisièmement, très peu d'attention est accordée au fait que la formation peut être

endogène au taux de roulement. Quatrièmement, il ne semble pas y avoir de relation empirique clairement définie entre les investissements en formation réalisés par les entreprises et le roulement de la main-d'œuvre. Cinquièmement, un courant de la littérature suggère aussi qu'il peut y avoir une interdépendance entre la formation et d'autres pratiques de gestion des ressources humaines (Whitfield, 2000). Un système cohérent de pratiques mis en place au sein d'une organisation semble être associé à un taux plus faible de roulement de la main-d'œuvre (Batt et al., 2002; Guthrie, 2001). Sixièmement, tel que nous l'avons précisé antérieurement, la littérature empirique consultée traite peu ou pas du critère d'optimalité en lien avec les investissements en formation, ce qui laisse place à des éclairages supplémentaires. Septièmement, bien qu'il existe une littérature empirique importante sur le roulement du personnel au sein des organisations (Morrell, Loan-Clarke et Wilkinson, 2001), il ne semble pas y avoir de ligne directrice ou encore de cadre théorique universel permettant d'expliquer pourquoi certains employeurs sont au prise avec un roulement plus élevé que d'autres. Nous pouvons tout de même dégager de la littérature théorique consultée deux théories qui suggèrent des applications possibles à la compréhension du roulement au sein des entreprises, soit : la théorie du capital humain et celle des ressources internes. Huitièmement, bien que ces théories impliquent la compréhension du roulement dans le temps, la plupart des modèles empiriques retenus jusqu'à maintenant ne permettent pas de capter les phénomènes dynamiques dans les décisions liant les investissements en formation et le roulement de la main-d'œuvre au sein des entreprises.

En conséquence, notre recherche va au-delà la littérature empirique existante dans l'analyse de l'effet de la formation sur différentes facettes du taux de roulement au sein des entreprises. Du point de vue de la méthode, notre stratégie se déroule principalement en cinq étapes. Nous cherchons à savoir sur la base d'un échantillon d'entreprises canadiennes si les investissements en formation ont un impact significatif sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises. Nous vérifierons par la suite le caractère potentiellement endogène des ces investissements. Ultérieurement, nous estimerons l'effet de différents facteurs (externes à l'entreprise, organisationnels et structurels ainsi que liés à la gestion des ressources humaines) individuellement sur le taux de roulement volontaire. Nous déterminerons par la suite, si la considération de

l'interaction entre certaines pratiques est associée à la réduction du taux de roulement volontaire. Dans un dernier temps, nous examinerons l'effet des investissements en formation sur une mesure du taux de roulement optimal.

De ce fait, notre stratégie de recherche offre une contribution supplémentaire dans l'analyse du roulement, puisqu'elle prend avantage de la structure longitudinale de nos données qui permet de suivre les entreprises durant sept années consécutives.

Au niveau théorique, la théorie du capital humain et celle des ressources internes permettent de dégager, selon nous, trois idées pour expliquer la relation possible entre les investissements en formation et le roulement au sein des firmes, soit : 1) le concept d'acquisition du capital humain particulièrement en termes d'investissements et d'outil stratégique; 2) la perspective du partage des coûts et des bénéfices ainsi que 3) la structure du marché du travail permettant d'expliquer le concept même de roulement de la main-d'œuvre.

Empiriquement, cet article contribue à la littérature sur les déterminants du roulement volontaire et d'une mesure du roulement optimal en utilisant des données issues des établissements canadiens. Par ailleurs, les facteurs organisationnels en lien avec le roulement de la main-d'œuvre ont reçu jusqu'à aujourd'hui peu d'attention de la part de la littérature en relations industrielles. Nous contribuerons à développer davantage ce point de vue, en analysant notamment l'effet des efforts de formation au niveau des entreprises.

Notre article sera structuré comme suit. La première partie présentera les approches théoriques retenues dans l'explication du roulement au sein des entreprises. La littérature empirique traitant de l'impact de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre est rapportée dans la deuxième section. La troisième partie précise l'apport théorique et empirique de notre recherche. La quatrième section présente notre modèle de recherche ainsi que la méthodologie utilisée. La cinquième partie présente les

données retenues pour nos estimations. Finalement, nous commenterons les résultats de ces estimations et nous exposerons nos conclusions.

1. Les approches théoriques retenues

L'impact possible des investissements en formation sur le taux de roulement constitue une problématique⁵⁵ différente de celle de l'effet de la formation sur la productivité. C'est pourquoi il est judicieux de présenter dans un premier temps, le cadre théorique s'appuyant à la fois sur la théorie du capital humain et celle des ressources internes.

Bien que la présentation de ces théories permettra de montrer qu'elles diffèrent au niveau conceptuel, il semble y avoir des recoupements possibles entre ces approches théoriques en matière de relations entre les efforts de formation et le roulement de la main-d'oeuvre. Ainsi, il nous est possible à partir de ces deux perspectives théoriques, de dégager trois idées clés telles que : 1) le concept d'acquisition du capital humain au sein des entreprises; 2) la logique du partage des coûts et des bénéfices dans la relation contractuelle entre un employeur et ses employés et 3) la structure du marché du travail ayant une influence potentielle sur le concept même de roulement de la main-d'oeuvre. Nous présenterons chacune de ces idées dans les prochaines sections.

⁵⁵ Il est intéressant, à notre avis, de mentionner qu'il y a deux traditions dominantes dans l'étude du roulement de la main-d'oeuvre à savoir : la perspective économique et la perspective comportementale. D'une part, la perspective économique traite de la relation firme-roulement avec notamment les théories du capital humain, de la recherche d'emploi et l'approche des coûts et bénéfices. Cette perspective regroupe des travaux qui mettent l'accent particulièrement sur les facteurs exogènes à la firme ainsi que les facteurs liés à l'organisation tels que : les alternatives et les opportunités extérieures perçues (Griffeth et Hom, 1988), le chômage (Carsten et Spector, 1987), la performance (Jarkofsky, 1984), les coûts liés à l'emploi (Rusbult et Farrell, 1983). D'autre part, il y a la perspective comportementale dans laquelle nous pouvons regrouper des études qui traitent de la relation individu-roulement. Cette approche met davantage l'accent sur l'intention de quitter de la part des travailleurs. Les études clés recensées par Morrell, Loan-Clarke et Wilkinson (2001), sous cette seconde approche, traitent de la satisfaction au travail (March et Simon, 1958; Mobley, 1977), de l'engagement (Blau, 1989; Porter et al., 1974) ou encore du contrat psychologique (Morrison et Robinson, 1997) pour ne nommer que celles-ci. Pour une liste exhaustive des thèmes liés à la perspective comportementale, voir Morrell, Loan-Clarke et Wilkinson (2001). De ce fait, nous pouvons dire que notre recherche se classe à l'intérieur d'une approche qui est davantage économique, au sens de Morrell, Loan-Clarke et Wilkinson (2001).

1.1 Le concept d'acquisition de capital humain

D'abord, rappelons que le capital humain peut se définir comme l'ensemble des compétences, des connaissances et des habiletés que détient un individu et qui facilite la création du bien-être personnel, social et économique (Schreyer et Pilat, 2001). L'acquisition de capital humain supplémentaire, pour un individu, peut se faire par la voie du système d'éducation, de l'expérience ou encore par des activités de formation qui ont lieu sur le marché du travail. Pour une entreprise, l'acquisition du capital humain peut se faire par la voie d'un marché interne, en augmentant l'offre de formation afin d'améliorer la qualité de sa main-d'œuvre, ou encore par la voie de l'externalisation, en se dotant d'une main-d'œuvre déjà qualifiée et disponible sur le marché du travail.

Ainsi, comme nous l'avons montré dans le cadre de notre premier article, le capital humain est vu comme un des déterminants de la productivité au sein des entreprises. De ce fait, une firme sera d'autant plus intéressée à acquérir du capital humain si celui-ci revêt une valeur importante et qu'il est source de profitabilité.

Du point de vue de la théorie du capital humain, pour bien comprendre le concept d'acquisition de capital humain au sein des entreprises, nous devons au préalable distinguer la formation générale de celle qui est spécifique⁵⁶. Comme le suggère Parent (1995), la distinction quant au type de formation est importante puisqu'elle a des implications différentes pour un employeur et un travailleur notamment sur le mode de financement, les décisions d'investissements ainsi que les retours attendus.

D'une part, la formation à caractère général peut être profitable à plus d'une entreprise, d'où la présence du risque pour une firme de perdre ses employés nouvellement formés pour le bien d'entreprises concurrentes. L'individu formé, de son côté, assumera donc la totalité des coûts d'acquisition de cette formation notamment en acceptant un salaire inférieur durant la période d'apprentissage. Théoriquement, cette solution est envisageable pour l'individu puisque l'acquisition de compétences générales

⁵⁶ Pour une discussion des concepts de capital humain, de formation générale et spécifique, voir notre premier article « Les effets différés de la formation sur la productivité des entreprises au Canada : une étude longitudinale » dans la présente thèse.

(ou encore transférables) lui permettra d'augmenter son salaire ultérieur et sa productivité quelle que soit la firme pour laquelle il travaillera. L'entreprise, pour sa part, n'a pas avantage à déboursier en tout ou en partie pour ce type de formation, puisqu'elle n'est pas certaine d'en récupérer les bénéfices étant donné que d'autres firmes peuvent en tirer profit. Pour s'assurer de conserver un travailleur nouvellement formé, une entreprise qui finance de la formation générale devra offrir un salaire équivalent au salaire que le travailleur pourrait obtenir chez des firmes concurrentes, sinon ce dernier aurait avantage à quitter (Parent, 1995).

Parallèlement à la formation générale, on distingue la formation dite spécifique qui n'est profitable que pour l'entreprise qui génère cet investissement et non pour les employeurs additionnels, puisque le caractère monnayable de ce type de formation dans les autres firmes est nettement inférieur à celui de la formation générale.

De cette dernière explication peut découler un lien possible entre le roulement de la main-d'oeuvre et le type de capital humain acquis par l'employé et par l'employeur. Ainsi, plus le capital humain est spécifique et moins il est transférable à d'autres entreprises, plus les travailleurs seront incités à demeurer au sein de l'entreprise afin de récupérer un maximum de bénéfices de cet investissement, notamment par la voie d'un salaire plus élevé après la période de formation. De même, l'employeur sera moins enclin à se départir de sa main-d'oeuvre nouvellement formée afin de profiter d'une hausse de la productivité associée à l'acquisition de leurs nouvelles compétences (Barron, Berger et Black, 1997; Labrie et Montmarquette, 2005). En d'autres mots, dès qu'une décision d'acquisition en capital humain est prise pour l'amélioration ou l'accroissement de sa productivité, l'employeur sera incité à poursuivre la relation d'emploi afin d'en récupérer les avantages notamment en matière de gains de productivité et de rétention de la main-d'oeuvre.

Ces hypothèses suggèrent que l'on devrait observer une relation inverse entre la formation à caractère spécifique et le roulement de la main-d'oeuvre (Parsons, 1972). Notre lecture de la théorie du capital humain nous amène donc à considérer la décision d'acquisition de capital humain comme un système circulaire de causalités qui peut faire varier le roulement de la main-d'oeuvre notamment par le type d'investissement réalisé.

À ce titre, nous pouvons supposer que plus le contenu de la formation sera spécifique, plus le roulement des employés au sein de l'organisation sera faible, plus les bénéfices que l'employeur peut en retirer seront élevés et plus la firme sera encline à investir davantage en formation (Blaug, 1976; Elias, 1994).

Pour avoir un portrait théorique complet quant à la relation possible entre les efforts de la formation et le roulement, nous compléterons cette discussion avec la théorie des ressources internes. Du point de vue de la théorie des ressources internes⁵⁷, l'acquisition de capital humain peut s'expliquer par le fait que l'on considère les employés comme une ressource stratégique et un avantage concurrentiel durable. L'approche des ressources internes, inspirée de Penrose (1959) et développée par la suite par Wernerfelt (1984) et Barney (1991), se caractérise notamment par l'importance qu'elle accorde aux choix stratégiques et au développement des ressources propres à l'entreprise. Rappelons, qu'il y a six conditions pour que les ressources humaines (ou le capital humain) soient considérées comme un avantage compétitif durable : elles doivent créer de la valeur, être rares, difficilement imitables et substituables, être capables de maintenir un avantage concurrentiel dans le temps et faire partie des ressources clés au cœur de l'organisation (Barney, 1991; Collis et Montgomery, 1995; Prahalad et Hamel, 1990; Wright et McMahan, 1992).

L'acquisition de capital humain, via les investissements en formation, joue donc un rôle d'importance dans cette explication théorique. Comme nous l'avons vu antérieurement, dans le cadre de notre premier article traitant des effets différés de la formation sur la productivité des entreprises canadiennes, en définissant une firme comme une grappe unique de ressources, cette approche théorique met la lumière sur les facteurs internes qui permettent d'engendrer un avantage concurrentiel (Huselid, Jackson et Schuler, 1997). Partant de cette idée, les pratiques de GRH identifiées comme performantes peuvent être considérées comme un moyen d'accroître la valeur du capital

⁵⁷ Pour une présentation détaillée de la théorie des ressources internes, voir notre premier article « Les effets différés de la formation sur la productivité des entreprises au Canada : une étude longitudinale » dans la présente thèse.

humain au sein d'une entreprise et en conséquence, en favoriser la rétention par l'employeur.

À notre avis, la théorie des ressources internes peut être vue comme un prolongement du modèle économique de base. Elle permet de traduire en termes administratifs les initiatives liées au partage du risque de l'acquisition du capital humain, par la répartition des coûts entre l'employeur et ses employés. Nous pensons aussi que les employés et leur gestion par l'employeur constituent une source capitale d'avantages stratégiques dans le contrôle du roulement volontaire. En d'autres mots, appliquer à la problématique du roulement de la main-d'œuvre, la théorie des ressources internes permet d'expliquer les effets de certaines pratiques clés de gestion des ressources humaines sur différentes facettes du taux de roulement. À ce titre, nous proposons que l'acquisition de capital humain, via les investissements en formation, ait un impact sur le roulement de la main-d'œuvre. Toutefois, il se peut que les investissements en formation n'agissent pas seuls sur la variation du roulement de la main-d'œuvre au sein d'une entreprise mais que d'autres pratiques adoptées simultanément influencent aussi le roulement des employés. Une implication possible de ce raisonnement, c'est que les firmes combinent leurs investissements en formation avec d'autres politiques ou pratiques pour réduire le roulement de leur main-d'œuvre. Cette réflexion prend tout son sens dans la logique de l'impact de « grappes » de pratiques sur le roulement plutôt que des pratiques prises individuellement (MacDuffie, 1995) car les pratiques implantées en système se complètent et se renforcent mutuellement (Ichniowski et al., 1997; Jalette et Bergeron, 2002).

Par hypothèse, nous pouvons supposer aussi que plus une firme adopte de pratiques ou encore un système cohérent de pratiques⁵⁸ de gestion des ressources humaines, plus ses employés seront incités à demeurer au sein de l'entreprise, conséquemment plus le nombre de départs volontaires de l'ensemble de la main-d'œuvre

⁵⁸ Baron et Kreps (1999) proposent une liste de pratiques qui peuvent être complémentaires et formées un système de travail haute performance telles que : le travail en équipe, la rémunération variable en fonction de la performance du groupe, la formation, la rotation de postes, une communication ouverte, la participation et une dotation sélective accordant la priorité à l'adéquation individu/organisation, pour ne nommer que celles-ci.

sera faible et donc, plus cette firme devrait investir dans la formation de ses travailleurs. Ce raisonnement trouve, en partie, écho chez les chercheurs qui s'intéressent au phénomène du roulement (Batt, 2002; Guthrie, 2001; Huselid, 1995; Vanderberg, Richardson et Eastman, 1999).

Dans la prochaine cette section, nous ferons ressortir la toile de fond sur laquelle s'appuie à la fois la théorie du capital humain et celle des ressources internes, c'est-à-dire la perspective des coûts et des bénéfices.

1.2 L'approche des coûts et des bénéfices

Le modèle de partage des coûts et des bénéfices devient un mécanisme utilisé pour guider le processus de décisions en matière d'investissements en formation (Blomberg, 1989) et permettra de faire les liens nécessaires entre la formation, la performance et le roulement au sein de l'organisation.

Du point de vue de la théorie du capital humain, le lien possible entre le capital humain spécifique et le taux de roulement de la main-d'œuvre se concrétise également dans le modèle de partage des coûts et des bénéfices mise en place par l'entreprise et ses travailleurs (Parsons, 1972). Ainsi, que le roulement soit initié par l'employeur (roulement de type involontaire) ou encore par l'employé (roulement volontaire), il impose des coûts à l'autre partie, lorsque les coûts et les bénéfices de la formation spécifique sont partagés. Pour étayer cette idée de partage du risque associé aux investissements en formation spécifique, nous nous appuyerons sur la présentation de Barron, Berger et Black (1997). Selon ces auteurs, l'employeur possède différentes alternatives pour réduire les possibilités d'une séparation onéreuse et s'assurer un retour sur les investissements réalisés en formation au sein de son entreprise, à savoir : les clauses de remboursement dans le contrat de formation et la sélection des travailleurs selon leurs probabilités de quitter. Nous présenterons le raisonnement associé à la relation contractuelle en premier.

Prenons l'exemple d'une firme en situation de concurrence sur le marché du travail, qui offre de la formation spécifique à ses travailleurs. Pour réduire les possibilités d'une séparation onéreuse, la firme et ses travailleurs voudront partager les coûts et les bénéfices de l'investissement en formation. Pour y parvenir, ces deux acteurs s'engageront dans un contrat de travail dans lequel l'alternative de mettre fin à la relation d'emploi sera associée à l'ensemble des coûts de la formation. Pour faciliter l'explication, nous retiendrons uniquement le roulement de type volontaire, c'est-à-dire où la décision de quitter est initiée par l'employé. Ainsi, pendant la période de formation, l'employeur créera une situation de « carence salariale » où l'employé recevra un salaire moins élevé par rapport au niveau salarial que le marché pourrait lui accordé. Dans une certaine mesure, les clauses de remboursement limite momentanément la mobilité des employés formés vers des opportunités extérieures plus intéressantes, permettant à l'employeur actuel de récupérer le coût de la formation notamment en payant un salaire inférieur à la valeur de productivité marginale de l'employé durant la période de formation. Pour l'employeur, le coût associé à l'investissement en formation spécifique est représenté par la différence de productivité de l'employé en période de formation versus l'employé qui n'est pas apprenti. Pour s'assurer que l'employé restera au sein de son entreprise, l'employeur devra s'assurer d'accroître son salaire après la période de formation, sinon l'employé sera enclin à quitter pour faire valoir ses compétences auprès d'une autre entreprise, qui elle rémunèrerait mieux ses talents profitant aussi de son opérationnalité immédiate. Ainsi, l'employé qui demeura au sein de l'entreprise formatrice, profitera d'un salaire plus élevé que celui offert par des firmes concurrentes et donc sera moins intéressé à quitter l'entreprise⁵⁹. Par ailleurs, si l'employé décidait tout de même de quitter la firme, après sa période de formation, pour de meilleures alternatives d'emplois, il devra alors compenser monétairement l'employeur pour la perte de revenus futurs. Les clauses de remboursement permettent donc aux employés de participer au financement de la formation spécifique (OCDE, 2003).

⁵⁹ Cette hypothèse de partage des coûts a été formalisée par Hashimoto (1981).

La seconde alternative disponible pour l'employeur afin de bénéficier d'un maximum de retours associés aux investissements en formation spécifique est la sélection des travailleurs en fonction de leurs probabilités de quitter et ce, avant même d'investir en formation. Barron, Berger et Black (1997) distinguent deux types d'individus : ceux qui ont une probabilité faible de quitter et ceux qui ont une forte probabilité de quitter l'entreprise. On peut alors associer à ces types d'individus la décision de l'employeur d'investir ou non dans la formation de sa main-d'œuvre. En d'autres mots, on peut s'attendre à ce qu'un employeur soit plus enclin à partager le risque de l'investissement en formation spécifique, donc de partager les coûts et les bénéfices de ce type de formation avec les individus qui auront de plus faibles intentions de quitter. Nous sommes d'avis que cette relation est de type gagnant-gagnant puisque l'employé qui a une plus faible probabilité de quitter sera intéressé à obtenir de la formation spécifique en cours d'emploi afin d'accroître son revenu futur. Pour l'employeur, il sera intéressé à payer pour la formation de ce travailleur, puisqu'il aura en retour une productivité supérieure après la période de formation.

Comme pour la théorie du capital humain, celle des ressources internes suggère également que l'employeur a avantage à rentabiliser ses investissements en capital humain. Si le capital humain est considéré comme une ressource stratégique, à ce moment, les investissements réalisés en formation seront un symbole d'engagement de l'employeur envers ses employés (Pfeffer, 1998). En conséquence, étant considéré comme un atout concurrentiel, les employés seront plus enclins à partager les coûts d'une formation spécifique avec l'employeur et à demeurer au sein de l'entreprise pour en récupérer les bénéfices associés.

Notre lecture, de la théorie des ressources internes, suggère également que le choix de l'employeur d'investir en formation peut être accentué si cette décision est prise en combinaison avec d'autres types d'investissements ou d'autres pratiques de gestion, comme nous l'avons précisé antérieurement. En considérant la thèse de la complémentarité (Ichniowski et al., 1997), nous supposons qu'un employeur peut être en mesure de récupérer davantage de bénéfices puisqu'il crée un système de pratiques encourageant la rétention de sa main-d'œuvre qualifiée et productive.

En résumé, si les employés sont considérés comme une ressource stratégique et un avantage concurrentiel pour la croissance future d'une organisation, alors on peut supposer qu'une entreprise sera favorable à investir dans la formation de sa main-d'œuvre ou encore dans d'autres pratiques afin de retenir ses employés. C'est donc sur cette toile de fond que doit s'appuyer l'application possible du concept d'acquisition du capital humain et de la perspective des coûts et des bénéfices à la problématique du roulement.

Comme nous l'avons vu précédemment, le concept de roulement des employés engendre des coûts et des bénéfices pour les entreprises (Abelson et Baysinger, 1984). Du côté des bénéfices, nous pouvons noter deux composantes. D'abord, il y a des bénéfices associés à un bon appariement entre l'employé et l'employeur, qui est mis en évidence notamment dans le modèle du partage des risques dans la théorie du capital humain, principalement dans l'adéquation entre probabilité de quitter de l'employé et l'offre de formation spécifique de la part de l'employeur. Un bon appariement permet particulièrement d'accroître les chances de rendement de la formation (Siebert et Zubanov, 2009). Ensuite, il y a des bénéfices associés au fait de maintenir des coûts variables de main-d'œuvre. Cette flexibilité permet à l'employeur de jouer avec ses facteurs de production pour contrôler sa performance et sa productivité.

Également, les coûts du roulement de la main-d'œuvre peuvent aussi s'expliquer par deux composantes. La première est liée à la perte potentielle de capital humain spécifique qui peut devenir de plus en plus coûteuse au fur et à mesure que le roulement augmente. Comme nous l'avons vu avec la théorie du capital humain, ce coût est associé particulièrement au roulement volontaire, c'est-à-dire aux départs d'employés productifs (Abelson et Baysinger, 1984; Barron, Berger et Black, 1997). La deuxième composante des coûts du roulement est liée principalement aux travailleurs productifs, ce que Siebert et Zubanov (2009) appellent les « star workers », à travers le roulement dysfonctionnel. Ce type de roulement est beaucoup plus coûteux par départ, puisque les employés ont plus de valeur aux yeux de l'employeur, ce qui suppose un coût élevé de remplacement de l'employé.

Par ailleurs, afin de synthétiser l'enjeu du roulement de la main-d'oeuvre pour les firmes canadiennes, nous proposons aux figures 1 et 2 une adaptation des schémas de Abelson et Baysinger (1984) et de Bluedorn (1982). Nous avons illustré, à l'aide de ces figures, trois situations qui peuvent être vécues par une firme au prise avec une problématique de roulement de sa main-d'œuvre, soit : 1) un roulement trop faible; 2) un roulement trop élevé et 3) une situation optimale ou d'équilibre. Nous présenterons ci-après chacune de ces situations en définissant au préalable les composantes associés au roulement.

Soit, le schéma de Abelson et Baysinger (1984), présenté à la figure 1, qui est composé d'une courbe TC représentant les coûts de roulement, d'une courbe RC associés aux coûts de rétention de la main-d'œuvre au sein de l'entreprise ainsi qu'une situation à l'équilibre (point e).

Si l'entreprise connaît une situation où les coûts de roulement sont faibles sur l'axe vertical, alors nous pourrions observer un déséquilibre entre les coûts de rétention de la main-d'œuvre (point a) et les coûts de roulement (point b), puisque $a > b$ ($RC2 > TC1$). Par conséquent, ce déséquilibre est associé à une situation où il peut y avoir trop de roulement, tel que montré à la figure 2 dans la partie 2 hachurée. D'autre part, si l'entreprise connaît une situation où les coûts de roulement sont élevés sur l'axe vertical, alors nous pourrions observer un autre type de déséquilibre entre les coûts de rétention (point a') et les coûts de roulement (point b'), puisque $a' < b'$ ($RC1 < TC2$). Par conséquent, ce déséquilibre sera associé à une situation où il n'y a pas assez de roulement (partie 1 hachurée de la figure 2).

Figure 1 : Coûts associés au roulement et à la rétention du personnel

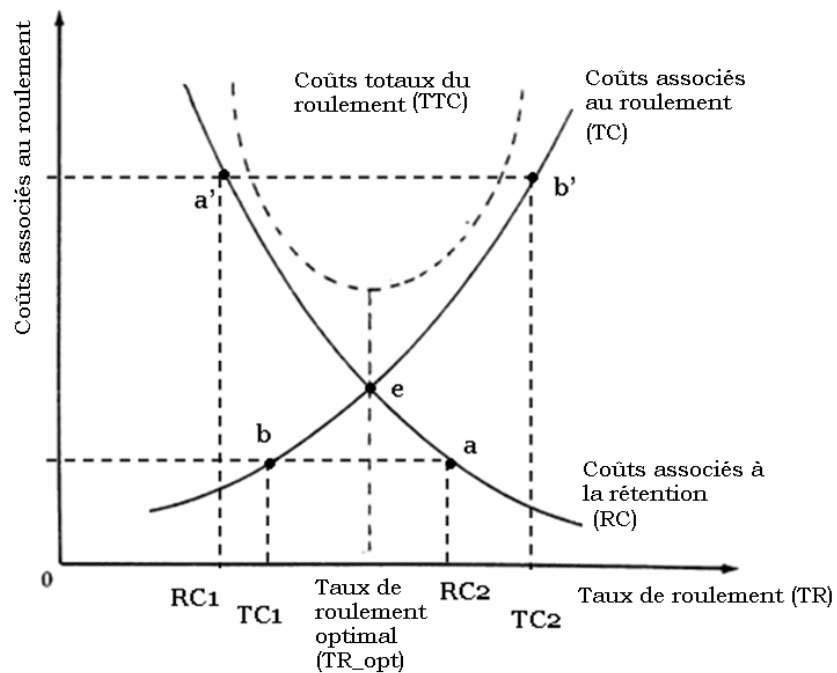


Schéma adapté de Abelson et Baysinger (1984)

Figure 2 : Trois situations de roulement de la main-d'œuvre

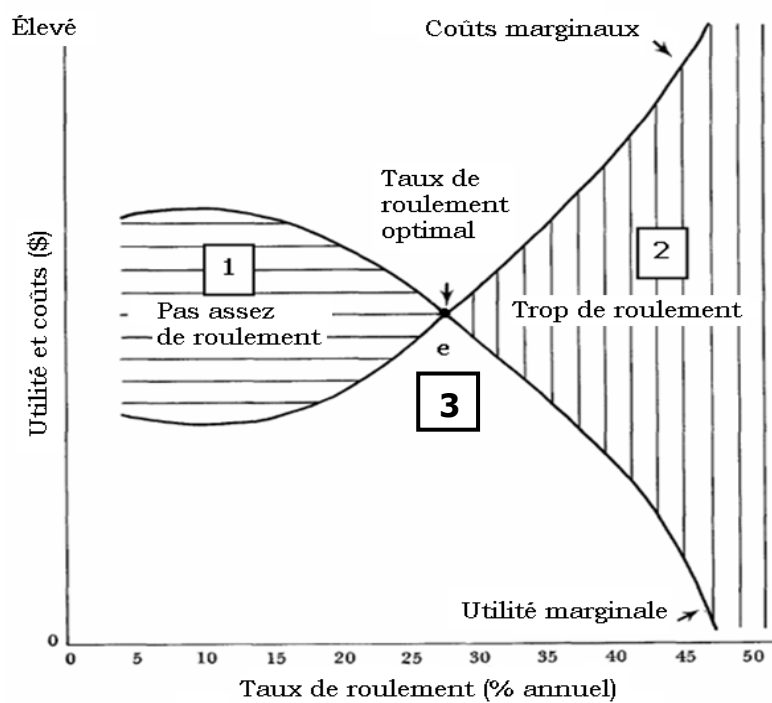


Schéma adapté de Bluedorn, A.C. (1982)

En d'autres mots, l'approche des coûts et des bénéfices du roulement peut donc être représentée par une relation curvilinéaire (en forme de U) proposant que la relation entre le roulement et la performance de l'organisation est d'abord positive dans une plage de zéro à un niveau optimal (zone hachurée 1), et devient par la suite négative (zone hachurée 2). Ces deux situations déséquilibrées sont séparées par un point optimal. Enfin, pour Abelson et Baysinger (1984), ce que les firmes doivent tenter d'obtenir c'est un taux de roulement optimal (TR_{opt}) qui correspond à un équilibre entre les coûts organisationnels liés à la réduction du roulement et les coûts engendrés par un taux de roulement trop élevé pour leur organisation (point 3, dans la figure 2).

Par ailleurs, nous avons des réserves quant à la représentation du point optimal à la figure 1, puisqu'il n'est pas nécessairement situé au centre du graphique. Le point optimal de roulement (TR_{opt}) dépend de la position relative des courbes TC et RC dans le graphique. Par exemple, comme nous pouvons le voir à la figure 3, pour des coûts de roulement donnés (TC), plus les coûts associés à la rétention de la main-d'œuvre seront élevés, plus la courbe RC se déplacera vers la droite du graphique. Ainsi, une firme B qui a des coûts de rétention élevés serait représentée par la courbe (RCb) comparativement à une entreprise A qui a des coûts de rétention plus faible (RCa). En conséquence, le niveau optimal de roulement pour l'entreprise B se situera au point de rencontre (c) entre les coûts associés au roulement (TC) et les coûts de rétention (RCb).

1.3 La structure du marché du travail

Une des applications de la théorie du capital humain concerne la mobilité des travailleurs sur le marché du travail. Ainsi, comme nous l'avons mentionné antérieurement, on devrait observer une relation inverse entre l'acquisition de capital humain spécifique et le roulement de la main-d'œuvre (Parsons, 1972). Pour que cette proposition théorique soit applicable empiriquement, le modèle de la firme de Parsons (1972) suggère que certains facteurs exogènes à l'entreprise tels que la demande sur le marché du produits, le taux de chômage, la dispersion salariale ou encore les alternatives perçues par les employés soient contrôlés dans les analyses empiriques.

De plus, l'asymétrie d'information est une autre composante de la structure du marché du travail qui peut influencer les mouvements de la main-d'œuvre. À ce titre, Katz et Ziderman (1990) proposent que les firmes qui recrutent de la main-d'œuvre sur le marché du travail détiennent peu d'informations quant au capital humain propre aux travailleurs, étant donné que seul les diplômes ou encore les certifications constituent des signaux tangibles des qualifications des individus. Cette asymétrie de l'information entre les entreprises qui recrutent et celles qui forment ferait en sorte de réduire les retours potentiels des investissements réalisés en formation par le travailleur.

Toutefois, Stevens (1994) suggère, quant à elle, que la formation n'est pas totalement spécifique ou totalement générale, mais qu'elle est plutôt constituée des deux types selon des proportions variables. Ainsi, en faisant le parallèle avec la structure du marché du travail et certaines idées de la théorie des ressources internes, le marché du travail ne serait donc pas parfaitement concurrentiel et donc, les travailleurs ne seraient pas parfaitement substituables.

Ces dernières propositions nous amènent à discuter de la distinction théorique entre la formation de type général et spécifique dans l'explication de l'effet de la structure du marché du travail sur le roulement de la main-d'œuvre.

Comme le suggère la théorie des ressources internes, les facteurs de production (en l'occurrence les ressources humaines) ne sont pas parfaitement substituables les uns par rapport aux autres, puisque le capital humain spécifique rend les employés difficiles à imiter et donc, non parfaitement substituables les uns par rapport aux autres. Du point de vue des entreprises, plus les employés auront ces caractéristiques, plus elles vont avoir tendance à développer des stratégies et des pratiques pour retenir ce type d'employés et fidéliser leurs ressources humaines, contribuant ainsi à réduire le taux de roulement volontaire au sein de leurs organisations. À l'inverse, moins les employés posséderont ces caractéristiques, plus les entreprises pourront recourir à des pratiques d'externalisation (Cappelli et Crocker-Hefter, 1996; Lepak et Snell, 2002; Wright et Snell, 1998) se dotant de travailleurs déjà qualifiés et répondant aux besoins de l'entreprise.

Enfin, Lazear (2009) s'intéresse, quant à lui, à l'association possible entre la taille du marché et l'utilisation du capital humain. Il propose que plus un marché est grand, c'est-à-dire que plus un marché est constitué d'un grand nombre de firmes, plus il y a de chances qu'un individu trouve de meilleures alternatives d'emplois. Si nous appliquons ce raisonnement au capital humain, on pourrait alors s'attendre qu'un investissement en formation considéré comme spécifique dans un marché composé d'un petit nombre de firmes, devienne de plus en plus général au fur et à mesure que le nombre de firmes augmentent. En conséquence, le capital humain dit spécifique à une organisation peut donc être utilisé dans plusieurs firmes étant donné que les chances de trouver une entreprise qui utilisera ce type de compétences seront plus grandes. À l'opposé, lorsque le marché est petit, le capital humain d'un individu peut être utilisé uniquement dans quelques firmes et devient en d'autres mots, spécifique à la firme.

1.4 Implications pour la présente recherche

D'abord, la présentation de la théorie du capital humain et celle de l'approche des ressources internes apporte un éclairage sur une même question : l'organisation a-t-elle intérêt ou non à investir en formation continue compte tenu du risque de départs

d'employés performants ? Une première réponse se trouve, selon nous, à travers la discussion théorique antérieure qui a permis d'identifier que les retours associés à la formation au sein des entreprises peuvent être calculés selon trois points de vue : l'employeur, l'employé et la société. À ce titre, l'article de Cohen (1985) illustre bien que les bénéfices attendus pour chacune de ces perspectives peuvent être tangibles et intangibles. Pour notre part, nous retiendrons la perspective organisationnelle dans laquelle les bénéfices tangibles, pour l'employeur, incluent la hausse de la valeur de productivité de l'employé et une meilleure rétention des employés au sein de l'organisation, tandis que les bénéfices intangibles sont davantage liés aux caractéristiques attitudinales telles qu'une meilleure qualité du climat de travail.

En d'autres mots, la décision de l'employeur d'investir en formation sera donc guidée par les retours attendus : une hausse de productivité et indirectement une augmentation de la rétention de la main-d'œuvre productive. La motivation première de l'employeur demeure avant tout économique (Blomberg, 1989).

Par ailleurs, si l'on fait le parallèle avec le modèle de partage des coûts de la formation spécifique (présenté dans le cadre de notre premier article) et le modèle des coûts et des bénéfices du roulement, on peut supposer qu'une firme qui paye davantage un employé le formera aussi davantage, puisqu'un employé plus qualifié devrait générer plus de profits, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, si l'employé trouve une opportunité d'emploi plus intéressante à l'extérieur et quitte l'entreprise, les coûts pour la firme seront associés à l'investissement en formation ainsi qu'au remplacement de l'employé en question. Par ailleurs, la théorie du capital humain met aussi en évidence que les habiletés des travailleurs et leur formation initiale peuvent être considérés comme un signal, pour les employeurs sur le marché du travail, de la capacité d'apprentissage et aussi de la rentabilité éventuelle d'un employé potentiel. Du point de vue de la théorie des ressources internes, les habiletés d'un candidat potentiel et sa scolarité peuvent constituer un signal sur le marché du travail, dans le sens que

l'employé est rare, puisqu'il détient des compétences difficilement imitables ou convoités aux yeux de futurs employeurs.

Ce même exposé théorique suggère également que la formation au sein des entreprises peut être de nature générale ou spécifique. L'approche du capital humain semble faire une prédiction assez claire : l'investissement en capital humain spécifique devrait réduire le roulement de la main-d'œuvre, notamment en réduisant l'intention de quitter des employés en offrant une prime salariale associée à l'acquisition de compétences additionnelles. Bien que cette proposition soit robuste théoriquement, il semble encore aujourd'hui difficile de trouver des évidences empiriques pour supporter cette relation (Zweimüller et Winter-Ebmer, 2000).

Par ailleurs, ces deux approches théoriques discutent minimalement de la synergie possible entre la formation et d'autres outils organisationnels dans l'explication du roulement volontaire et l'atteinte d'un optimum possible.

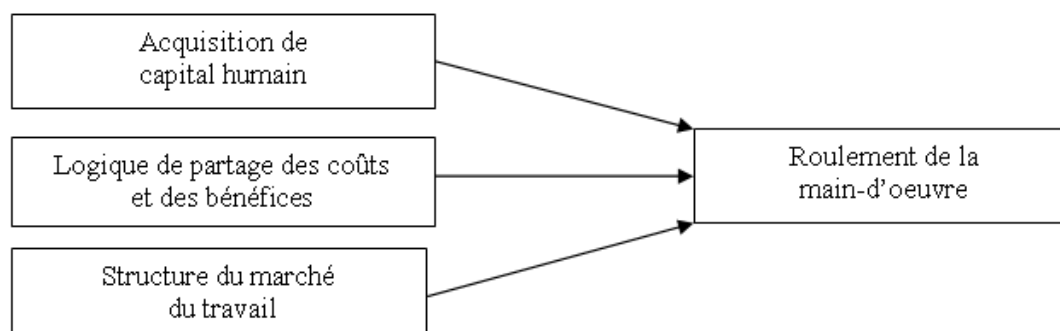
Nous pouvons suggérer également que la perspective théorique des coûts et des bénéfices vient compléter la réflexion entamée par l'approche du capital humain et celle des ressources internes en conceptualisant le lien entre la performance et le roulement. À ce titre, un roulement trop élevé ou trop faible, ou encore un taux de roulement qui a un trop grand écart (vers le haut ou vers le bas) avec un niveau optimal au sein des organisations devrait engendrer des coûts plus élevés et une performance financière plus faible. Néanmoins, la notion d'optimum semble toutefois assez générale. Ce que l'on peut retenir par contre, c'est que le taux de roulement optimal ne sera pas nécessairement égal à zéro et peut changer d'une entreprise à l'autre. Un niveau de roulement optimal ne signifie pas nécessairement un faible niveau de roulement, puisqu'un roulement faible peut provoquer une stagnation au sein de l'organisation, par le fait que des employés peu productifs demeurent au sein de l'entreprise (Dalton et Todor, 1979; Dess et Shaw, 2001; Siebert et Zubanov, 2009). De ce point de vue, les entreprises peuvent tout de même réaliser des bénéfices pour un certain niveau de

roulement. Abelson et Baysinger (1984) suggèrent de ne pas considérer le roulement de la main-d'œuvre uniquement comme un « problème » en soi, auquel les gestionnaires doivent répondre par la réduction des coûts associés au roulement (Bluedorn, 1982). À leurs avis, une partie du roulement total au sein des entreprises est associée à des séparations involontaires, c'est-à-dire des départs initiés par l'employeur lui-même qui n'ont pas nécessairement des conséquences négatives pour les entreprises.

Enfin, la présentation de ce cadre théorique met en lumière différentes composantes de la structure du marché du travail (telles que l'asymétrie d'information et la taille du marché) dont les implications sur le roulement de la main-d'œuvre peuvent être captées uniquement par la prise en compte à la fois de la théorie du capital humain et celle des ressources internes.

Pour résumer les différentes idées mises de l'avant par ces deux approches théoriques et leurs applications possibles dans l'analyse du roulement de la main-d'œuvre, nous proposons un modèle conceptuel illustré à la [figure 4](#). Ce modèle est composé de trois facteurs théoriques explicatifs (à gauche) et du concept à l'étude soit, le roulement de la main-d'œuvre (à droite).

Figure 4 : Modèle conceptuel du roulement au sein des entreprises



La prochaine section présentera les travaux empiriques retenus permettant de faire le lien entre les facteurs théoriques présentés et différents portraits du roulement de la main-d'œuvre au sein des entreprises.

2. Les études empiriques antérieures

Parmi l'ensemble des études recensées⁶⁰ jusqu'à maintenant, la majorité des travaux consultés (23 études sur 34) est dérivée d'enquêtes transversales. Afin d'avoir un portrait clair des travaux retenus, nous montrons au tableau 1 les travaux répertoriés selon une classification à deux axes : le premier axe représente l'horizon de recherche (coupe transversale ou étude longitudinale) et le second axe représente le niveau d'analyse ou encore les données utilisées (individus, entreprises, données appariées entreprises-individus). Les études identifiées en caractère gras, dans le tableau 1, ont pris en considération l'effet possible de la formation dans leurs analyses du taux de roulement de la main-d'œuvre.

⁶⁰ Les tableaux 10 et 11, en annexe, présentent l'ensemble des études recensées dans le cadre de cette recherche.

Tableau 1 : Division des études recensées sur le taux de roulement de la main-d'œuvre selon l'horizon de recherche et le niveau d'analyse

Niveau d'analyse	Horizon de recherche		Total
	Étude transversale	Étude longitudinale	
Individu	Arnold et Feldman (1982) Bluedorn (1982) Boxall et al. (2003) Dalessio et al. (1986) Gritz (1993) Knudsen et al. (2009) Lynch (1991) Selden et Moynihan (2000) Sieben (2007)	Brunello et Gambarotto (2004) Curhan et al. (2009) Green et Heywood (2007) Monks et Pizer (1998) Parent (1999) Rusbult et Farrell (1983) Salamin et Hom (2005) Veum (1997) Zimmerman et Darnold (2007) Zweimüller et Winter-Ebmer (2000)	19
Entreprise	Arthur (1994) Batt (2002) Batt et al. (2002) Garino et Martin (2007) Green et al. (2000) Guthrie (2001) Huselid (1995) Larose (2003) Lincoln et Kalleberg (1996) Morissette et Rosa (2003) Shaw et al. (1998) Taplin et al. (2003) Wilson et Peel (1991)	Potter et Dowd (2003)	14
Données appariées	Martin (2003)		1
Total	23	11	34

Note : Les études (identifiées par les auteurs et l'année) en caractère gras prennent en considération l'effet de la formation dans leurs estimations.

Dès maintenant, deux remarques peuvent être conduites quant aux études antérieures. La première concerne le niveau d'analyse. Le tableau 1 montre clairement une lacune empirique au niveau de l'étude du phénomène du roulement de la main-d'œuvre dans le temps. Parmi les 15 travaux qui se sont intéressés à la question du roulement par l'utilisation de données issues d'entreprises ou d'enquêtes appariées, seule l'étude de Potter et Dowd (2003) considère l'analyse du roulement sur plusieurs périodes de temps.

La deuxième remarque traite, quant à elle, de l'apport des travaux antérieurs à l'étude de l'incidence de la formation sur le taux de roulement de la main-d'œuvre. Parmi le trois-quarts des études (26 études sur 34) qui mesure l'impact possible de la

formation sur le roulement, nous avons répertorié neuf indicateurs de l'incidence de la formation, soit (en ordre décroissant) : le type de formation (13 cas), la durée de la formation (10 cas), le lieu de formation (4 cas), l'offre de formation de la part de l'employeur (4 cas), la scolarité (8 cas), le financement de la formation (3 cas), les objectifs (2 cas), la proportion d'employés formés (2 cas) ainsi qu'un ratio représentant les dépenses en formation divisé par la masse salariale dans une seule étude.

De ce fait, mise à part l'étude de Larose (2003) qui utilise notamment un indicateur des investissements réalisés en formation (ratio de dépenses) pour estimer l'effet de la formation sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises canadiennes, aucune autre des 25 études considère une mesure des dépenses de formation. De notre point de vue, la raison qui pourrait expliquer la non utilisation des dépenses en formation, comme indicateur de l'incidence de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre, concerne la faible disponibilité d'indicateurs quantitatifs de qualité pour mesurer l'effort de formation au sein des entreprises, dans les banques de données utilisées par les chercheurs.

Enfin, la revue de la littérature sera divisée principalement en deux sections. D'abord, nous présenterons les études transversales traitant principalement de l'impact de la formation sur le taux de roulement au sein des entreprises. Ensuite, nous présenterons les études longitudinales. Afin de faciliter l'analyse, les concepts théoriques précédemment identifiés à la [figure 4](#), qui sont directement en lien avec la théorie du capital humain ainsi que celle des ressources internes, permettent de nous guider dans la structuration des facteurs explicatifs du roulement au sein des entreprises. Ainsi, ces facteurs seront regroupés en trois grandes catégories, soit : les caractéristiques externes à l'entreprise, les caractéristiques organisationnelles et structurelles ainsi que les caractéristiques liées à la gestion des ressources humaines. Nous discuterons, dans un autre temps, de deux idées supplémentaires qui sont essentielles à notre démarche d'analyse, soit : la nature du roulement ainsi que de la présence de biais techniques potentiels. Les [tableaux 10 et 11](#) en annexe présentent un résumé de notre recension d'écrits selon l'horizon de recherche.

2.1 Les études transversales

Étant donné que l'objet de notre étude est l'effet des dépenses en formation sur le taux de roulement au sein des entreprises, nous nous attarderons, à travers ces différentes sections, principalement aux études qui ont utilisé des données issues d'entreprises ainsi qu'à l'étude de Martin (2003) qui a utilisé des données appariées (individus-entreprises) dans l'analyse de taux de roulement au sein des firmes. Nous présenterons aussi brièvement les caractéristiques externes à l'entreprise ainsi que les caractéristiques organisationnelles et structurelles pouvant avoir un effet sur le roulement de la main-d'œuvre au sein des firmes qui présentent des efforts en matière de formation. Nous nous attarderons surtout à la section portant sur les caractéristiques liées à la GRH et particulièrement, sur l'incidence de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre.

2.1.1 Les caractéristiques externes à l'entreprise

Comme nous l'avons vu dans la partie théorique, le modèle de la firme de Parsons (1972) suggère que la présence de facteurs exogènes à la firme tels que : les alternatives perçues, le chômage, la structure du marché du travail ou encore celle des biens et services peuvent avoir un effet sur les différentes facettes du roulement de la main-d'œuvre. Parmi les études empiriques utilisant un devis de recherche transversal, quels sont les résultats obtenus à ce sujet ?

Dans l'ensemble, les études transversales recensées présentent trois indicateurs pouvant influencer le taux de roulement de la main-d'œuvre ou encore la probabilité de quitter l'entreprise, soit : les alternatives perçues, le taux de chômage et le secteur d'activité. Ces variables peuvent toutes être regroupées à travers les explications théoriques découlant de la structure du marché du travail.

2.1.1.1 Les alternatives perçues

Les études retenues quant à l'association entre les alternatives perçues à l'extérieur de l'organisation et le roulement de la main-d'œuvre exposent un constat général, à savoir que plus il y a d'opportunités favorables à l'extérieur de l'entreprise, plus l'employé sera enclin à quitter son employeur actuel (Arnold et Feldman, 1982; Bluedorn, 1982). De plus, la lecture que nous faisons des résultats obtenus par Guthrie (2001) permet d'avancer qu'un salaire élevé par rapport à l'offre salariale du marché réduit le roulement volontaire. Ces résultats appuient ceux obtenus dans les études antérieures quant à l'effet des opportunités d'emploi disponibles à l'extérieur de l'organisation. Par ailleurs, mise à part cette dernière étude, nous ne disposons pas d'étude transversale récente pour traiter de l'effet des alternatives perçues sur le taux de roulement au sein des entreprises qui offrent de la formation.

Toutefois, quelques précisions s'imposent quant à l'interprétation de ces résultats. La première concerne la mesure des alternatives et la seconde traite de la perception des choix possibles. Nous sommes d'avis que les alternatives à l'emploi occupé pour un individu peuvent être mesurées soit en termes de quantité, de qualité (ou d'adéquation) ou encore, à partir de ces deux options. Prenons dans un premier temps l'hypothèse de la quantité. On pourrait s'attendre, comme l'a proposé Lazear (2009) que plus le marché du travail est large, c'est-à-dire plus il y a d'employeurs potentiels qui sont à la recherche d'une compétence précise, plus les individus qui détiennent ce type de qualification ont de choix possibles. L'alternative retenue sera d'autant plus intéressante pour l'individu si elle est la meilleure opportunité d'emploi qui lui soit proposée. Ce qui nous amène à discuter de l'adéquation de l'individu avec l'alternative d'emploi disponible.

Prenons deux individus qui diffèrent selon leurs compétences et qui ont un profil salarial différent sur le marché du travail. Pour une même alternative d'emploi (ici, un salaire offert sur le marché), l'un pourrait trouver que le salaire offert sur le marché du travail correspond davantage à son niveau de formation et lui permet d'être rémunéré au-delà de sa productivité actuelle, le motivant donc à quitter son présent employeur. Cet individu profitera en conséquence d'une meilleure adéquation emploi-formation. L'autre

travailleur, quant à lui, peut ne pas considérer cette opportunité comme attrayante, puisque son salaire actuel est déjà au-dessus de l'offre du marché, le motivant donc à demeurer dans son emploi actuel.

De ce fait, pour comprendre les comportements des entreprises en matière de roulement de la main-d'œuvre, prenons l'exemple de firmes concurrentes et homogènes sur le marché du travail. Si nous considérons l'ensemble des opportunités offertes sur le marché du travail, on peut alors s'attendre à ce qu'un marché qui est constitué de plusieurs entreprises qui sont en concurrence pour les mêmes compétences aient des taux de roulement de leur main-d'œuvre plus élevées qu'un marché du travail dans lequel les employeurs sont hétérogènes, et donc qui sont à la recherche de travailleurs qui ont des profils en capital humain différents.

2.1.1.2 Le taux de chômage

Théoriquement, la relation possible entre le taux de chômage et le taux de roulement volontaire de la main-d'œuvre peut être expliquée par la voie des opportunités d'emplois disponibles. À titre d'illustration, prenons l'exemple d'un marché du travail qui est en concurrence. Si les quantités de travail offertes sur le marché sont supérieures aux quantités de travail demandées, alors nous pourrions observer une situation de chômage. En d'autres mots, si les travailleurs disponibles sur le marché sont en plus grand nombre que les postes offerts par les employeurs, toutes choses égales par ailleurs, alors on devrait observer une situation de surplus de main-d'œuvre. Ce surplus de main-d'œuvre sur le marché du travail entraînera des pressions à la baisse sur les salaires. Cette situation devrait alors freiner les départs volontaires des travailleurs déjà en emploi, puisque la décision de quitter volontairement un poste peut être motivée, comme nous l'avons vu antérieurement, par des opportunités de travail extérieures plus favorables. En d'autres mots, le fait qu'une situation de surplus de main-d'œuvre provoque une pression à la baisse sur les conditions d'emploi, représentées globalement par les salaires offerts sur le marché, les travailleurs à la recherche d'un emploi

préféreront maintenir leurs conditions de travail actuelles et ce, jusqu'à ce que le marché du travail accède à un nouvel équilibre.

Empiriquement, peu de travaux se sont intéressés à l'effet du taux de chômage sur le roulement volontaire dans le cadre d'une problématique liée aux investissements en formation. En effet, nous avons recensé uniquement deux études qui traitent de ce sujet. À ce titre, la recherche de Wilson et Peel (1991) montre qu'un taux de chômage élevé devrait réduire les départs initiés par les employés. Par ailleurs, les résultats de l'étude de Martin (2003) ne permettent pas de montrer un lien significatif entre ces deux variables.

Toutefois, il est clair que ces études sont en quantité insuffisante pour en arriver à une conclusion quant à l'effet du taux de chômage sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises.

2.1.1.3 Le secteur d'activité

On peut expliquer l'effet du secteur d'activité sur le taux de roulement de la main-d'œuvre en passant aussi par l'explication proposée par Lazear (2009) quant à la taille du marché du travail. Dans un sens, on pourrait s'attendre à ce qu'un secteur d'activité qui offre plusieurs opportunités d'emploi ait un plus faible taux de roulement, bien que la main-d'œuvre puisse être mobile entre les entreprises d'un même secteur d'activité. Cette hypothèse permettrait d'expliquer les résultats obtenus par Taplin et al. (2003) qui montrent que les possibilités futures d'emplois au sein d'un secteur d'activité, en l'occurrence ici le secteur du textile (fabrication de vêtements) engendre davantage de départs initiés par les employés vers d'autres secteurs d'activités.

Par ailleurs, un autre argument qui peut expliquer l'effet du secteur d'activité sur le roulement de la main-d'œuvre est le profil même du secteur, soit : que le secteur utilise davantage de technologies, que le secteur soit caractérisé par une main-d'œuvre hautement qualifiée ou encore, que le secteur soit caractérisé par une main-d'œuvre faiblement qualifiée. Ce qui nous amène à distinguer les secteurs innovateurs de ceux qui ne le sont pas. De ce fait, on peut supposer que les secteurs caractérisés par leurs

innovations devraient aussi se doter de pratiques de gestion favorisant la rétention de leur main-d'œuvre. Les résultats obtenus par Martin (2003) ainsi que ceux obtenus par Morissette et Rosa (2003) confirment cette hypothèse.

2.1.2 Les caractéristiques organisationnelles et structurelles

À travers notre recension d'écrits empiriques et la mise en place d'un cadre théorique, nous avons noté que certaines caractéristiques liées à l'organisation pouvaient avoir un effet sur le roulement de la main-d'œuvre. Ces caractéristiques peuvent être regroupées à notre avis sous un dénominateur commun, à savoir les caractéristiques organisationnelles et structurelles.

2.1.2.1 La présence syndicale

La présence d'un syndicat au sein d'une entreprise semble favoriser la stabilité en emploi, c'est du moins ce qui ressort de la plupart des études consultées qui prennent en considération l'effet de cette variable dans l'explication du roulement au sein des entreprises. À ce titre, les études de Batt (2002), Boxall et al. (2003), Guthrie (2001), Martin (2003), Morissette et Rosa (2003) et celle de Selden et Moynihan (2000) montrent toutes que la présence syndicale a un effet négatif sur le roulement volontaire des employés. Théoriquement, plusieurs arguments peuvent expliquer l'effet négatif de la présence d'un syndicat sur le taux de roulement volontaire. Ces arguments sont essentiellement tirés des travaux de Freeman et Medoff (1984). D'abord, ces auteurs proposent qu'en donnant la possibilité aux travailleurs d'exprimer collectivement leurs besoins à l'égard de leurs conditions de travail (*voice*), le syndicat est dans un sens une courroie de transmissions des insatisfactions, ce qui permet de favoriser la communication entre les parties à la relation d'emploi et, en conséquence, de réduire le roulement de la main-d'œuvre (*exit*). De plus, la présence d'un syndicat au sein d'une organisation pourrait inciter, dans un sens, les gestionnaires à améliorer leurs pratiques de gestion, ce qui pourrait inciter les travailleurs à demeurer à l'emploi de leur patron actuel (Laroche, 2006).

2.1.2.2 *Le salaire*

Un travailleur aura plus de chances de quitter un emploi peu rémunérateur (salaire faible) qu'un emploi plus payant (salaire élevé). Toutes choses égales par ailleurs, les individus qui travaillent dans des secteurs qui offrent de plus faibles salaires ont également des taux de roulement volontaires plus élevés. De plus, il semble que ce n'est pas uniquement la notion de salaire qui peut expliquer les comportements individuels, mais plutôt la comparaison du salaire actuel par rapport à l'alternative salariale disponible sur le marché. Selon la théorie du salaire d'efficience (Ehrenberg et al., 2004 : 349), un individu qui est dans une situation favorable sur le marché du travail, c'est-à-dire qui détient un salaire supérieur à sa productivité marginale et au salaire qu'il pourrait obtenir chez des firmes concurrentes, devrait être plus productif. En conséquence, il sera dans l'intérêt de l'employeur de retenir ces travailleurs.

D'autre part, dans le cas de la formation en entreprise, pour qu'un travailleur investisse dans la formation dite spécifique, il doit s'attendre à une hausse de son salaire suite à la période de formation. Pour retenir un travailleur nouvellement formé, l'employeur offrira donc de compenser la perte de salaire durant l'activité de formation par une prime salariale suite à l'acquisition de ces nouvelles compétences. Par ailleurs, si la prime salariale n'est pas assez élevée aux yeux de l'employé, c'est-à-dire que le gain de salaire ne reflète pas sa nouvelle productivité, le travailleur nouvellement formé quittera pour une meilleure occasion d'emploi.

Nous avons retracé trois études empiriques qui estiment l'impact possible du salaire sur le taux de roulement de la main-d'œuvre.

D'abord, les résultats de Lynch (1991) montrent qu'un individu qui reçoit un salaire inférieur à sa productivité, suite à la période de formation, sera plus susceptible de quitter son employeur pour une meilleure alternative d'emploi.

La seconde étude retenue, celle de Lincoln et Kalleberg (1996), ne montre pas d'effet significatif du salaire moyen sur le roulement des employés. Par ailleurs,

lorsqu'ils considèrent la dispersion salariale au sein des entreprises, la relation est négative avec l'engagement des employés, mais la relation n'est pas significative directement avec le taux de roulement volontaire. En d'autres mots, moins la dispersion de salaire est grande (moins il y a d'inégalités entre les salaires au sein de l'organisation), plus l'engagement envers l'employeur est grand.

Enfin, les résultats obtenus par Martin (2003) appuient ceux obtenus dans les travaux antérieurs, dans le sens que plus le salaire est élevé, moins le taux de roulement volontaire est élevé.

Le portrait de ces variables permet dans un autre temps de discuter des caractéristiques liées à la gestion des ressources humaines.

2.1.3 Les caractéristiques liées à la gestion des ressources humaines

Tel que nous l'avons précisé antérieurement, nous nous arrêterons dans cette partie essentiellement à l'incidence de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre ainsi qu'aux pratiques complémentaires qui peuvent être associées aux investissements en formation au sein des entreprises.

2.1.3.1 L'incidence de la formation sur le taux de roulement

D'abord au niveau théorique, rappelons pour un employeur rationnel que des dépenses élevées en formation spécifique devraient réduire la mobilité de ses travailleurs vers des opportunités alternatives extérieures à l'organisation et ce, tant et aussi longtemps que les coûts d'une séparation éventuelle seront supérieurs aux coûts de rétention (Abelson et Baysinger, 1984; Parsons, 1972). En effet, pour un employeur rationnel, les coûts d'un éventuel départ, initié par l'employé ou encore par l'employeur lui-même, doivent être inférieurs à ce que peuvent représenter les efforts consentis pour conserver un travailleur qualifié et productif au sein de l'organisation.

Au niveau empirique maintenant, il ne semble pas y avoir d'unanimité quant à l'effet possible de la formation sur le taux de roulement de la main-d'oeuvre. Ainsi, parmi les travaux qui ont estimé l'effet de la formation sur le taux de roulement au sein des entreprises, les résultats antérieurs demeurent partagés. En effet, deux études montrent que la formation n'a pas d'effet sur le taux de roulement (Lincoln et Kalleberg, 1996; Batt et al., 2002)⁶¹, trois travaux présentent des relations positives tandis que quatre autres études montrent que la formation réduit le roulement des employés. Au-delà de cette classification, nous pouvons suggérer que la façon de mesurer la formation, en d'autres termes le choix des indicateurs, ferait varier les résultats d'estimations.

En conséquence, lorsque l'on s'attarde aux indicateurs utilisés pour mesurer l'incidence de la formation, on peut noter deux tendances dans les études en coupes transversales. La première suggère que le type de formation, particulièrement la formation à caractère spécifique tend à réduire le taux de roulement de la main-d'oeuvre au sein des entreprises. À ce sujet, les résultats obtenus par Lynch (1991) montrent que la probabilité de quitter l'organisation est 40,0 % plus faible lorsque l'entreprise offre de la formation spécifique sur le lieu de travail comparativement à une entreprise qui n'offre pas ce type de formation. Une étude réalisée par Green et al. (2000) auprès d'employés britanniques montre que la formation spécifique qui est financée totalement par l'employeur réduit de 84,8 % la probabilité de quitter des employés. Toujours en Grande-Bretagne, les résultats obtenus par Taplin et al. (2003) auprès d'un échantillon de 754 firmes, du secteur du vêtement, ont montré aussi que l'adoption de programmes de formation permet de réduire les départs volontaires. Tout comme les études antérieures présentées dans cette section, Martin (2003) trouve que la formation continue (que l'on peut associer à des caractéristiques plus spécifiques) réduit de 30,2 % la probabilité de quitter, tandis que la formation de type général augmente de 14,0 % la probabilité que l'employé quitte l'entreprise.

⁶¹ L'étude réalisée par Lincoln et Kalleberg (1996), auprès d'un échantillon composé de firmes américaines et japonaises du secteur manufacturier, n'a pas permis de trouver de relation significative entre la formation sur le lieu de travail et les départs volontaires et ce, autant pour les entreprises américaines que japonaises. Dans le cadre d'une autre recherche réalisée auprès d'entreprises issues du secteur des télécommunications aux États-Unis, Batt, Colvin et Keefe (2002) n'ont pas trouvé de lien entre le nombre de semaines de formation reçu par un employé et le taux de roulement volontaire.

La seconde tendance propose que l'usage d'indicateurs quantitatifs pour mesurer les efforts de formation au sein des entreprises (durée, ratio de dépenses, pourcentage d'employés formés) montre des effets positifs sur le taux de roulement. En d'autres termes, la formation entraînerait une hausse des départs initiés par l'employé (roulement volontaire) ou à l'initiative de l'employeur (roulement involontaire). Parmi les travaux consultés, nous pouvons retenir trois études qui présentent ces conclusions. D'abord, l'étude de Shaw, Delery et Gupta (1998), réalisée auprès d'un échantillon de 227 firmes du secteur du transport routier aux États-Unis entre 1993 et 1994, montre que la formation formelle augmente le taux de roulement involontaire. Sachant que la formation formelle est mesurée ici par le nombre d'heures de formation reçues par année et que la moyenne pour un camionneur est de 2,38 heures de formation par année, les résultats montrent alors que pour chaque heure additionnelle de formation formelle par année, le taux de roulement involontaire (départs initiés par l'employeur) s'accroît de 15 %. Ces auteurs suggèrent d'expliquer les résultats obtenus de deux façons. Il se peut que les organisations qui forment davantage soient aussi celles qui accordent plus d'importance à la performance individuelle et aux compétences, ce qui peut expliquer qu'elles renvoient plus d'employés qui ne répondent pas à ces critères. Aussi, c'est possible que les entreprises qui ont un taux de roulement involontaire élevé soient également celles qui forment davantage à cause de la faible qualité initialement de leur bassin de main-d'œuvre.

Ensuite, l'étude menée par Larose (2003), auprès de 4110 établissements canadiens comptant 10 employés et plus, montre que le ratio des investissements réalisés en formation divisé par la masse salariale, le nombre d'employés ayant reçu de la formation ainsi que le nombre d'activités de formation sont tous des indicateurs qui influencent positivement, mais dans des proportions variables, le taux de roulement volontaire des employés (voir tableau 10). À titre d'exemple, pour l'année 1999, une hausse de 1 point du ratio (en pourcentage) des investissements en formation sur la masse salariale entraîne une augmentation du taux de roulement volontaire de 1,5 %. Ces résultats peuvent suggérer, qu'après la période de formation, si l'employeur n'ajuste

pas le salaire avec la nouvelle productivité des employés formés, alors ces employés seront plus enclins à quitter d'eux-mêmes vers des opportunités extérieures qui valorisent leurs nouvelles compétences notamment par un salaire plus élevé.

Une dernière étude récente, à laquelle nous pouvons faire référence, est celle réalisée par Garino et Martin (2007) auprès de 914 établissements britanniques. Les résultats montrent pour l'essentiel que la formation influence positivement le taux de roulement. Sachant que la formation est mesurée par une variable dichotomique (si la formation est de 7 jours et plus =1, sinon 0 autrement), alors les résultats présentent que pour une ou des journées additionnelles de formation, la probabilité que l'employeur perçoive le roulement comme étant « trop élevé » augmente de 29,6 %.

En résumé, une fois que l'on regroupe les résultats présentés par les études transversales retenues jusqu'à maintenant quant à l'effort de formation sur le roulement, on peut faire quatre constats. Premièrement, les résultats présentés cadrent avec deux composantes de la théorie du capital humain applicables à la mobilité de la main-d'œuvre (Parsons, 1972), soit, d'une part, le partage du risque associé à l'investissement en formation spécifique entre l'employeur et l'employé et, d'autre part, le volume (ou la quantité) des investissements réalisés. Deuxièmement, bien que l'on puisse faire ressortir que le choix des indicateurs utilisés, pour mesurer la formation, agit sur l'estimation de la variation du roulement de la main-d'œuvre dans sept études, ces travaux sont en nombre trop limité pour conclure à un effet de la formation sur le roulement des employés. Troisièmement, les études transversales utilisant des données au niveau des entreprises sont hétérogènes, quant à la composition des échantillons, passant d'un minimum de 30 observations à un maximum de 4110 observations. Quatrièmement, la formation mesurée comme une pratique individuelle semble avoir une relation complexe avec le roulement, puisque certaines études n'ont pas montré d'impact de la formation sur le roulement tandis que d'autres travaux trouvent le contraire.

La question que l'on peut se poser maintenant, c'est de savoir si la proposition théorique, concernant la complémentarité possible entre la formation et d'autres pratiques de GRH au sein des organisations, est applicable empiriquement pour expliquer le roulement de la main-d'œuvre.

2.1.3.2 L'effet combiné de la formation avec d'autres pratiques

Nous présenterons dans cette section, d'autres études qui s'intéressent au roulement de la main-d'œuvre en examinant l'effet de groupe de pratiques. Parmi les 23 études recensées utilisant un devis de recherche transversal, neuf études traitent des effets possibles de la combinaison des pratiques de GRH sur le taux de roulement (voir [tableau 10](#)). C'est notamment le cas de Arthur (1994) qui montre que le roulement de la main-d'œuvre est plus faible dans les aciéries qui ont opté pour un système de pratiques axé sur l'engagement des ressources humaines⁶² comparativement aux autres aciéries de l'échantillon où l'engagement et la participation des employés sont peu valorisés.

Huselid (1995), pour sa part, confirme aussi le sens de cette relation puisque ses résultats d'estimations montrent que la considération d'un système de pratiques à haute performance, comprenant des pratiques liées aux compétences des employés et à la structure organisationnelle, a un impact significatif sur le roulement, dans le sens que ce groupe de pratiques permet de réduire le taux de roulement jusqu'à 1,8 %.

Dans le même filon, la recherche de Guthrie (2001) réalisée auprès d'un échantillon de 164 firmes néo-zélandaises vient appuyer les résultats obtenus antérieurement par Arthur (1994) et Huselid (1995), puisqu'elle montre que la présence d'un système de pratiques à haute performance augmente la rétention du personnel. L'impact d'un système de pratiques à haute performance (incluant la formation mesurée

⁶² Système qui est caractérisé notamment par une formation communication et une forte participation des employés.

par le nombre moyen d'heures annuellement) est associé à une baisse de 0,2 % du taux de roulement moyen annuel⁶³.

Dans le même ordre d'idées, les travaux de Batt (2002) et de Batt, Colvin et Keefe (2002) montrent que les employés qui participent à des équipes de résolution de problèmes ou encore à des groupes de travail autonomes sont moins susceptibles d'avoir des taux de roulement volontaires élevés. Ainsi, la recherche actuelle tend à montrer qu'un système de pratiques à haute performance diminuerait le taux moyen de départs volontaires à l'initiative des employés.

De plus, l'étude de Morissette et Rosa (2003), sur la base d'un échantillon comportant 3142 établissements canadiens, présente des scénarios diversifiés de l'effet des groupes de pratiques novatrices de travail (NPT)⁶⁴ sur le taux de démission (roulement volontaire) selon les secteurs d'activités et la taille des entreprises⁶⁵. À titre d'exemple, l'adoption de NPT semble réduire le taux de démission dans le secteur des services hautement spécialisés, ce qui appuie les résultats obtenus antérieurement par Batt, Colvin et Keefe (2002) auprès d'entreprises américaines du secteur des télécommunications. Plus précisément, ces auteurs trouvent que les grappes de pratiques constituées de groupes de travail autonomes ou des équipes de résolutions de problèmes, de la conception flexible des tâches, de la rémunération au mérite ou en fonction des compétences et de la formation officielle liée au travail d'équipe fait varier négativement le taux de démission. Particulièrement, leur mesure du taux de roulement volontaire diminue de 10 % au sein des emplacements de plus de 10 employés du secteur des

⁶³ Guthrie (2001) utilise la même mesure du roulement de la main-d'œuvre que celle utilisée par Huselid (1995), c'est-à-dire « Quel est votre taux de roulement moyen annuel ? », regroupant ainsi le roulement de nature volontaire et involontaire.

⁶⁴ Les auteurs estiment au total 13 groupes de pratiques de travail qui incluent diverses combinaisons des 6 pratiques suivantes soit : 1) équipes de résolution de problèmes adoptées en 1996 ou avant et encore en application en 1999, 2) groupes de travail autonomes adoptés en 1996 ou avant et encore en application en 1999, 3) conception souple des tâches adoptée en 1996 ou avant et encore en application en 1999, 4) participation aux bénéfices en application en 1999, 5) rémunération au mérite ou en fonction des compétences en application en 1999 et 6) formation officielle liée au travail en équipe en application en 1999 (Morissette et Rosa, 2003 : 28).

⁶⁵ Les auteurs définissent trois secteurs d'activités soit : la fabrication, les services hautement spécialisés et les services peu spécialisé. *Les services hautement spécialisés incluent les branches des intermédiaires financiers et des assurances, des services aux entreprises et de l'information et des services culturels. Les services peu spécialisés comprennent principalement les établissements des branches du transport, de l'entreposage, du commerce de gros, du commerce de détail et des services aux consommateurs, des services immobiliers, et des services de location et de location à bail* (Morissette et Rosa, 2003 : 24). Ils retiennent également deux groupes d'emplacements soit : les emplacements de plus de 10 employés et les emplacements de 50 employés et plus.

services spécialisés qui adoptent cette grappe de pratiques et de 22 % pour les emplacements de 50 employés et plus. Par ailleurs, les auteurs suggèrent aussi que les établissements qui adoptent ces nouvelles pratiques de travail peuvent avoir une meilleure gestion de leur main-d'œuvre, ce qui pourrait contribuer à retenir davantage de travailleurs.

En résumé, comme nous l'avons vu théoriquement, l'acquisition de capital humain pour un employeur peut être réalisée notamment par la voie de l'externalisation en se dotant d'une main-d'œuvre qualifiée disponible sur le marché du travail et qui est intéressée par des meilleures opportunités d'emplois ou encore, par la voie du marché interne de travail. Cette autre possibilité a été mise en évidence, en quelque sorte, dans la théorie des ressources internes ainsi que dans celle du capital humain, puisque chacune de ces théories accorde à sa façon de l'importance au développement des ressources humaines à l'intérieur de l'organisation.

Les études empiriques retenues dans cette section mettent en évidence l'apport d'un regroupement de différentes pratiques dans la réduction du roulement volontaire des employés comparativement à l'adoption de pratiques individuelles (Arthur, 1994; Batt et al., 2002; Guthrie, 2001; Morissette et Rosa, 2003).

Donc, en nous inspirant des conclusions de l'étude de Larose (2003), on pourrait envisager que les investissements en formation non jumelés avec d'autres pratiques pourraient accroître le roulement volontaire de la main-d'œuvre.

En bref, les travaux recensés dans cette section présentent deux limites. La première a trait à l'horizon de recherche et la seconde au caractère possiblement endogène des pratiques. Les études susmentionnées s'appuient sur des données en coupes transversales au niveau des entreprises et par conséquent, ne permettent pas de tenir compte des effets fixes non observables propres à ces unités d'observation. Par exemple, d'autres caractéristiques liées à la culture de l'organisation ou encore à l'âge de l'entreprise pourraient possiblement influencer le taux de roulement volontaire des

employés. Par ailleurs, les études transversales n'accordent pas d'attention particulièrement au fait que certaines pratiques de gestion pourraient être endogènes au taux de roulement, ce qui aurait pour conséquence de biaiser les résultats obtenus et les conclusions tirées. Enfin, une des techniques disponibles pour corriger en partie ces limites est l'utilisation de données longitudinales.

Nous présenterons donc dans la prochaine partie, une sélection d'études longitudinales montrant l'apport possible de la formation sur le roulement de la main-d'oeuvre.

2.2 Les études longitudinales

Quelques précisions doivent être apportées, d'entrée de jeu, dans la présentation des études longitudinales recensées notamment au niveau des données utilisées et de l'effet de la formation sur le roulement.

La première précision concerne les données utilisées. Dans 10 des 11 études recensées, les chercheurs ont utilisé des données au niveau des individus. L'unique recherche retenue qui traite de l'effet de pratiques organisationnelles sur le roulement, à partir de données issues de firmes, ne tient pas compte de l'effet de la formation sur le roulement (Potter et Dowd, 2003). Un résumé de l'ensemble de ces travaux est disponible au tableau 11 en annexe.

La deuxième remarque traite, quant à elle, des indicateurs utilisés pour estimer l'effet possible de la formation sur le roulement de la main-d'oeuvre. Nous avons dénombré au total trois indicateurs de l'incidence de la formation soit : le type de formation (générale ou spécifique) dans 10 cas, le lieu où se déroule l'activité de formation (sur le lieu de travail ou à l'extérieur du lieu de travail) dans 3 cas ainsi que le mode de financement de la formation (financée par l'employeur ou non) dans 2 cas.

Ainsi, en tenant compte de ces informations, nous nous concentrerons dans cette section à la présentation des études qui considèrent l'effet potentiel de la formation sur le roulement des employés et ce, sans distinction quant aux indicateurs de roulement utilisés. Par ailleurs, afin de faciliter la compréhension des études de cette section, nous reprendrons la structure de présentation utilisée antérieurement pour les études transversales.

2.2.1 Les caractéristiques externes à l'entreprise

Comme nous l'avons vu antérieurement, certains facteurs extérieurs à la firme peuvent influencer la gestion du roulement de la main-d'œuvre. Nous présenterons dans cette section, les indicateurs liés aux alternatives disponibles sur le marché du travail qui peuvent encourager la mobilité des travailleurs ou encore restreindre leur mobilité.

Du point de vue d'un travailleur, la théorie du capital humain suggère que la mobilité sur le marché du travail ou encore le changement d'emploi est une transaction coûteuse. Les mouvements de main-d'œuvre seront volontaires uniquement si les bénéfices attendus seront supérieurs aux coûts associés au roulement (Ehrenberg et al., 2004). La firme de son côté tentera de minimiser les départs initiés par ses employés performants notamment en s'assurant de maintenir la rémunération offerte aux employés qu'elles souhaitent retenir, supérieure ou égale à celle offerte sur le marché du travail.

Ainsi, dans la même voie que les recherches transversales, les quelques études longitudinales qui traitent explicitement de ces caractéristiques présentent un constat global : plus les individus perçoivent qu'ils peuvent améliorer leur situation actuelle d'emploi en optant pour de meilleures opportunités disponibles sur le marché du travail, plus ces derniers seront susceptibles de quitter.

2.2.1.1 Les alternatives perçues

Les propositions théoriques antérieures de la théorie du capital humain suggèrent que lorsque les coûts de quitter un emploi sont faibles, plus les départs initiés par les employés seront nombreux. À ce titre, les entreprises qui sont concentrées sur un territoire donné offrent davantage de possibilités d'emploi et ce à peu de frais pour les individus (Parsons, 1972). Ces hypothèses sont confirmées notamment par les travaux de Veum (1995) et de Brunello et Gambarotto (2004). Les résultats obtenus par Veum (1995) montrent qu'une entreprise qui fait partie d'une structure organisationnelle à emplacements multiples affiche des taux de roulement plus faibles. Ces résultats peuvent être expliqués par le phénomène de la taille de l'employeur : les firmes de grandes tailles offrent davantage de possibilité de transferts et de promotions au sein même de l'organisation, créant ainsi un marché de travail interne propice à la mobilité intra-firme.

De même, les résultats obtenus par Brunello et Gambarotto (2004) suggèrent que la densité de l'activité économique locale, c'est-à-dire la concentration du nombre de travailleurs par kilomètre carré, facilite les mouvements de main-d'œuvre. Ils suggèrent que les opportunités de maraudage des employés sont plus élevées dans les marchés économiquement denses et conséquemment, que les taux de roulement sont plus élevés, réduisant d'un autre côté les retours attendus des employeurs en matière d'investissements en formation.

2.2.2 Les caractéristiques organisationnelles et structurelles

Les études longitudinales qui estiment l'effet de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre discutent également de certaines caractéristiques liées aux organisations. Au même titre que les études transversales, la présence syndicale et l'effet du salaire peuvent avoir un effet sur le roulement des employés.

Brièvement, rappelons que la théorie du capital humain prédit qu'un travailleur qui gagne un salaire faible aura plus de chances de quitter intentionnellement son emploi que s'il avait un emploi mieux rémunéré, toutes choses égales par ailleurs. À ce sujet,

l'étude de Salamin et Hom (2005) montre que les employés plus performants quittent s'ils ne sont pas rémunérés à la hauteur de leur productivité. Aussi, les résultats obtenus par Curhan et al. (2009) montrent que les concessions économiques liées au salaire accroissent l'intention de quitter. En d'autres mots, moins l'employé est satisfait de l'offre salariale de l'employeur, plus les chances de quitter volontairement son emploi pour une meilleure opportunité salariale seront élevées.

2.2.3 Les caractéristiques liées à la gestion des ressources humaines

Plusieurs pratiques et politiques de gestion des ressources humaines ont été identifiées comme ayant une influence sur roulement de la main-d'œuvre. Dans cette section, nous nous concentrerons sur l'effet de la formation. Comparativement aux études transversales, les indicateurs utilisés pour mesurer la formation sont tous de nature qualitative, soit : le type de formation, le mode de financement ou encore le lieu où se déroule l'activité de formation.

2.2.3.1 L'incidence de la formation sur le taux de roulement

Comme nous l'avons noté dans le cadre des recherches transversales et mis en évidence dans l'introduction, l'impact de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre est loin d'être clair, ce qui explique possiblement l'intérêt de la question des retours des investissements en formation à travers le temps. Par ailleurs, nous n'avons recensé aucune étude canadienne qui traite de la question de l'effet possible de la formation sur le roulement au sein des entreprises dans une perspective longitudinale. Nous présenterons donc des recherches issues principalement de données américaines ainsi que quelques unes utilisant des données longitudinales européennes. Au total, nous avons recensé deux études qui ne montrent aucun effet significatif de la formation sur le roulement (Brunello et Gambarotto, 2004; Curhan et al., 2009), cinq études qui montrent que la formation augmente le roulement de la main-d'œuvre ainsi que quatre travaux qui présentent une relation négative entre ces deux variables.

Par ailleurs, si l'on s'arrête aux indicateurs retenus pour estimer l'effet possible de la formation sur le taux de roulement, les études longitudinales montrent que la formation qui est davantage à caractère général ou encore celle qui n'est pas financée par l'employeur (où les coûts sont assumés en grande partie par l'individu) tend à accroître le nombre de départs à l'initiative des employés. La formation de type spécifique, quant à elle, semble plutôt associée à la réduction du roulement de la main-d'œuvre. Ces résultats tendent à confirmer les hypothèses de la théorie du capital humain quant à l'effet positif d'un partage du risque en matière d'investissement en formation spécifique. Comme nous l'avons vu antérieurement, ces propos sont également partagés dans la littérature empirique utilisant un devis de recherche transversal. Nous présentons donc les travaux retenus en fonction de ces deux tendances.

Tel que prédit théoriquement, l'acquisition de capital humain général est davantage un investissement assumé entièrement par l'individu. De ce fait, on pourrait s'attendre à ce que les retours attendus en matière de salaire et de productivité soient à l'avantage principalement de l'employé, étant donné que l'employeur n'a pas d'intérêt financier à déboursier pour ce type de formation.

Empiriquement, cinq travaux utilisant un devis de recherche longitudinal ont montré que la formation générale ou non financée par l'employeur augmentait le roulement volontaire. À ce sujet, la recherche de Veum (1997) ainsi que l'étude de Monks et Pizer (1998) utilisant des données américaines trouvent que la formation peut entraîner une hausse de la probabilité de quitter volontairement un emploi. Ainsi, les résultats obtenus par Veum montrent que la formation qui n'est pas financée par l'employeur (où les coûts totaux sont entièrement déboursés par l'employé) augmente la mobilité en emploi tout comme la formation suivie chez l'employeur précédent. Monks et Pizer ajoutent quant à eux, que les individus plus scolarisés, qui détiennent un bagage important de compétences générales, ont une plus grande probabilité de quitter volontairement leur emploi (voir [tableau 11](#)). C'est également les principaux résultats obtenus par Zweimüller et Winter-Ebmer (2000), Salamin et Hom (2005) ainsi que Zimmerman et Darnold (2007). Ils montrent que les employés performants et plus scolarisés sont plus susceptibles de quitter volontairement leur emploi que les autres

travailleurs. Les résultats de ces trois dernières études confirment l'une des propositions théoriques du capital humain à savoir que les activités de formation générale ont un impact positif sur le roulement de la main-d'œuvre.

Par ailleurs, nous présenterons ci-après les résultats de quelques études qui montrent que la formation de type spécifique a un effet négatif et significatif sur le roulement, dans le sens qu'elle réduit le nombre de départs volontaires à l'initiative des employés.

À ce titre, les résultats obtenus par Parent (1999) permettent de confirmer l'une des hypothèses de la théorie du capital humain, à savoir que les individus et les firmes qui acceptent de partager les coûts et les bénéfices de la formation réduiraient la possibilité d'une séparation coûteuse pour les deux parties⁶⁶. Ces résultats montrent qu'en contrôlant pour l'hétérogénéité inobservée avec la technique des effets fixes, que la formation en cours d'emploi (sur le lieu de travail) diminue davantage la probabilité de quitter (2,2 fois moins de chances de quitter) que si l'on ne contrôle pas pour les effets individuels avec la technique des moindres carrés ordinaires (1,3 fois moins de chances de quitter). La formation acquise à l'extérieur du lieu de travail réduit davantage la probabilité de quitter passant de 1,2 fois (sans contrôle pour l'hétérogénéité inobservée) à 2,0 fois lorsque l'on tient compte des effets spécifiques individuels avec la méthode à effets fixes. Par ailleurs, les résultats montrent que la formation qui a été acquise chez un employeur précédent est un facteur qui accroît la mobilité des travailleurs et ce, même en contrôlant pour l'hétérogénéité non observée.

L'étude de Parent (1999) permet aussi de documenter l'apport des données longitudinales dans les explications de l'effet de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre. À ce titre, les résultats montrent que l'impact de la formation a tendance à être sous-estimé lorsque l'on ne contrôle pas pour l'hétérogénéité non observée,

⁶⁶ Toutefois, il ne semble pas y avoir d'évidences empiriques que les salariés assument les coûts d'une formation plus générale en ayant un salaire de départ plus faible et un salaire plus bas durant la période de formation (Parent, 1999 :313).

puisque les coefficients sont plus petits avec la technique des moindres carrés ordinaires comparativement à ceux obtenus avec les effets fixes.

Dans la même voie, les résultats de Zweimüller et Winter-Ebmer (2000) montrent que les activités de formation spécifique offertes par l'employeur réduisent le roulement des employés. Tout comme Parent (1999), leurs résultats confirment les propositions théoriques de l'effet de la formation spécifique sur les départs volontaires, à savoir que si les employés partagent le risque associé aux investissements spécifiques en formation, leur intention de quitter en sera réduite. De plus, la probabilité de chercher un emploi volontairement est 1,8 % plus faible pour un employé formé, comparativement à un employé qui n'a pas reçu de formation et ce, peu importe le type de formation. Encore une fois, nous pouvons dire que la nature de formation offerte a des conséquences différentes sur le roulement au sein des firmes.

Enfin, l'étude de Green et Heywood (2007) montre que la formation spécifique sur les lieux de travail et financée par l'employeur réduit la probabilité de quitter la firme. Par contre, la relation entre la formation et l'intention de quitter des individus est mesurée indirectement par l'effet du partage des profits. Ils montrent aussi que la probabilité de quitter l'emploi est de 15,1 % plus faible au sein des firmes qui partagent les profits avec leurs employés, peu importe l'indicateur de formation utilisée (formation générale, spécifique, financée par l'employeur) et ce, en contrôlant pour les biais d'hétérogénéité et de simultanéité avec la méthode des effets fixes.

Du point de vue de la théorie du capital humain et de celle des ressources internes, l'acquisition de capital humain via les investissements en formation spécifique n'est pas en soi un avantage concurrentiel durable, puisque les firmes concurrentes peuvent finir par adoptées la même stratégie d'investissement. Pour certains chercheurs, la complémentarité des pratiques de gestion peut être un avantage stratégique dans la rétention de la main-d'œuvre (Huselid, 1995; MacDuffie, 1995).

Nous présenterons donc dans la prochaine section quelques études longitudinales qui traitent de l'impact d'un regroupement de pratiques, incluant la formation, sur le roulement volontaire.

2.2.3.2 L'effet combiné de la formation avec d'autres pratiques

Tout comme les devis transversaux, les recherches longitudinales ne permettent pas de confirmer à l'unanimité l'interaction possible entre différents facteurs, puisque nous avons recensé uniquement trois études longitudinales (Brunello et Gambarotto⁶⁷, 2004; Salamin et Hom, 2005; Zimmerman et Darnold, 2007) qui traitent de l'effet complémentaire de certaines pratiques sur le roulement individuel. De ces trois études, nous pouvons retenir que l'effet joint de facteurs explicatifs sur le roulement volontaire augmente la probabilité de quitter l'employeur actuel (dans 2 études) tandis que cette probabilité est réduite dans l'étude de Zimmerman et Darnold (2007). Toutefois, les résultats de ces trois études sont nettement insuffisants pour en tirer des conclusions généralisables. Une des raisons évoquées, c'est qu'elles ne réfèrent pas à un même regroupement de pratiques pour discuter de l'effet de la formation sur le roulement.

En résumé, les études longitudinales utilisant des données au niveau des individus montrent que la formation générale ou encore, celle qui est non financée par l'employeur (où les coûts sont totalement assumés par l'individu) accroît les départs à l'initiative de l'individu, dans 5 cas. La formation spécifique sur le lieu de travail semble, quant à elle, être un outil de rétention de la main-d'œuvre, dans 4 études. La littérature longitudinale recensée est donc vraiment partagée quant à l'effet de la formation, prise individuellement, sur le roulement au sein des entreprises.

⁶⁷Les résultats obtenus par Brunello et Gambarotto (2004), avec la technique des moindres carrés ordinaires pondérés, montrent que les firmes localisées dans des marchés de travail plus denses pourraient être dissuadées de financer des formations par le risque de voir leurs entreprises concurrentes débaucher leurs salariés formés, ces dernières augmentant ainsi leur niveau de productivité sans supporter les coûts de formation. Une hausse de l'offre de formation entraînerait une augmentation de la probabilité de quitter de 12,8 %. On peut interpréter ces résultats comme le fait que la concentration dans les marchés du travail favorise la qualité des appariements mais accroisse toutefois le roulement au sein de l'entreprise, ce qui peut être considéré comme un frein à l'effort de formation en entreprise. Par ailleurs, l'effet demeure en tenant compte des effets individuels avec la méthode des effets aléatoires.

Cependant, la prise en compte de l'hétérogénéité non observée des unités d'observation, notamment par l'utilisation d'un estimateur à effets fixes, fait en sorte d'augmenter la taille des coefficients représentant les impacts de la formation sur le roulement (Parent, 1999). En d'autres mots, le fait de ne pas contrôler pour les spécificités propres aux unités d'observation dans un contexte longitudinal, par exemple avec la technique des moindres carrés ordinaires, peut engendrer des résultats biaisés dans le sens que l'impact de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre peut être sous-estimé.

D'autre part, lorsque l'on s'intéresse à l'impact de la formation en tenant compte d'un regroupement de pratiques de GRH, on note que sur les 3 études estimant l'effet combiné de pratiques sur le roulement de la main-d'œuvre, deux travaux montrent que le roulement s'est accru. Encore ici, ces travaux sont en quantité insuffisante pour conclure à une relation positive entre un regroupement de pratiques, incluant la formation, et le roulement des employés.

Enfin, dans le cadre des travaux longitudinaux, il reste à savoir si les résultats obtenus quant à l'impact possible de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre du point de vue des individus, peuvent être un indicateur du comportement des firmes en matière de contrôle du roulement volontaire des employés.

2.3 La nature du roulement

Dans tous les modèles estimés, la variable dépendante représente le roulement de la main-d'œuvre. Ce concept peut être estimé par la voie de différents indicateurs tels que la probabilité de quitter, l'intention de quitter ou encore un taux de roulement. De ce fait, ces indicateurs peuvent mesurer deux types de mouvements de la main-d'œuvre, soit : les départs à l'initiative des employés que l'on appelle aussi roulement volontaire et, les départs à l'initiative de l'employeur qui font référence au roulement involontaire. Aussi, d'autres études partent du principe des coûts et des bénéfices associés au

roulement afin d'en distinguer des situations organisationnelles qui réfèrent à un roulement considéré comme optimal. Nous présenterons donc dans les prochaines sections trois dimensions du roulement, soit : volontaire, involontaire et optimale.

2.3.1 Le roulement volontaire et involontaire

Comme nous l'avons précisé en introduction, la distinction entre le caractère volontaire ou involontaire du roulement est nécessaire afin d'identifier les facteurs explicatifs de chacun des types de roulement. Toutefois, la distinction entre ces deux dimensions n'est pas nécessairement univoque, dans le sens que les départs initiés par les employés peuvent dissimuler une prétexte qui est à l'origine d'un comportement peu productif des employés. Par exemple, un employé peu performant pourrait décider de partir volontairement avant d'être renvoyé suite à une décision de l'employeur.

Nous avons recensé parmi les 23 études transversales uniquement cinq travaux qui utilisent une mesure globale du roulement de la main-d'œuvre, c'est-à-dire qui regroupe à la fois les départs initiés par l'employé (roulement volontaire) et ceux à l'initiative de l'employeur (roulement involontaire). C'est le cas des travaux de Arthur (1994), Guthrie (2001), Huselid (1995), Martin (2003) ainsi que Selden et Moynihan (2000).

Par ailleurs, cinq études discutent plutôt de la probabilité de quitter, de roulement actuel, du roulement optimal ou encore n'ont pas d'information sur le type de roulement (ex. Garino et Martin, 2007; Gritz, 1993; Sieben, 2007).

Comparativement aux études transversales présentées, les études longitudinales abordent quant à elles, davantage la décision d'un individu de quitter un emploi, plutôt que le taux de roulement et ce, dû probablement au données disponibles. Le fait d'étudier les individus plutôt que les firmes a donc un impact dans la manière de mesurer la variable dépendante. Dans ces travaux les auteurs retiennent comme indicateurs du roulement au sein des entreprises : la probabilité de quitter l'organisation

(dans 5 cas), l'intention de quitter (dans 4 cas) ainsi que l'engagement au travail dans une autre recherche. Toutefois, il est possible d'associer à ces divers indicateurs de roulement, un caractère volontaire puisqu'il semble que les échantillons d'individus étudiés réfèrent à la décision prise individuellement de quitter ou non l'entreprise. Comme nous pouvons le voir, au tableau 11 en annexe, neuf des onze études longitudinales répertoriées font référence au roulement de type volontaire. Les deux autres études quant à elles utilisent une mesure globale du roulement intégrant l'ensemble des départs qu'ils soient volontaires ou non.

2.3.2 Le roulement optimal

Une autre facette de l'étude du roulement qui est mise en évidence dans les modèles théoriques de Abelson et Baysinger (1984) et de Bluedorn (1982) est la situation d'équilibre possible entre les coûts associés au roulement de la main-d'œuvre et les coûts liés à la rétention des employés. Cette situation est représentée graphiquement par le point d'équilibre (e) aux figures 1 et 2 que nous avons déjà vues dans la section 1.2. Empiriquement toutefois, les études sont plutôt rares à ce sujet. En effet, nous n'avons recensé qu'une seule étude empirique qui traite de la question du roulement optimal au sein des entreprises en lien avec l'effort de formation. L'étude réalisée par Garino et Martin (2007) auprès d'un échantillon de 914 établissements britanniques définit le taux de roulement optimal comme le taux de roulement dans lequel un changement dans les composantes exogènes du roulement n'affectera pas les profits de l'entreprise. Un taux de roulement qui ne reflète pas cette définition, est considéré par les auteurs soit comme trop élevé ou encore trop faible. Les résultats obtenus par Garino et Martin (2007) montrent que la formation est positivement associée à un roulement « trop élevé ». Ces résultats suggèrent, selon nous, que les activités de formation seraient associées à un plus grand écart avec un optimum à atteindre.

Par ailleurs, il serait mal vu à notre avis de critiquer cette mesure du roulement optimal étant donné que l'estimation de l'optimum est restreinte dans le cadre des travaux traitant de l'effet possible des investissements en formation sur le roulement.

Toutefois, nous nous permettons un commentaire. Bien que les indicateurs retenus mesurent une perception, c'est-à-dire si le roulement observé au sein de l'entreprise est « trop élevé » ou encore « trop faible » (Garino et Martin, 2007), ces auteurs s'appuient implicitement, à notre avis, sur le modèle théorique de Bluedorn (1982)⁶⁸ qui départage une situation optimale, d'un scénario où il y a trop ou pas assez de roulement (voir les zones hachurées 1 et 2, dans la [figure 2](#)).

Étant donné qu'il y a peu d'indicateurs disponibles dans la littérature recensée pour mesurer un niveau optimal de roulement, nous réfèrerons dans la construction de notre modèle empirique, à une autre littérature récente qui traite du roulement optimal en lien avec la productivité des entreprises (ex. Harris et al., 2002; Siebert et Zubanov, 2009).

Par ailleurs, la question à savoir si les investissements en formation permettent à un employeur de se rapprocher d'un taux de roulement optimal ou de s'en éloigner, demeure en suspend dans littérature empirique utilisant un devis longitudinal.

À notre avis, cette lacune empirique permet de suggérer que l'impact de la formation devrait être estimé également en fonction de cette autre facette du roulement, ce qui permettrait d'en documenter l'ensemble des retours possibles au niveau des firmes.

2.4 La présence de biais potentiels

Deux remarques peuvent être faites aux études transversales⁶⁹. La première concerne la présence de spécificités individuelles non observables et la seconde a trait au caractère potentiellement endogène de la formation. Nous commencerons par discuter des effets individuels inobservés.

⁶⁸ Garino et Martin (2007) ne font aucunement mention dans leur cadre théorique ou encore dans leurs analyses au modèle de Bluedorn (1982).

⁶⁹ Note : Les critiques apportées ici sont essentiellement les mêmes que celles émises dans le cadre de notre premier article soit : le caractère potentiellement endogène de la formation et la présence d'hétérogénéité non observée.

Il se peut que les entreprises qui ont offert de la formation à leurs employés auraient de toute façon connu le même taux de roulement, sans avoir eu recours à des investissements en formation ou à d'autres pratiques organisationnelles pour réduire, ou encore contrôler la mobilité de leur main-d'œuvre performante vers d'autres firmes. Une des raisons qui permet d'expliquer ce résultat est le fait que certaines caractéristiques organisationnelles soient associées à des effets fixes qui ne sont pas contrôlés dans les études utilisant un devis de recherche transversal. À ce sujet, nous avons noté que les modèles à l'étude traitaient principalement des caractéristiques individuelles et s'adressent peu ou pas au rôle de l'organisation comme élément contribuant à la décision de quitter des employés (Guthrie, 2001; Peterson, 2004). En d'autres mots, ces études ne permettent pas de tenir compte des effets fixes⁷⁰ inobservés propres aux établissements qui peuvent influencer le taux de roulement. Ce biais potentiel, appelé hétérogénéité non observée, apparaît lorsque certaines variables d'intérêts censées influencer le roulement volontaire au sein des entreprises, ne sont pas observées et explicitement prises en compte dans les estimations.

Par ailleurs, l'estimation d'un modèle de l'impact de la formation sur le taux de roulement, dans un contexte longitudinal, peut être également entravée par les problèmes techniques soulevés dans les études à caractère transversal. Le problème des caractéristiques non observées, qui est commun à l'ensemble des études sur le taux de roulement utilisant des données transversales, peut être largement compensé (ou contrôlé) en utilisant des variations intra-firme (effets fixes) dans le taux de roulement et la formation, variations dont on peut tenir compte dans les données longitudinales mais qui ne sont pas disponibles dans les études transversales. À cet égard, l'étude de Green et Heywood (2007) tout comme les travaux de Brunello et Gambarotto (2004) et de Zweimüller et Winter-Ebmer (2000) recourent à la technique des effets fixes afin de contrôler pour l'hétérogénéité inobservée.

⁷⁰ Cependant, dans les travaux utilisant un devis de recherche longitudinal, la méthode à effets fixes ne semble pas être appropriée lorsque des sources d'endogénéité sont variables à travers le temps.

La deuxième remarque réfère au caractère endogène de l'effort de formation au sein des entreprises. Lorsque l'on parle d'endogénéité, on réfère aux valeurs d'une variable indépendante qui sont expliquées en partie par la variable dépendante. Par exemple, Wilson et Peel (1991) suggèrent que certaines caractéristiques liées à l'organisation telles que le stock de capital et la technologie peuvent être considérées comme possiblement endogènes, c'est-à-dire que les investissements réalisés pourraient être considérés comme un facteur explicatif du roulement des employés et que les départs initiés par les travailleurs expliquent aussi les investissements en formation réalisés au sein de l'entreprise.

Gritz (1993) suggère, quant à lui, que la présence d'endogénéité dans un modèle traitant de la probabilité de quitter ou non un emploi, peut être liée aux caractéristiques individuelles qui sont corrélées à travers le temps et qui affectent à la fois la participation à la formation (variable indépendante) et le roulement (variable dépendante).

Bien que très peu d'attention ait été accordée au fait que la formation puisse être endogène au taux de roulement, ce biais méthodologique est tout de même souligné dans la moitié des études transversales (ex. Garino et Martin, 2007; Guthrie, 2001; Martin, 2003; Selden et Moynihan, 2000). Toutefois, si aucune information n'est disponible sur l'année d'implantation des pratiques de formation ou encore sur la date à laquelle a eu lieu les investissements en formation, les chercheurs qui estiment des modèles à l'aide de données en coupe transversale au niveau de l'entreprise doivent recourir à des variables instrumentales pour prendre en considération l'endogénéité possible des effets de la formation sur les taux de roulement (Morissette et Rosa, 2003b). Seules les études longitudinales de Brunello et Gambarotto (2004) et de Zweimüller et Winter-Ebmer (2000) ont abordé cette question en intégrant dans leurs estimations des valeurs retardées (t-1 à t-2) pour la variable mesurant l'effort de formation, ce qui permet de corriger pour la simultanéité possible entre la formation et la probabilité de quitter.

2.5 Implications pour la présente recherche

Théoriquement, nous avons noté que certains facteurs tels que l'acquisition de capital humain, le modèle des coûts et des bénéfices associés au roulement ainsi que la structure du marché du travail devraient influencer différentes facettes du roulement de la main-d'œuvre.

On peut dès lors dégager cinq principales implications issues de la présentation de notre cadre théorique et des résultats empiriques antérieurs, pour les suites de notre recherche. Premièrement, l'acquisition de capital humain spécifique devrait inciter les individus à demeurer au sein d'une organisation afin de retirer un maximum de bénéfices associés à leurs investissements. Deuxièmement, les entreprises seraient plus enclines à investir dans ce type de formation, puisque le risque est partagé, et elles devraient être moins favorables à se défaire des employés performants et nouvellement formés. Troisièmement, si comme le prédit la théorie des ressources internes, le capital humain est considéré comme un atout stratégique et un avantage concurrentiel, alors l'employeur devrait investir dans différentes pratiques de travail pour minimiser les départs volontaires de sa main-d'œuvre performante. Quatrièmement, une entreprise investira dans les pratiques favorisant la rétention de sa main-d'œuvre tant et aussi longtemps que les bénéfices associés à la rétention seront plus élevés que ceux associés au roulement. Cinquièmement, d'une manière générale, plus la structure du marché du travail proposera des opportunités extérieures favorables à un emploi actuel plus le roulement des employés devrait être élevé, toutes choses égales par ailleurs.

Au niveau empirique, la formation peut affecter le taux de roulement de la main-d'œuvre de plus d'une façon. D'un côté, les études transversales montrent qu'il y a deux tendances dans les résultats obtenus. Premièrement, le type de formation a un effet sur le roulement, c'est-à-dire que la formation spécifique tend à réduire le roulement de la main-d'œuvre en favorisant la rétention des employés tandis que la formation générale tend à accroître le nombre de départs volontaires. Deuxièmement, les indicateurs généraux et quantitatifs tels qu'un ratio dépenses de formation sur la masse salariale

totale ou encore la proportion d'employés formés augmentent le roulement de la main-d'œuvre.

D'un autre côté, les résultats des études à caractère longitudinal demeurent partagés quant à l'effet de la formation sur le roulement, puisque 4 travaux montrent que la formation peut réduire le roulement tandis que 5 travaux trouvent le contraire. Par ailleurs, si l'on s'attarde au type de formation, les résultats des études longitudinales semblent confirmer l'hypothèse de la théorie du capital humain, à savoir que la formation de type spécifique réduit le roulement des employés au sein des firmes. Au terme de cette revue de littérature, nous pouvons retenir que le type de formation peut expliquer en partie les différences de résultats obtenus.

Aussi, en comparaison aux études transversales, les études longitudinales examinées abordent, quant à elles, une vision plus individuelle de la problématique du roulement dû notamment aux données disponibles, ce qui a un impact dans la façon de mesurer la variable dépendante.

De plus, les travaux s'intéressant à l'analyse de l'impact d'un regroupement de pratiques de travail montrent que les entreprises qui adoptent un ensemble de pratiques visant à réduire le roulement ou à retenir leurs employés ont plus de chances de noter que les investissements en formation réduisent le roulement. Ces résultats nous amènent donc à discuter des outils organisationnels qui peuvent être complémentaires aux investissements en formation afin d'expliquer le roulement du personnel. Au niveau empirique, en ce qui concerne l'effet joint de la formation et de certaines pratiques de ressources humaines dans l'estimation du roulement au sein des organisations, parmi les 34 études recensées, neuf d'entre elles présentent un modèle d'interaction avec des données en coupe transversale et quatre études traitent de la notion d'interaction entre certains facteurs au niveau longitudinal.

Quant au roulement proprement dit, nous avons noté, parmi l'ensemble des études recensées, avant l'année 2000, que seulement 6 travaux sur 14 avaient fait une distinction entre le roulement de nature volontaire et involontaire. Cette proportion est

plus importante à partir de l'année 2000 (13 études sur 20). Cette distinction nous apparaît nécessaire malgré les limites méthodologiques dans l'identification des déterminants de chacun des types de roulement. De ces études, un nombre limité s'intéresse notamment à comprendre pourquoi le roulement au sein des firmes peut être trop élevé ou trop faible, ainsi qu'à définir la notion d'optimalité du roulement. Il n'y a pas d'évidence empirique claire quant à l'effet possible de la formation sur l'atteinte d'un taux de roulement optimal au sein des entreprises, puisque seule l'étude de Garino et Martin (2007) s'intéresse à l'impact de la formation sur une mesure d'un taux de roulement optimal.

Au niveau de la méthode, la recherche actuelle sur le roulement de la main-d'œuvre s'appuie sur une méthodologie quantitative utilisant principalement des données au niveau des individus en coupe transversale (23 études sur 34) et sur des bases théoriques associées davantage à une perspective économique et managériale avec à la fois la théorie du capital humain et celle des ressources internes. À ce titre, on retient que les effets de la formation sur les départs initiés par les employés au sein des entreprises peuvent s'avérer biaisés par deux problèmes techniques tels que l'hétérogénéité non observée des unités d'observation et le caractère possiblement endogène de la formation. Toutefois, ces problèmes techniques sont loin d'être solutionnés empiriquement, puisque les études consultées font un étalage de diverses techniques d'estimations (tableaux 10 et 11) telles que l'utilisation de variables instrumentales, le recours aux effets fixes ou encore l'utilisation d'une structure de retards pour corriger ces sources de biais potentiels. Or, il ne semble pas y avoir de préférences confirmées dans le choix de la technique à utiliser dans le cas de ces biais d'estimations. Les résultats des travaux empiriques laissent entendre toutefois que le recours aux données longitudinales permet de corriger diverses sources de biais dans l'estimation des coûts et des bénéfices associés à la formation dans un contexte de roulement de main-d'œuvre. Pour y parvenir, il faut dépasser les limites méthodologiques actuellement en utilisant des estimateurs de qualité afin de contrôler pour les biais possibles associés au caractère potentiel endogène de certaines pratiques de travail, telle que la formation et, aux caractéristiques idiosyncrasiques des unités

d'observation, dans le cas qui nous concerne, les firmes. On dépasserait ainsi la vision statique actuelle pour parvenir à une évaluation dynamique du comportement des firmes en matière de rétention de la main-d'œuvre et ce, notamment dans l'atteinte d'une mesure de roulement optimal des employés.

2.6 Conclusion

En résumé, nous pouvons retenir que la façon dont les coûts et les bénéfices des investissements en formation sont partagés entre l'employeur et l'employé aura des conséquences différentes sur le niveau de roulement au sein des firmes. À ce titre, l'approche des coûts et bénéfices permet de conceptualiser le lien entre l'effort de formation, la performance et le roulement.

À la lumière de ces travaux théoriques, et en nous inspirant de Greenhalgh et Mavrotas (1996), nous pouvons dire que le financement de la formation est sujet à l'attrition dû à la mobilité des employés sur le marché du travail. En l'absence de politiques ou de pratiques pour redresser cette externalité positive, on peut alors s'attendre à un sous-investissement en formation, conséquence d'un roulement « excessif » puisque la firme ne sera pas en mesure de capter les retours de cet investissement. Par extensions d'idées, les ensembles d'outils (ex. investissements en formation, environnement technologique, pratiques de rémunération, présence d'un service de ressources humaines, qualité du climat de travail) mis en place par les firmes devraient générer des retours en matière de réduction du roulement volontaire et d'atteinte d'un équilibre.

Ainsi, l'approche des coûts et bénéfices demeure pertinente dans la modélisation théorique des déterminants du roulement volontaire et d'une mesure du roulement optimal, puisque chacune des actions mises de l'avant par un employeur devra être justifiée par une raison économique.

Il convient par ailleurs de noter que les études empiriques antérieures ont permis de mettre en évidence quatre idées pour structurer notre analyse des comportements des

firmes en matière de roulement de la main-d'œuvre. D'abord, pour estimer le plus adéquatement possible les efforts de formation au sein des entreprises canadiennes, il faut réfléchir préalablement aux problèmes techniques liés aux caractéristiques propres aux firmes et à l'endogénéité de la formation avec le roulement, et ce afin d'assurer une qualité dans les estimations. Dans un deuxième temps, la disponibilité des données longitudinales au niveau des firmes permet d'approfondir les effets individuels et combinés des caractéristiques organisationnelles et structurelles qui sont susceptibles d'influencer le roulement au sein des entreprises. Nous contribuerons aussi à l'analyse du roulement de la main-d'œuvre par l'utilisation de données de panel sur les dépenses en formation, pour une période de sept années consécutives, issues d'un questionnaire réalisé auprès d'employeurs dans le cadre de l'EMTE. Enfin, une autre contribution de la présente recherche est l'intérêt porté à deux facettes du roulement de la main-d'œuvre, soit : une mesure du roulement volontaire des employés et une mesure du roulement optimal en lien avec les investissements en formation.

La section suivante permettra de compléter ce plan de travail au niveau de la méthode.

3. Méthodologie

Durant les dernières décennies, plusieurs essais ont été effectués pour trouver une fonction qui permet de décrire adéquatement ou d'estimer la distribution des employés qui quittent versus ceux qui restent au sein de l'organisation (Clowes, 1972). Dans le cadre de notre premier article, nous nous sommes intéressés à la productivité comme indicateur de performance organisationnelle. Dans le cadre de ce deuxième article, nous retiendrons comme variables dépendantes, deux facettes du roulement : le taux de roulement volontaire et le taux de roulement optimal. Il a été primordial, selon nous, de vérifier dans un premier temps, si la formation avait un impact sur la productivité des entreprises, avant de vérifier son impact sur la rétention du personnel.

En nous inspirant des travaux théoriques de Abelson et Baysinger (1984) qui permettent d'identifier certaines caractéristiques qui peuvent influencer le partage du risque liés aux coûts et bénéfices du roulement, et de l'étude de Selden et Moynihan (2000) qui identifie des déterminants du roulement, nous retiendrons une fonction simplifiée, telle qu'elle est présentée à l'équation (1), précisant que le taux de roulement (T) est fonction de trois types d'intrants⁷¹ : les caractéristiques organisationnelles et structurelles (O), les caractéristiques externes à la firme (E) et les caractéristiques liées à la GRH (G) ainsi qu'un paramètre d'échelle (A) :

$$T = AEOG \quad (1)$$

Notre analyse dans cet article s'inscrit dans le cadre de la littérature antérieure en supposant que nous pouvons caractériser une firme i à l'année t par un modèle de roulement volontaire où chaque facteur inscrit en (1) comporte une variable empirique qui lui correspond, soit :

$$T_{it} = A_{it} E_{it}^{\alpha} O_{it}^{\beta} G_{it}^{\delta} X_{it}^{\gamma} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Où $i = 1, \dots, N$

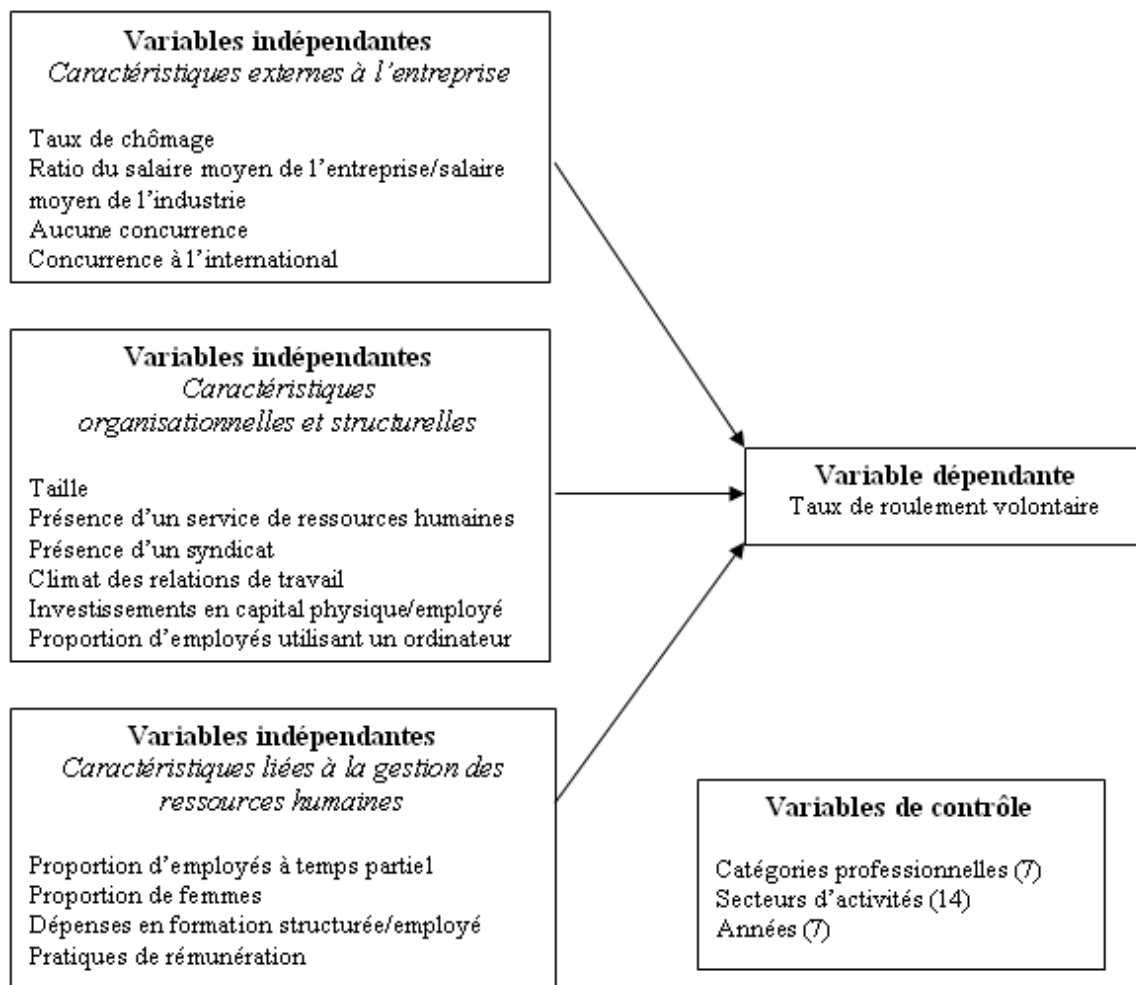
$t = 1, \dots, T$

α ; β ; δ ; γ sont des paramètres à estimer.

ε_{it} est le terme résidu.

L'ensemble de notre modèle empirique est également illustré à la [figure 5](#). Pour mieux le comprendre, nous nous attardons dans la prochaine section à la description des différentes variables qui le constituent.

⁷¹ Pour tenir compte de l'effet de l'inflation sur les variables nominales, nous avons déflaté les valeurs par l'indice annuel des prix à la consommation pour le Canada (où 1992=100), tel que reporté par Statistique Canada (Tableau CANSIM no 326-0002).

Figure 5 : Modèle empirique du roulement volontaire au sein des entreprises

3.1 Description du modèle de recherche : le taux de roulement volontaire⁷²

D'abord, la variable dépendante (T_{it}) représente le taux de roulement volontaire de la main-d'œuvre défini par le rapport entre le nombre de départs volontaires sur l'effectif total au sein de l'organisation⁷³. Le taux de roulement volontaire est fonction de caractéristiques externes à la firme (E_{it}), de caractéristiques organisationnelles (O_{it}), de caractéristiques liées à la gestion des ressources humaines (G_{it}), d'un ensemble de variables de contrôle (X_{it}), ainsi qu'un paramètre d'échelle (A_{it}).

Nous détaillerons ci-dessous les différentes composantes de ces trois types de caractéristiques.

Les conditions associées au marché du travail, que nous qualifierons de **caractéristiques externes à l'entreprise (E_{it})**, semblent influencer profondément le roulement de la main-d'œuvre, dans le sens, que les employés sont plus susceptibles de quitter si les opportunités à l'extérieur de l'organisation offrent des avantages par rapport à l'emploi actuel (Winterton, 2004). Nous retiendrons quatre indicateurs. D'abord, le taux de chômage qui est mesuré par le nombre de chômeurs⁷⁴ exprimé en pourcentage de la population active⁷⁵, devrait être négativement associé au roulement, tant que le marché du travail offre des alternatives intéressantes à l'emploi actuel. Toutefois, la relation obtenue dans certaines études empiriques antérieures entre le taux de chômage et le taux de roulement n'est pas si nette : Wilson et Peel (1991) obtiennent

⁷² Pour une référence aux questions utilisées et aux extraits du questionnaire à l'intention des employeurs relatifs à l'EMTE, voir l'**appendice A** à la fin de la thèse.

⁷³ Cette mesure du taux de roulement volontaire est inspirée des travaux de Arthur (1994) et de D'Arcimoles (1997). Comparativement à certaines études recensées dans le cadre de notre revue de littérature (voir tableaux 10 et 11, en annexe), les données utilisées dans le cadre de cet article nous permettent de distinguer entre le roulement volontaire et involontaire.

⁷⁴ « Les chômeurs sont les personnes qui, durant la semaine de référence, n'avaient pas de travail, étaient disponibles pour travailler et avaient été mises à pied temporairement, avaient cherché un emploi au cours des quatre dernières semaines ou devaient commencer un emploi au cours des quatre prochaines semaines » (Statistique Canada, Indicateurs de mieux-être au Canada, définition – taux de chômage).

⁷⁵ Indicateurs de mieux-être du Canada, Taux de chômage, Canada 1999 à 2006 (en pourcentage de la population active), Revue chronologique de la population active 2007 (tableau Cd1T46an), Ottawa, Statistique Canada, 2008 (no au catalogue : F1F0004XCB).

une relation inverse entre ces deux variables, tandis que les résultats d'estimation de Selden et Moynihan (2000) montrent une relation positive et Martin (2003) ne trouve pas de relation significative. Le ratio de salaire est, quant à lui, mesuré par le rapport entre le salaire moyen au sein de l'entreprise sur le salaire moyen de l'industrie. Nous avons calculé le salaire moyen au sein de l'établissement à partir de la masse salariale déclarée par l'employeur divisée par l'effectif total au sein de la firme. Le salaire moyen de l'industrie, quant à lui, a été calculé à partir de la masse salariale de l'industrie divisée par l'effectif total au sein d'un même secteur d'activité. Précisons que l'effet du salaire a été considéré par peu d'études utilisant des données au niveau de la firme ou de l'industrie (Abowd et Kramarz, 1999; Martin, 2003).

Théoriquement, pour comprendre l'effet du taux de chômage et du salaire sur le taux de roulement, nous devons faire référence à la théorie du salaire d'efficience (Salop, 1979). L'hypothèse principale de cette théorie veut que les employeurs ne pouvant connaître exactement l'effort fourni par les employés payeront un salaire un peu plus élevé que celui du marché, traduisant une hausse de la productivité des employés et une baisse possible du roulement (Cahuc, 2001). La littérature empirique consultée qui traite de l'effet d'un salaire relatif ou encore du taux de chômage (Lynch, 1991; Monks, 1998; Selden et Moynihan, 2000; Wilson et Peel, 1991) fait indirectement référence à ces notions théoriques. Ainsi, nous pouvons nous attendre à ce que plus les possibilités à l'extérieur de la firme soient considérées attrayantes pour les employés, plus le taux de roulement volontaire sera élevé.

Nous prendrons aussi en considération le fait d'être en concurrence à l'international (=1 si l'entreprise a des concurrents directs au niveau international ou 0 autrement) ainsi que le fait de ne pas être en concurrence (=1 si l'entreprise n'a pas de concurrents directs ou 0 autrement)⁷⁶.

⁷⁶ À noter que les variables de concurrence n'ont pas été incluses dans le modèle de base, mais ont été ajoutées par la suite pour vérifier la robustesse du modèle.

De plus, six indicateurs regroupés sous les **caractéristiques organisationnelles et structurelles (O_{it})** peuvent avoir un effet sur le roulement volontaire. Ainsi, la taille est mesurée par l'effectif total au sein de la firme. La présence d'un service des ressources humaines (=1 si présence ou 0 autrement), la présence d'un syndicat (=1 si présence ou 0 autrement) et le climat de travail (=1 si les relations patron-employés sont considérées comme bonnes) sont toutes des variables représentées par des variables dichotomiques.

Il faut noter également que la perception du climat de travail est une variable proxy qui permet à l'employeur de constater si les relations de travail au sein de son entreprise sont réellement « bonnes ».

De même, dans l'optique théorique que la gestion des ressources humaines puisse être considérée comme un atout stratégique pour les entreprises permettant de mettre en place des systèmes de pratiques pouvant réduire le roulement (Arthur, 1994; Batt, 2002; Guthrie, 2001), nous pensons que ce n'est pas tant le fait que le service soit présent ou non au sein de l'entreprise, mais plutôt la capacité qu'il a de mettre en place des pratiques de rétention des employés performants. Plus grande sera cette capacité, meilleure sera la gestion des coûts associés à la perte d'employés compétents.

En ce qui concerne l'impact de la présence syndicale, il semble exister des évidences empiriques et théoriques au niveau des données individuelles, à savoir que le fait d'être membre d'un syndicat est associé à une propension plus faible de quitter. Cette attente est alimentée théoriquement par le modèle *voice-exit* de Freeman et Medoff (1984), dans lequel les syndicats réduisent le roulement en permettant aux travailleurs d'obtenir une meilleure répartition des composantes de leurs rémunération et conditions de travail. Par ailleurs, l'effet de réduction du roulement peut être attribuée aussi à l'habileté des syndicats de sécuriser des conditions de travail et ainsi, réduire le roulement en répondant aux préférences des travailleurs (Batt et al., 2002; Guthrie, 2001; Veum, 1997; Wilson et Peel, 1991). À l'instar de l'étude de Jalette et Bergeron (2002), on peut supposer qu'un bon climat dans les relations de travail peut améliorer la productivité et encourager la rétention des travailleurs. Nos données nous permettent de prendre en considération cette hypothèse, puisque nous mesurons l'effet de la présence

syndicale ainsi qu'une variable subjective de la qualité du climat de travail au sein des entreprises⁷⁷.

Ensuite, en nous inspirant de l'étude de Parsons (1972), nous utilisons à notre tour les investissements en capital physique mesurés par le total des dépenses en matériel et en équipement au sein des organisations par employé pour expliquer le taux de roulement volontaire au sein de la firme. Aussi, à la manière de Martin (2003), nous considérerons une variable de technologie représentant la proportion d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien. Nous pensons qu'un environnement dans lequel les employés utilisent en forte majorité un ordinateur dans leur travail quotidien permettrait de réduire le roulement volontaire à cause notamment, de la nouveauté et de l'attrait que présentent certaines de ces technologies.

Enfin, les **caractéristiques associées à la gestion des ressources humaines (G_{it})** pourraient influencer sur le taux de roulement volontaire. Nous retiendrons notamment la proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage) et la proportion de femmes (en pourcentage). Ces deux variables associées à des caractéristiques propres aux individus peuvent être considérés également comme des déterminants liés à la gestion du roulement de la main-d'œuvre, puisque les firmes peuvent adapter leurs pratiques en fonction des attributs de la main-d'œuvre.

Nous considérons également dans cette catégorie l'effet des investissements en capital humain qui sont représentés par un ratio des dépenses en formation structurée sur l'effectif total au sein de la firme. Dans le cas qui nous concerne, nous accordons une priorité particulière à cette variable. Nous devons aussi rattacher les investissements en formation avec les données disponibles empiriquement. Le questionnaire des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) permet de recueillir des données sur deux grandes catégories de formation : la formation structurée

⁷⁷ Le climat de travail est mesuré à partir de la question suivante : « Selon vous, les relations patron-employés sont-elles : Bonnes ? Satisfaisantes ? Médiocres ? » (EMTE, questionnaire employeurs 2005). Pour les fins d'estimations, nous considérons la qualité du climat de travail comme bonne (=1 ou 0 autrement). Nous reviendrons sur l'utilisation de cette variable lorsque nous traiterons de l'interaction possible entre les facteurs.

et la formation en cours d'emploi. Ainsi, que la formation soit à caractère générale ou spécifique, l'information disponible dans l'EMTE suggère plutôt une différenciation quant au caractère prédéterminé du contenu et au niveau des objectifs qui peuvent être évalués plutôt, que la division considérée théoriquement. Nous retiendrons également l'impact possible des pratiques liées à la rémunération (mesurée sur une échelle additive variant de 0 à 5, où 0 représente l'absence d'introduction de pratiques et 5 l'ensemble des pratiques introduites par la firme)⁷⁸. À titre d'exemple, les pratiques de rémunération représentent la somme de plusieurs pratiques où l'introduction d'une pratique dans l'emplacement est codée 1 (ou 0 autrement). Le résultat produit une somme variant de 0 à 5 indiquant la variation dans la mise en œuvre des pratiques au sein de l'entreprise⁷⁹.

L'équation estimée à partir de la spécification (2) inclura aussi un ensemble de variables de contrôle représentées par un vecteur (X_{it}). Ce vecteur inclut notamment : la proportion d'employés selon la catégorie professionnelle (où la valeur omise représente les travailleurs de production), les secteurs d'activités (où la variable omise représente le secteur du commerce de détail et autres services commerciaux)⁸⁰ ainsi que le temps. Finalement, le terme résiduel (ε_{it}) est composé par hypothèse de la somme de deux termes d'erreurs : le terme d'effet individuel μ_i invariable dans le temps et le terme d'erreur individuel μ_{it} variable dans le temps.

Nous préciserons dans la section suivante, la signification de nos attentes empiriques quant à l'effet de ces différentes caractéristiques sur le taux de roulement volontaire.

⁷⁸ Les pratiques de rémunération regroupent 5 indicateurs soit : Primes au rendement individuel, Systèmes de primes collectives, Régime de participation aux bénéfices, Rémunération au mérite ou rémunération en fonction des compétences et Régimes d'achat d'actions. L'ensemble de ces indicateurs sont de nature dichotomiques (=1 introduction de la pratique au sein de l'emplacement, 0 autrement).

⁷⁹ Les résultats quant aux mesures de la fiabilité (alpha de Cronbach) de ces variables (pratiques de rémunération) sont disponibles à l'annexe IV.

⁸⁰ Nous avons arrêté le choix à ce secteur d'activité, comme variable omise, puisqu'il représente le secteur le plus important en terme de proportion, soit 21,81 % des entreprises de notre échantillon.

3.2 Les attentes empiriques concernant le roulement volontaire

Nous pouvons résumer nos attentes empiriques à l'aide du tableau 2 ci-après. La première colonne représente l'ensemble des variables indépendantes introduites dans notre modèle de base (équation 2), la deuxième colonne représente les signes attendus des relations entre les variables explicatives et notre variable dépendante, le taux de roulement volontaire au sein des emplacements.

Tableau 2 : Tableau synthèse des attentes empiriques concernant le taux de roulement volontaire

Variables explicatives	Sens attendu des relations avec la VD
Variables externes à la firme	
◆ Taux de chômage	(-)
◆ Ratio salaire moyen de l'établissement/salaire moyen de l'industrie	(+)
◆ Aucune concurrence	(?)
◆ Concurrence à l'international	(?)
Variables organisationnelles et structurelles	
◆ Taille	(-)
◆ Présence d'un syndicat	(-)
◆ Perception d'un bon climat de travail	(-)
◆ Présence d'un service de ressources humaines	(-)
◆ Investissement en capital physique/employé	(-)
◆ Proportion d'employés utilisant un ordinateur	(-)
Variables associées à la GRH	
◆ Proportion d'employés à temps partiel	(+)
◆ Proportion de femmes	(+)
◆ Dépenses en formation structurée/employé	(-)
◆ Pratiques liées à la rémunération	(-)
Variables de contrôle	
◆ Secteurs d'activités (14) : Ind 1 Foresterie, extraction minière, période et gaz; Ind 2 Fabrication tertiaire à forte intensité de main-d'œuvre; Ind 3 Fabrication primaire; Ind 4 Fabrication secondaire; Ind 5 Fabrication tertiaire à forte intensité de capital; Ind 6 Construction; Ind 7 Transport, entreposage et commerce de gros; Ind 8 Communications et autres services publics; Ind 9 Commerce de détail et autres services commerciaux (référence); Ind 10 Finance et assurances; Ind 11 Services immobiliers et services de location; Ind 12 Services aux entreprises; Ind 13 Enseignement et services de soins de santé; Ind 14 Information et industries culturelles.	
◆ Catégories professionnelles (7) : Gestionnaire, Professionnels, Personnel technique et métiers, Commercialisation ou ventes, Personnel de bureau et administratif, Travailleurs de production (référence), Autres	
◆ Années (7)	

3.3 Description du modèle de recherche : le taux de roulement optimal⁸¹

La présentation des concepts théoriques et les résultats des études empiriques ont mis à l'avant scène la possibilité que la formation ait des effets sur une autre dimension du roulement soit : le roulement optimal. Tel que nous l'avons vu avec les illustrations des modèles théoriques de Abelson et Baysinger (1984) et Bluedorn (1982) aux figures 1 et 2 à la section 1.2, une situation optimale de roulement peut être représentée par le plus petit écart entre les coûts associés à la rétention de la main-d'œuvre (point a) et ceux associés au roulement (point b). En d'autres mots, moins l'écart entre les coûts de rétention et de roulement est grand, plus l'employeur se rapproche d'une situation d'équilibre ou d'un point optimal (point e).

De notre côté, les données disponibles dans le cadre de l'EMTE nous permettent d'explorer cette proposition en définissant une mesure d'optimum. Nous présenterons un peu plus loin l'opérationnalisation de cette mesure.

Ainsi, nous reteindrons un second modèle permettant d'estimer particulièrement l'effet de certaines caractéristiques organisationnelles et structurelles sur une mesure du taux de roulement optimal au sein des entreprises.

Pour les fins de ces estimations et parce que l'on veut connaître les facteurs sur lesquels une firme peut agir afin d'atteindre un roulement optimal, nous présentons les variables retenues ainsi que les estimations réalisées sous le vocable « outils organisationnels ». Pour ce faire, nous concentrerons nos efforts analytiques sur les variables suivantes : la présence d'un syndicat, la perception du climat de travail, les dépenses en formation structurée par employé, l'adoption de pratiques liées à la rémunération ainsi que les dépenses en avantages sociaux par employé.

⁸¹ Pour une référence aux questions utilisées et aux extraits du questionnaire à l'intention des employeurs relatifs à l'EMTE, voir l'**appendice A** à la fin de la thèse.

En supposant que nous pouvons caractériser une firme i à l'année t par un modèle analysant une seconde facette du taux de roulement soit une mesure d'un optimum à atteindre, nous pouvons réécrire l'équation (2) comme suit :

$$TO_{it} = A_{it} E_{it}^{\alpha} O_{it}^{\beta} G_{it}^{\delta} X_{it}^{\gamma} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Où $i = 1, \dots, N$

$t = 1, \dots, T$

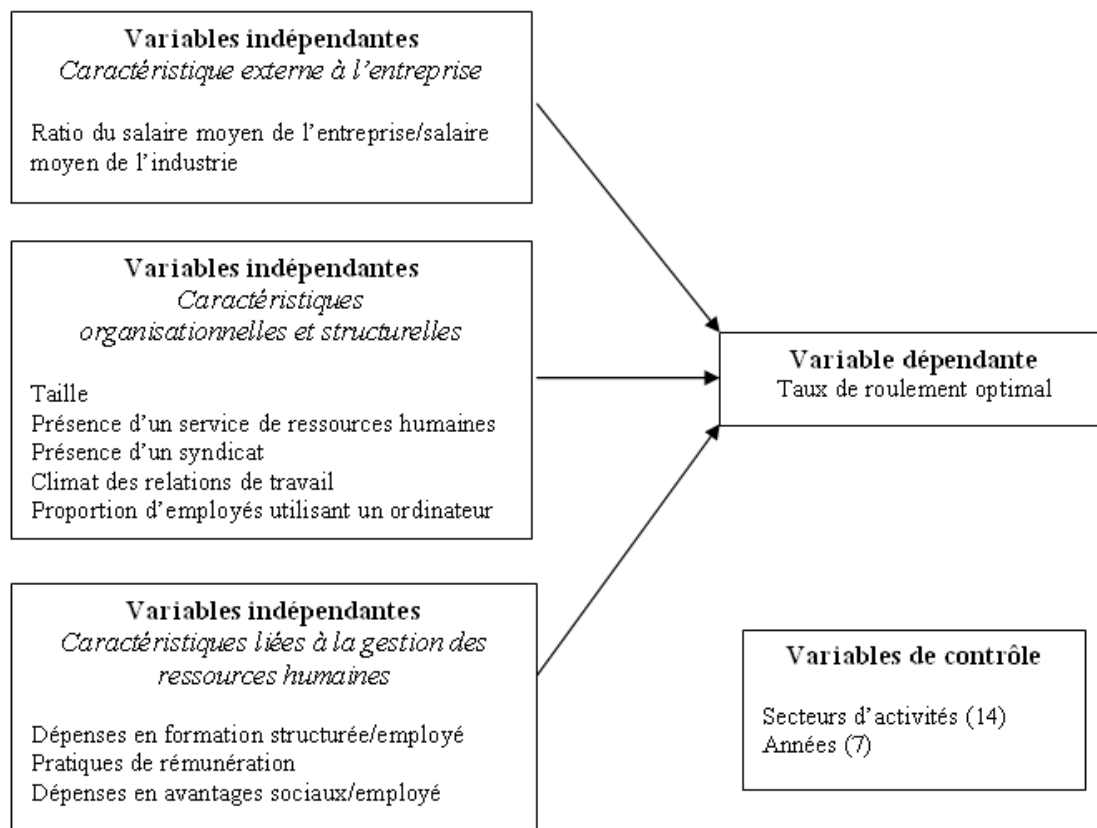
α ; β ; δ ; γ sont des paramètres à estimer.

TO_{it} représente notre mesure du roulement optimal

ε_{it} est le terme résidu.

L'ensemble de notre modèle empirique est également illustré à la [figure 6](#). Pour mieux le comprendre, nous précisons dans la prochaine section la description de ses différentes composantes.

Figure 6 : Modèle empirique du roulement optimal au sein des entreprises



D'abord (TO_{it}) représente le taux de roulement optimal de la main-d'œuvre mesuré à partir de la racine carrée de l'écart entre le taux de roulement volontaire au sein de la firme et le taux moyen de roulement volontaire au sein du secteur d'activité (voir annexe I pour la construction de cette variable). Notre mesure du taux de roulement optimal est une variable proxy du concept théorique présenté par Abelson et Baysinger (1984). Nous retiendrons l'explication associée à la minimisation des coûts associés au roulement pour l'employeur afin d'en dégager les déterminants qui permettront de se « rapprocher » ou de « s'éloigner » d'une situation d'optimalité. Par ailleurs, notre mesure de l'optimal diffère aussi des estimations réalisées par Harris et al. (2002) ou

encore, celles de Siebert et Zubanov (2009)⁸² qui s'appuient théoriquement sur le modèle de Abelson et Baysinger (1984). Enfin, notre mesure de l'optimum est plus précise que la mesure utilisée par Garino et Martin (2007), puisque cette dernière réfère essentiellement à un caractère dichotomique présentant un roulement trop élevé ou trop faible (voir tableau 10, en annexe).

Par ailleurs, nous n'avons pas d'attente particulière quant à l'effet de la formation sur l'écart possible entre le taux de roulement volontaire au sein de l'emplacement et celui du secteur d'activité, en d'autres mots sur notre mesure du taux de roulement optimal, principalement à cause de la faible quantité d'études empiriques disponibles à ce sujet, et à l'absence d'un lien clairement établi théoriquement entre les efforts de formation et le critère d'optimalité du roulement.

Nous envisageons toutefois que la valeur moyenne du taux de roulement représente l'optimum à atteindre. Ainsi, un signe positif devant le coefficient de la variable de formation suggérera un plus grand écart avec l'équilibre à atteindre, tandis qu'un signe négatif devant le coefficient de la variable de formation proposera plutôt que l'on se rapproche d'un optimum ou encore, que l'écart entre le taux de roulement volontaire moyen de la firme et celui du secteur d'activité diminue.

Cette interprétation quant au sens de la relation entre les investissements en formation structurée par employé et le taux de roulement optimal s'appliquera à l'ensemble des outils organisationnels dans le cadre de ces estimations.

En ce qui concerne les variables explicatives du modèle, nous retiendrons les dépenses en avantages sociaux par employé, les pratiques liées à la rémunération⁸³, la présence d'un service de ressources humaines (=1 si présence d'un service des ressources humaines distinct formé de plus d'une personne ou 0 autrement), la présence

⁸² Les recherches de Harris et al., (2002) ainsi que de Siebert et Zubanov (2009) traitent du taux optimal de roulement comme une variable explicative afin d'expliquer la productivité des entreprises.

⁸³ Nous testons l'impact de deux indicateurs différents de rémunération soit : dans un premier modèle, les dépenses en avantages sociaux et dans un autre modèle, l'effet des pratiques de rémunération. Cette différenciation est intéressante selon nous, puisqu'elle permet de mesurer l'effet d'une dépense comparativement à l'effet d'un nombre de pratiques implantées au sein des entreprises.

d'un syndicat (=1 si présence syndicale ou 0 autrement), le climat de travail (=1 si les relations patron-employés sont considérées comme bonnes), la proportion d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien, un ratio (en pourcentage) du salaire moyen de l'entreprise/salaire moyen du secteur d'activité et un vecteur composé d'un large éventail de variables de contrôle.

3.4 Les attentes empiriques des outils organisationnels

Nos attentes empiriques pour l'estimation d'un taux optimal de roulement sont résumées à l'aide du tableau 3 ci-après. La première colonne présente les outils organisationnels introduits dans notre modèle, la deuxième colonne représente les signes attendus des relations entre les variables explicatives et notre variable dépendante, le taux de roulement optimal au sein des emplacements.

Tableau 3 : Tableau synthèse des attentes empiriques concernant l'effet des outils organisationnels sur le taux de roulement optimal

Outils organisationnels	Sens attendu des relations avec la VD
◆ Présence d'un syndicat	(+)
◆ Perception d'un bon climat de travail	(-)
◆ Dépenses en formation structurée/employé	(-)
◆ Pratiques liées à la rémunération	(-)
◆ Dépenses en avantages sociaux/employé	(-)

3.5 Plan d'estimations

Pour étudier l'effet des investissements en formation sur différentes facettes du taux de roulement, les chercheurs devraient idéalement utiliser des ensembles de données longitudinales. Nous présenterons dans cette section les analyses prévues pour estimer dans un premier temps, l'effet des dépenses en formation structurée par employé sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises et dans un second temps,

l'impact de ces investissements et de d'autres outils organisationnels sur une mesure du taux de roulement optimal.

Pour avoir une vue complète des effets possibles de la formation sur le taux de roulement volontaire des entreprises, nous devons d'abord estimer l'équation (2) par la technique des moindres carrés ordinaires (MCO).

Jusqu'à présent, comme nous l'avons vu avec la recension des écrits, la plupart des études consultées (23 études sur 34) utilisent des données transversales qui posent deux problèmes méthodologiques, soit : l'hétérogénéité non observée (au niveau technique que l'on appelle effets fixes) et le caractère possiblement endogène de la formation. Pour tenir compte des réserves associées au caractère potentiellement endogène de la formation, nous proposons de vérifier au préalable le caractère prédéterminé ou endogène de la formation dans le cadre de nos estimations sur le taux de roulement volontaire. Comme nous l'avons clairement précisé dans notre premier article, il est profitable de réaliser plusieurs types d'estimations, car la nature de l'endogénéité affectera le choix des estimateurs. Si on suppose que les variables explicatives ne sont pas corrélées avec le terme d'erreur, les estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) avec la méthode à effets aléatoires (RE), et des moindres carrés généralisés seront non biaisés et efficaces⁸⁴. Dans ce cas, parmi les options envisagées pour contrôler le caractère endogène des déterminants du roulement, incluant la formation, on trouve l'usage de variables instrumentales (IV), des effets aléatoires (RE) ou fixes (FE), la correction pour l'autocorrélation de premier ordre (AR1) ainsi que le recours à des sources de données longitudinales⁸⁵.

Subséquentement, en se référant aux discussions théoriques et empiriques précédentes, nous faisons d'abord l'hypothèse que la formation (F_{it}) est endogène. Nous proposons de vérifier le caractère endogène de F_{it} grâce au test de Nakamura Nakamura

⁸⁴ Pour une discussion détaillée des hypothèses liées à ces techniques d'estimations, voir Wooldridge (2002) et notre premier article composant la présente thèse.

⁸⁵ Une difficulté avec l'utilisation des méthodes longitudinales est que si l'impact des programmes de formation s'étend sur plusieurs années (Bartel, 2000) l'hypothèse d'exogénéité stricte ne sera pas respectée et il faudra alors utiliser des modèles dynamiques d'analyse de données de panels.

(Nakamura et Nakamura, 1981; 1998). Dans le cadre de cette démarche, nous utilisons la valeur antérieure d'une année ($t-1$) comme instrument de F_{it} . Ce test permettra par la suite de confirmer ou non cette proposition.

Toujours dans le contexte d'un devis à caractère longitudinal, la question de l'hétérogénéité non observée a été également soulevée. Comparativement aux études transversales où les régressions effectuées ne permettant pas de corriger pour l'hétérogénéité des unités d'observation (puisqu'elles fournissent des informations sur les comportements moyens dans l'échantillon), les données longitudinales, quant à elles, prennent en considération le problème lié à l'hétérogénéité en prévoyant des variables spécifiques pour les unités d'observation, dans notre cas, les firmes (Gujarati, 2004). Nous pouvons contrôler pour une partie de l'hétérogénéité des firmes en incluant les variables mentionnées auparavant sous le vecteur X_{it} dans l'ensemble de nos estimations. Toutefois, il n'est pas réaliste de penser que l'introduction du vecteur X_{it} permet de corriger complètement cette hétérogénéité, mais peut néanmoins en réduire l'effet, puisque nos variables d'intérêt doivent être indépendantes des variables de contrôle.^{86,87}

Tout comme pour le caractère potentiellement endogène de la formation, nous pouvons user de différents estimateurs pour tenir compte du biais lié à ce problème. À cet effet, les modèles à effets aléatoires (RE) et fixes (FE) permettent donc de prendre en considération les notions d'hétérogénéité individuelle et temporelle des données⁸⁸. Comme nous l'avons vu antérieurement, c'est grâce à cette double dimension propre aux études longitudinales que l'on peut souhaiter capturer les effets non observables propres aux entreprises à travers le temps, qu'ils soient aléatoires ou fixes⁸⁹. Ainsi, on peut dire qu'un effet est dit « fixe » si on ne fait aucune hypothèse sur sa relation avec les autres

⁸⁶ Cette observation a déjà été soulevée par Martin (2003) dans la discussion des problèmes méthodologiques associés à l'impact de la formation au sein des entreprises.

⁸⁷ Note : Nous avons repris, pour l'explication de l'hétérogénéité non observée, sensiblement la même formulation utilisée dans le cadre de notre premier article.

⁸⁸ Ces notions ne peuvent être complètes sans l'énoncé des hypothèses propres à ces effets. À ce sujet, voir la discussion présentée dans le cadre de notre premier article, dans la section *Méthodologie*, sous la rubrique *Plan d'estimations*.

⁸⁹ Pour l'ensemble des estimations réalisées, nous avons modélisé l'hétérogénéité temporelle en introduisant une variable dichotomique par année à l'exception de l'année la plus récente. Ainsi, les variables dichotomiques de temps permettent de capter une partie des changements qui ne peuvent être interprétés par l'une ou l'autre des variables explicatives de notre modèle. Pour une discussion complète liée à l'application des effets fixes et aléatoires, voir Siebert et Zubanov (2009).

variables indépendantes, tandis qu'un effet est dit « aléatoire », s'il convient de modéliser cette relation (Arellano et Honoré, 2001). Ce questionnement concernant les effets corrélés a conduit au test de Hausman (1978)⁹⁰. Ce test de spécification permettra de vérifier la présence d'effets individuels et de déterminer si ces effets peuvent être modélisés aléatoirement ou non.

À la lumière de cette discussion empirique et théorique, nous nous attendons à préférer un modèle de roulement dans lequel les caractéristiques individuelles des firmes et temporelles des données seront considérées comme aléatoires, puisque le comportement des firmes en matière de roulement de main-d'œuvre devrait davantage varier entre les établissements qu'à l'intérieur d'un même établissement.

Par ailleurs, une fois que nous aurons déterminé la présence d'effets individuels propres aux unités d'observation, nous devons vérifier l'homogénéité de la variance de l'échantillon ainsi que l'absence de corrélation entre les résidus dans le temps. Dans l'éventualité d'un rejet de ces deux conditions, le choix de l'estimateur des moindres carrés généralisés faisables (FGLS)⁹¹ serait une voie envisageable, puisqu'il permet de corriger à la fois pour l'hétérogénéité du panel et l'autocorrélation d'ordre un (AR1) spécifique à chaque panel.

D'autre part, l'un des arguments disponibles dans les études sur le roulement est que, prises individuellement certaines pratiques n'ont pas nécessairement le même effet sur le roulement que lorsqu'elles sont regroupées (Brunello et Gambarotto, 2004; Guthrie, 2001; Zimmerman et Darnold, 2007). Il est utile de rappeler ici que le concept d'acquisition de capital humain n'est pas en soi un avantage compétitif permanent, puisque les firmes concurrentes peuvent finir par adopter les mêmes tactiques d'investissement. Pour qu'une entreprise puisse se différencier par rapport à une autre,

⁹⁰ Hausman propose une statistique de test qui est distribuée selon une Loi du Chi-carré. Généralement, on rejettera l'hypothèse nulle (de non corrélation, donc effets aléatoires) pour l'hypothèse alternative d'effets corrélés (effets fixes) quant la statistique excède un seuil de confiance de 95 % (Gujarati, 2004).

⁹¹ Nous avons retenu cette méthode d'estimation par rapport aux autres options présentées puisque nous ne pouvons pas écarter la possibilité qu'il y a présence d'autocorrélation dans les résidus, mais nous ne pouvons pas supposer que les coefficients de corrélation obtenus soient les mêmes pour l'ensemble des panels. C'est pourquoi nous supposons que les résidus de chacune des années sont hétéroscédastiques.

elle pourrait envisager l'interaction de certaines pratiques afin de retenir sa main-d'œuvre. En s'appuyant sur les arguments théoriques de Cappelli et Neumark (2001) et en nous inspirant de Morissette et Rosa (2003), nous précisons à priori les combinaisons de pratiques de travail étant donné qu'il y a peu d'indices empiriques quant aux pratiques qu'il convient de regrouper. Cette façon de faire évitera de trouver des résultats qui ne seraient pas forcément robustes. Nous retiendrons pour tester l'effet de regroupements de pratiques les variables suivantes : les investissements en formation structurée par employé, les investissements en capital physique par employé, les pratiques de rémunération, la présence syndicale et une mesure de la perception de bonnes relations de travail. En d'autres mots, on pourrait s'attendre à ce que l'interaction entre les dépenses en formation structurée par employé et les investissements en capital physique par employé tend à réduire le roulement volontaire, tout comme l'interaction entre les dépenses en formation structurée et les pratiques de rémunération. D'autre part, l'effet joint de la présence syndicale et de la perception de bonnes relations de travail devrait aussi réduire davantage le roulement de la main-d'œuvre que si l'on considère l'influence distincte de ces deux variables. À notre avis, et en nous inspirant de l'étude de Jalette et Bergeron (2002), cette hypothèse quant à l'effet complémentaire entre la présence d'un syndicat et la qualité des relations de travail suggère que ce n'est pas tant la présence du syndicat qui peut influencer le roulement de la main-d'œuvre mais plutôt son effet sur les pratiques de gestion adoptées par l'entreprise. Ces pratiques influenceront dans un autre temps les comportements et l'engagement des travailleurs.

En conséquence, on peut supposer qu'un regroupement de pratiques tend à réduire l'écart entre le taux de roulement moyen de l'emplacement et le taux de roulement moyen au sein du secteur d'activité. Si tel est le cas, alors la synergie entre les pratiques énoncées précédemment devrait permettre à l'employeur de se rapprocher d'un taux de roulement optimal.

Techniquement, pour valider l'hypothèse de complémentarité des investissements en formation avec d'une part, les investissements en capital physique par employé et d'autre part, avec les pratiques de rémunération mesurées sur une échelle

additive (variant de 0 à 5), nous incluons un terme multiplicatif⁹² pour chacune de ces combinaisons de pratiques. Comme nous l'avons présenté préalablement, nous nous intéressons également à l'interaction entre la présence d'un syndicat et le climat des relations de travail.

Ainsi, les effets modérateurs associés aux investissements en capital physique par employé, à l'introduction de pratiques de rémunération et à la qualité des relations de travail se vérifieront par les valeurs estimées des coefficients dans leur modèle de régression respectif. Puisqu'il est possible qu'il y ait une corrélation entre les résidus dans le temps, comme nous l'avons précisé précédemment, nous procéderons à une estimation de ces modèles en corrigeant pour l'autocorrélation de premier ordre AR(1) avec et sans l'option des moindres carrés généralisés faisables (FGLS). Comme nous l'avons présenté dans notre premier article, l'estimateur AR(1) a montré son utilité dans le passé pour corriger la corrélation des résidus dans le temps (Gujarati, 2004).

En résumé, nous retiendrons des fonctions dans lesquelles nous estimerons les variations du roulement selon deux cas de figures : le roulement de nature volontaire d'une part, et son écart avec notre mesure du roulement optimal, d'autre part. La distinction de ces deux facettes est nécessaire, selon nous, pour bien comprendre la problématique du roulement au sein de l'entreprise qui conditionnera aussi un choix de meilleures pratiques ou de meilleurs outils organisationnels pour atteindre de meilleurs résultats sur le plan de la gestion de la main-d'œuvre. Pour estimer adéquatement l'effet de la formation sur le taux de roulement, nous devons traiter préalablement de deux biais techniques, soit : l'hétérogénéité inobservée entre les entreprises et le caractère possiblement endogène des décisions prises en matière de formation. Dans le cadre de nos estimations, l'usage de différents estimateurs s'offrent à nous pour tenter de contrôler ces sources de biais tels que : l'usage de données longitudinales, les effets fixes et aléatoires, la correction pour l'autocorrélation de premier ordre et la prise en considération de l'hétérogénéité entre les panels.

⁹² C'est le principe de l'interaction statistique où des variables indépendantes peuvent avoir un effet différent de leur effet combiné en plus de leur effet indépendant.

Nous présenterons dans la prochaine section les données retenues dans le cadre de nos estimations.

3.6 Les données retenues pour les estimations

Nous utilisons les données issues de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE). Cette enquête développée par Statistique Canada offre des informations uniques puisqu'elles ne sont pas disponibles dans les banques de micro-données publiques. Dans cette étude, nous utilisons les variables du questionnaire de l'employeur. Pour réaliser nos estimations, nous utilisons les données actuellement disponibles concernant les milieux de travail de 1999 à 2005⁹³. Les statistiques descriptives pour l'ensemble des variables utilisées dans le cadre de nos estimations portant sur le taux de roulement volontaire sont reportées au tableau 4 en annexe.

Pour estimer nos modèles concernant l'impact de la formation sur le taux de roulement volontaire, nous travaillons avec un échantillon composé de 1621 firmes et de 11347 observations pour le Canada, présentant un panel balancé de sept années consécutives. Le nombre d'observations variera en fonction des spécifications ajoutées au modèle passant de 6175 observations pour un modèle des moindres carrés ordinaires dans lequel nous estimons l'impact de la formation sur le taux de roulement volontaire à 5267 observations lorsque nous tenons compte de l'impact des outils organisationnels sur le taux de roulement optimal avec l'estimateur des moindres carrés généralisés faisables. La variation du nombre d'observations peut être expliquée par trois critères⁹⁴. Ainsi, pour mesurer le caractère longitudinal des investissements en formation structurée sur deux dimensions du taux de roulement, nous avons retenu uniquement les

⁹³ Pour la description détaillée de la composition de l'enquête et pour connaître les principales restrictions imposées à notre échantillon, voir la section « *Les données retenues pour les estimations* » ainsi qu'à l'annexe I de notre premier article de thèse.

⁹⁴ Afin d'assurer une continuité logique dans l'ensemble des sujets traités dans le cadre de notre thèse soit : la productivité des firmes, le taux de roulement de la main-d'œuvre au sein des entreprises et les déterminants des investissements en formation, nous retiendrons les mêmes critères de sélection pour constituer chacun de nos échantillons. Donc, nous travaillons avec le même échantillon de départ pour l'ensemble de notre recherche.

établissements que nous pouvions suivre durant sept années consécutives soit de 1999 à 2005. Rappelons que nous excluons également les organismes sans but lucratif ainsi que les emplacements qui rapportent des rendements financiers négatifs⁹⁵.

Dans la présente étude, la taille de l'établissement est déterminée selon l'effectif total au sein de l'emplacement. Les petits établissements comptent de 1 à 99 employés, les établissements de taille moyenne de 100 à 499 employés et les grands établissements, 500 employés et plus. Les statistiques descriptives (voir tableau 4) montrent, pour la période de 1999 à 2005, que notre échantillon est composé majoritairement de petits établissements (97,9%), suivis des établissements de taille moyenne (1,9%) et des grands établissements (0,1 %). De plus, le taux de roulement volontaire moyen au sein de notre échantillon est de 13,6%. Nos résultats montrent aussi que les entreprises dépensent en moyenne par employé 251,59 \$ pour la formation structurée.

Par ailleurs, en ce qui a trait aux secteurs d'activités, si nous pouvons facilement observer une forte présence du secteur du commerce de détail et des autres services commerciaux (21,8%) au Canada, nous pouvons remarquer aussi que le 2^e secteur en importance est représenté par le secteur de la finance et des assurances (20,5%). Nous pouvons retenir aussi que le secteur des services regroupe une majorité de firmes, représentant en moyenne 86,0% de l'échantillon⁹⁶. Parmi l'ensemble des entreprises à l'étude, la proportion moyenne d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien était de l'ordre de 66,2 %. Les résultats présentés montrent aussi qu'en moyenne 5,0% des établissements au Canada ont un service distinct de ressources humaines formé de plus d'une personne au sein de leur emplacement⁹⁷.

⁹⁵ En suivant les recommandations de Statistique Canada, les erreurs-types reportées dans les tableaux de résultats ont été pondérées à l'aide de poids « bootstrap » moyens, lorsque les techniques d'estimations le permettent.

⁹⁶ Ce pourcentage est obtenu en regroupant la proportion des établissements issus des secteurs 7 à 14 inclusivement pour la période à l'étude.

⁹⁷ Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Chaykowski et Slotsve (2006) dans leur étude réalisée avec les données de l'EMTE pour la période de 1999 à 2002 auprès des établissements canadiens.

Nous pouvons voir aussi que 4,6% des établissements canadiens ont indiqué ne pas être directement en concurrence avec d'autres entreprises, tandis que 26,7% sont en concurrence directe au niveau international. Les données montrent aussi qu'en moyenne 23,1% des établissements mentionnaient avoir une présence syndicale au sein de leur emplacement. Parmi l'ensemble de notre échantillon, 89,2% des entreprises considèrent les relations entre le patron et les employés comme bonnes.

Pour ce qui est des variables liées aux caractéristiques de la main-d'œuvre, le portrait descriptif obtenu pour la période de 1999 à 2005 montre que le salaire moyen au sein des entreprises est de 27 013,72 \$, que notre échantillon est composé en moyenne de 47,4% femmes et de 17,5% d'employés à temps partiels. Enfin, nous incluons comme variable explicative une variable reflétant les différents niveaux de compétences au sein de l'organisation. Puisque nous n'avons pas accès au niveau de formation des employés ou encore aux diplômes obtenus par les employés, nous croyons intéressant de mesurer le stock de capital humain en utilisant une variable proxy de l'éducation, soit la proportion d'employés à temps plein par catégorie d'emploi occupé. En ce qui concerne les catégories professionnelles les plus importantes (en nombre d'employés) au sein des entreprises canadiennes, celles liées au personnel technique (16,3% de travailleurs), à la gestion (14,6%) et à l'administration (13,4%) rapportent en moyenne les pourcentages les plus élevés.

4. Les résultats empiriques

Dans cette section, nous présentons les résultats de nos estimations quant à l'effet de la formation sur le taux de roulement au sein des entreprises canadiennes de 1999 à 2005. La discussion de nos résultats pour les analyses de régression sera divisée en cinq parties. Dans la première section, nous discuterons des modèles estimés avec les moindres carrés ordinaires. Dans la seconde section nous nous intéresserons aux tests de spécification des erreurs du modèle. La troisième section permettra de s'intéresser au caractère endogène ou prédéterminé de la formation. Rappelons que selon l'hypothèse retenue, deux méthodes d'estimations s'offrent à nous pour corriger cette source de

biais, soit le modèle à effets fixes en comparaison avec le modèle à effets aléatoires. La quatrième section quant à elle discutera des résultats liés aux hypothèses de complémentarité. Enfin, nous présenterons les résultats associés à notre mesure du taux de roulement optimal.

On peut noter par ailleurs que les estimations, non présentées ici, dans lesquelles on utilise la proportion d'employés formés au sein de l'entreprise ne sont pas sensiblement différentes de celles utilisant les dépenses en formation, notamment quant au sens de la relation avec le roulement⁹⁸.

Rappelons aussi que l'estimation des modèles parcimonieux (sans la considération des variables de contrôle) est aussi nécessaire pour mesurer l'impact de la formation sur le roulement au sein des entreprises. Toutefois, pour réduire les biais de spécification du modèle, il est préférable de retenir les modèles avec les variables de contrôle puisqu'ils prennent en considération les caractéristiques individuelles, organisationnelles et structurelles de notre échantillon. Les résultats complets pour l'ensemble des spécifications sont présentés aux tableaux 6 à 9 en annexe.

4.1 L'effet de la formation sur le taux de roulement volontaire

Nous devons nous intéresser d'abord au modèle parcimonieux 1.2 (tableau 6) qui estime l'effet de la formation sur le taux de roulement volontaire en l'absence de variables de contrôle (vecteur X_{it}). Les résultats présentés (modèle 1.2) montrent que l'exclusion de certaines variables sous-estime l'effet de la formation dans un contexte longitudinal. À titre d'exemple, une augmentation de 10 % des dépenses de formation structurée par employé, dans le modèle 1.2, entraîne une hausse du taux de roulement volontaire de 0,07 point de pourcentage comparativement à une hausse de 0,11 point de pourcentage lorsque l'on prend en considération les variables de contrôle (modèle 1.3).

⁹⁸ Les résultats des estimations réalisées avec la proportion d'employés formés sont disponibles sur demande.

De plus, les résultats présentés au tableau 6, pour les cinq premières colonnes (modèles 1 à 1.4) affichent un effet toujours positif mais pas toujours significatif de la formation sur le taux de roulement volontaire des firmes. En nous référant à la théorie du capital humain et à celle des ressources internes, nous proposons deux explications pouvant s'appliquer à nos résultats.

La première suggère que la mesure des dépenses en formation utilisée fait plutôt référence à de la formation de type général, puisque les résultats montrent que plus une entreprise augmente ses dépenses en formation structurée par employé, plus le taux de roulement volontaire est élevé. Ainsi, comme le présente la théorie du capital humain, la formation générale est davantage transférable d'un employeur à un autre, ce qui augmente les départs initiés par les employés. Les entreprises contribuent donc à l'externalisation de leurs investissements en formation, puisqu'il y a plus de main-d'œuvre qualifiée est disponible sur le marché du travail.

La deuxième hypothèse qui pourrait expliquer la relation positive entre la dépense en formation structurée par employé et le taux de roulement serait plutôt associée, à notre avis, à la mise en place d'une structure globale de rétention des employés qualifiés au sein de l'emplacement. Par exemple, on pourrait envisager qu'un employé qui reçoit un salaire inférieur à sa productivité après sa période de formation, ne sera pas intéressé à maintenir sa relation actuelle d'emploi et sera plus réceptif aux offres salariales extérieures à l'entreprise. En conséquence, il quittera volontairement son emploi. Les résultats obtenus pourraient donc appuyer la thèse de la complémentarité possible des pratiques de travail. En d'autres mots, la mise en commun de certaines pratiques pourraient être un moyen envisagé pour accroître la rétention des employés performants et nouvellement formés et en conséquence, réduire le taux de roulement volontaire. Nous reprendrons cette réflexion ultérieurement dans la présentation des résultats traitant de l'effet complémentaire de certaines pratiques.

Par ailleurs, les investissements en capital physique par employés n'ont pas d'effet significatif pour l'ensemble des spécifications du modèle 1.

Nos résultats montrent aussi une association négative entre l'utilisation d'un ordinateur et notre mesure du taux de roulement volontaire. Par exemple, dans le modèle 1.2, une hausse de 10 points de pourcentage dans la proportion d'utilisateurs d'un ordinateur, entraînera une baisse du taux de roulement de 0,6 point de pourcentage.

En ce qui a trait au ratio du salaire moyen, mesuré par le rapport entre le salaire moyen au sein de l'entreprise sur le salaire moyen de l'industrie, les résultats montrent pour l'ensemble des spécifications du modèle 1 qu'une hausse de 10 % du ratio de salaire moyen entraîne une augmentation de 0,4 point de pourcentage du taux de roulement volontaire au sein des entreprises. Une valeur élevée pour le ratio du salaire moyen, nous indiquerait qu'il y a un écart important entre les salaires au sein des entreprises et le secteur d'activités, ce qui se traduirait par un taux de roulement plus élevé au sein de l'entreprise : les employés seraient donc attirés par de meilleures opportunités salariales à l'extérieur de l'organisation.

Enfin, lorsque l'on s'intéresse au facteur de travail, dans le cadre de ces premières estimations, nos résultats montrent que le taux de roulement volontaire devrait être plus faible pour les entreprises de grande taille. Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus antérieurement par Veum (1997) suggérant que les entreprises de grande taille offrent davantage d'opportunités d'emploi à l'intérieur même de l'organisation, créant un marché de travail interne. Ce constat demeurera pour l'ensemble des modèles estimés et des spécifications utilisées.

4.2 Le caractère endogène ou prédéterminé de la formation

La réalisation du test d'endogénéité⁹⁹ de Nakamura-Nakamura (Nakamura et Nakamura, 1981; 1998) sur nos données a permis d'accepter l'hypothèse nulle et de conclure à l'absence du caractère endogène de la variable de formation au seuil de 5% (la valeur obtenue de la statistique t étant de 1,22, comparativement à la valeur théorique de la statistique t de 1,645). La démarche de test ainsi que les résultats sont présentés au

⁹⁹ Pour les critères de réalisation des tests et les définitions, voir notre premier article de thèse concernant les effets différés de la formation sur la productivité.

tableau 5.1 en annexe. Les résultats de ce test ne permettent donc pas de préférer un modèle à variables instrumentales.

Par ailleurs, comme nous l'avons vu dans le cadre du premier article traitant des effets différés de la formation sur la productivité des entreprises canadiennes, l'un des intérêts du caractère longitudinal des données disponibles avec l'EMTE, c'est que l'on peut contrôler pour l'hétérogénéité individuelle et temporelle des données. Les deux méthodes d'estimation disponibles sont le modèle à effets fixes (FE) et le modèle à effets aléatoires (RE) car ils permettent de contrôler des caractéristiques d'entreprises non observées susceptibles d'influencer leur performance. Le choix de spécification entre les modèles à effets fixes et à effets aléatoires repose sur l'hypothèse d'exogénéité du terme d'erreur par rapport à la variable de formation et pourrait dépendre aussi de la conviction du chercheur sur la pertinence d'un modèle à appliquer pour ces estimations (Baltagi, 2008; Greene, 2000).

Dans notre cas, les résultats du test de spécification d'Hausman rejettent l'hypothèse d'absence de corrélation¹⁰⁰ entre les effets spécifiques individuels et les variables explicatives du modèle ($p=0,000$). Ce résultat suggère de considérer la présence d'effets spécifiques dans le traitement de nos données. Ainsi, lorsque l'on compare au tableau 6, les estimations réalisées à l'aide des effets aléatoires (modèle 2.1) et des effets fixes (modèle 3.1), on peut observer que les coefficients de l'estimation réalisée avec les effets fixes sont généralement supérieurs (sauf pour le ratio du salaire moyen, la présence d'un service de ressources humaines, la présence syndicale et la proportion d'employés à temps partiel) à ceux du modèle à effets aléatoires. Par ailleurs, nous préférons un modèle à erreurs composées (aléatoires) puisque la variation intra-individuelle du modèle 3.1 ($R^2 = 0,0430$) est plus faible que la variation inter-individuelle obtenue dans le modèle 2.1 ($R^2 = 0,1177$). Dans le cas du taux de roulement, l'essentiel de la variabilité a lieu selon nous entre les firmes, appuyant encore une fois le choix du modèle à effets aléatoires. Ainsi, le fait d'adopter certaines pratiques

¹⁰⁰En d'autres mots, il s'agit de tester l'hypothèse H_0 : « il n'y a pas de différences significatives entre les coefficients des deux estimateurs ».

de gestion pour réduire le roulement, le contrôler ou encore atteindre un niveau optimal est propre à une entreprise et permet d'expliquer la variation de comportements entre les firmes.

Pour compléter cette section, nous avons procédé au test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan afin de tester l'hypothèse de variance constante des résidus et au test d'autocorrélation des erreurs. L'idée générale du test de Breusch-Pagan est de vérifier si le carré des résidus peut être expliqué par les variables du modèle (Baltagi, 2008). Si la valeur calculée du χ^2 est supérieure à la valeur critique du χ^2 au seuil retenu, alors on peut rejeter l'hypothèse d'homogénéité de la variance. Les résultats de ce test (tableau 5.2) ont permis de rejeter l'hypothèse nulle quant à la variance constante au seuil critique de 1 % ($\chi^2_{\text{calculé}} = 6255,20$; $p = 0,0000$). Donc, la variance de notre échantillon n'est pas constante.

De plus, le test d'autocorrélation rapporte la statistique du test de Durbin-Watson (DW). Sachant que l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation des erreurs, nos résultats montrent au modèle 4 que lorsque l'on tient compte de la dimension longitudinale de nos données, avec la méthode des effets aléatoires, qu'il y a effectivement présence d'autocorrélation dans les résidus estimés.

En conséquence à ces résultats, nous apporterons aux modèles à effets aléatoires les corrections appropriées pour tenir compte à la fois de l'hétérogénéité présente au sein de notre échantillon et de l'autocorrélation des erreurs. Pour y arriver, nous retiendrons la spécification des moindres carrés généralisés faisables (FGLS)¹⁰¹ dans l'estimation de l'effet de formation sur le taux de roulement volontaire, ainsi que dans les estimations de l'effet des différents outils organisationnels sur les deux facettes du roulement.

¹⁰¹ Pour plus d'informations à ce sujet, voir Cameron et Trivedi (2005) et Wooldridge (2002).

4.3 Les effets des outils organisationnels sur le taux de roulement volontaire

Dans cette section, nous proposons une interprétation de l'effet de différents outils organisationnels sur le taux de roulement volontaire. Nous présentons dans l'ordre : l'effet de la perception du climat de travail ([tableau 6.2](#)) et ensuite l'impact des pratiques de rémunération ([tableau 6.4](#)) sur le taux de roulement volontaire.

Globalement, les résultats montrent pour l'ensemble de ces estimations, que l'effet des dépenses en formation sur le taux de roulement volontaire demeure positif et fortement significatif peu importe les différents outils introduits dans les modèles de base (modèles 10, 18 et 26), assurant ainsi la robustesse de nos estimations. À titre d'exemple, dans le [tableau 6.2](#) (incluant la perception d'un bon climat de travail) une hausse de 10 % dans les dépenses de formation structurée par employé entraîne une hausse du taux de roulement volontaire au sein des entreprises variant de 0,1 à 0,3 point de pourcentage selon les spécifications retenues.

Par ailleurs, si l'on s'intéresse plus particulièrement à l'effet du climat de travail sur le taux de roulement volontaire ([tableau 6.2](#)), nous pouvons noter que les coefficients obtenus sont négatifs et significatifs pour les spécifications utilisant les moindres carrés ordinaires et les effets aléatoires (modèles 10 et 11). Alors, on peut dire que le fait que les gestionnaires aient une bonne perception du climat des relations de travail (ce qui devrait signifier de « vraies bonnes relations de travail ») au sein de leur entreprise est liée à une réduction du taux de roulement d'environ 2,4 points de pourcentage. Les résultats obtenus, sans les catégories professionnelles, ne sont pas sensiblement différents (modèles 10.1 et 11.1). Ces résultats confirment les résultats de Jalette et Bergeron (2002) à l'effet qu'un bon climat de travail favorise la rétention des travailleurs. Ainsi, la perception d'un bon climat dans les relations de travail traduit, dans un sens, un environnement dans lequel l'employeur et les employés ont des intérêts communs et sont mobilisés pour la poursuite de mêmes objectifs.

D'autre part, si l'on s'intéresse aux résultats du tableau 6.4, on peut voir que les pratiques de rémunération (l'effet global est représenté par une échelle additive variant de 0 à 5), ont un effet négatif et significatif sur le taux de roulement volontaire avec la technique des moindres carrés ordinaires. Plus l'entreprise met en place des pratiques de rémunération au sein de son entreprises, moins le taux de roulement volontaire est élevé : pour chaque pratique de rémunération additionnelle mise en place au sein de la firme, dans le modèle 18, le taux de roulement volontaire diminue de 0,9 point de pourcentage. Par contre, leurs effets semblent être surestimés avec cet estimateur, puisque l'impact des pratiques de rémunération ne demeure pas significatif lorsque l'on considère la variabilité entre les firmes (modèle 19) et lorsque l'on corrige pour la présence d'autocorrélation avec l'estimateur AR1 (modèle 21).

4.4 La complémentarité des pratiques

Cette partie s'attarde particulièrement à l'effet complémentaire possible de différentes pratiques de gestion sur le taux de roulement volontaire des employés. Les résultats obtenus sont présentés aux tableaux 6.1, 6.3 et 6.5 en annexe.

4.4.1 L'interaction entre les investissements en formation structurée par employé et ceux réalisés en capital physique

Les résultats des estimations tenant compte de l'interaction entre les investissements en capital physique par employé et ceux réalisés en formation sont reportés au tableau 6.1. Le coefficient d'interaction est positif et significatif pour les modèles 6 et 6.1, indiquant une possible complémentarité entre les dépenses en formation structurée par employé et les investissements en capital physique par employé, dans l'explication du taux de roulement volontaire des firmes. L'effet combiné de ces deux types d'investissements peut être interprété comme suit : une hausse de 10 % de ces investissements combinés entraîne une hausse d'environ 0,02 point de pourcentage du taux de roulement volontaire, comparativement à une entreprise qui n'a pas intégré de pratiques complémentaires à la formation, tel que les investissements en capital physique par employé. Le fait de retenir ou non les catégories professionnelles

comme variable de contrôle ne change en rien les résultats obtenus relativement à la significativité et au sens de la relation. Par ailleurs, lorsque l'on prend en considération l'effet du temps et en retenant les modèles à effets aléatoires (modèles 7 et 9), le coefficient de l'interaction entre ces investissements devient non significatif.

Finalement, un coefficient positif et significatif entre ces investissements (dans les modèles 6, 7 et 9) suggère que la formation a un impact positif plus important sur le taux de roulement volontaire si la firme investit en plus dans le capital physique comparativement à une entreprise qui n'adopte pas cette stratégie d'investissement.

4.4.2 L'interaction entre la présence syndicale et le climat de travail

Les résultats obtenus au tableau 6.3 montrent que l'effet de présence syndicale et l'effet de la perception d'un bon climat de travail se combinent pour réduire davantage le taux de roulement, qu'une entreprise qui ne considère pas l'un ou l'autre de ces indicateurs dans l'explication du roulement de sa main-d'œuvre. Toutefois, cet effet combiné de la présence syndicale et d'une bonne perception du climat de travail n'est pas significatif.

Par ailleurs, nous ne pouvons conclure à la supériorité de cet effet d'interaction dans l'explication de la réduction du taux de roulement volontaire. La comparaison des valeurs des R^2 (tableaux 6.2 et 6.3) permet de tirer ces conclusions.

4.4.3 L'interaction entre les investissements en formation structurée et les pratiques de rémunération

Les modèles 22 à 24 présentés au tableau 6.5 montrent des résultats significatifs pour l'effet joint des investissements en formation et de la présence de pratiques de rémunération au sein de l'organisation. Comparativement à l'effet individuel des dépenses en formation qui entraîne une hausse du taux de roulement volontaire (voir modèles présentés au tableau 6), l'effet combiné des dépenses en formation structurée avec les pratiques de rémunération permet de réduire le taux de roulement volontaire au

sein des firmes. Ainsi, plus l'entreprise met en place différentes pratiques de rémunération en combinaison avec des investissements en formation, moins le taux de roulement volontaire sera élevé. Ainsi, l'effet joint de dépenses en formation structurée par employé et de l'adoption de pratiques de rémunération peut être interprété comme suit : une hausse de 10 % dans les dépenses en formation structurée par employé combinée à la mise en place de pratiques de rémunération entraînera en moyenne une réduction du taux de roulement volontaire de 0,02 point de pourcentage comparativement à une entreprise qui ne considère pas l'effet complémentaire entre ces deux pratiques de gestion des ressources humaines. Ces résultats confirment l'hypothèse de l'effet de la complémentarité des pratiques sur la réduction du taux de roulement volontaire (ex. Guthrie, 2001; Huselid, 1995; Morissette et Rosa, 2003).

4.4.4 Le modèle préféré (Tableaux 7.1 et 7.2)

Dans le cadre de nos estimations, l'une des hypothèses centrales consistait à chercher à savoir si l'adoption de pratiques au sein des milieux de travail peut former un tout cohérent et peut dans une certaine mesure avoir des effets communs différents, en termes d'ampleur des coefficients, que si elles étaient prises individuellement. Nous présenterons dans cette section, le modèle que nous préférons, c'est-à-dire le modèle qui teste le plus rigoureusement c'est-à-dire, qui prend en considération l'effet non seulement des investissements en formation structurée sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises mais également l'effet de la présence d'un service de ressources humaines, de la présence d'un syndicat, de l'influence du climat des relations de travail et des pratiques de rémunération.

La mise en commun de ces outils organisationnels met en évidence la contribution individuelle de chacun de ces outils tout en améliorant notre compréhension de leurs effets communs sur le taux de roulement volontaire.

Si l'on compare les résultats obtenus au [tableau 7.1](#) et au [tableau 7.2](#), nous pouvons noter que l'effet des dépenses en formation structurée est bonifié par les pratiques de rémunération. En s'intéressant particulièrement aux [modèles 34 et 39](#), avec

la technique des moindres carrés généralisés faisables (FGLS) qui corrige à la fois pour l'hétérogénéité et l'autocorrélation, nous pouvons observer que le coefficient des pratiques de rémunération (-0,06) est non significatif, mais devient significatif (à 1 %) lorsque l'on bonifie ces pratiques avec les dépenses en formation (-0,04) tout en perdant de la force. Ainsi, on peut dire qu'une augmentation des investissements en formation structurée par employé combinée avec la mise en place de pratiques de rémunération entraînera en moyenne une réduction du taux de roulement volontaire de 0,04 point de pourcentage comparativement à une entreprise qui ne considère pas l'effet complémentaire entre ces deux pratiques de gestion des ressources humaines, avec la technique des moindres carrés généralisés faisables (FGLS).

De plus, si l'on compare les différents estimateurs retenus (MCO, RE, et FGLS) autant pour le tableau 7.1 que 7.2, nous pouvons noter qu'il n'y a pas de différence dans le sens des relations : d'une part, les investissements en formation augmentent le taux de roulement volontaire tout comme le fait la présence d'un service des ressources humaines. D'autre part, la présence syndicale, une bonne perception du climat des relations de travail et le nombre de pratiques de rémunération mises en place au sein de l'entreprise conduisent à la rétention des employés au sein de l'organisation.

4.4.5 L'impact de outils organisationnels sur le taux de roulement optimal

Nous discuterons dans cette section, d'une autre facette du roulement au sein des entreprises soit : le taux de roulement optimal. Les résultats présentés dans cette partie font référence principalement aux tableaux 8.1, 8.2 et 9.

Pour s'assurer de la robustesse et de la justesse de notre interprétation, nous avons conduit des analyses supplémentaires (voir tableau 9 en annexe) en remplaçant dans les modèle estimés (équations 3, 4 et 5) la variable des investissements en formation structurée par employé par une variable dichotomique représentant les dépenses en formation structurée/employé supérieures à la moyenne (=1 si l'entreprise dépense plus que la moyenne ou 0 autrement). Ces estimations ont permis de

comprendre le sens de la relation entre les investissements en formation, les autres outils de gestion et le taux de roulement.

Ainsi, les résultats obtenus au tableau 9, principalement aux modèles 53 à 54.1 montrent que le taux de roulement volontaire des entreprises, qui investissent davantage en formation structurée par rapport à la moyenne, s'accroît. En d'autres mots, une entreprise qui dépense en formation structurée par employé plus que la moyenne et qui augmente davantage cet investissement, verra son taux de roulement volontaire s'accroître de 1,6 à 2,9 points de pourcentage selon la spécification choisie (OLS versus RE) et l'indicateur de rémunération retenu (nombre de pratiques versus dépenses en avantages sociaux/employé). En se référant aux modèles théoriques de Abelson et Baysinger (1984) et de Bluedorn (1982), nos résultats suggèrent que les dépenses en formation, qui peuvent être associées à des coûts de rétention de la main-d'œuvre, ne permettent pas à l'employeur de se rapprocher d'un équilibre mais augmentent plutôt l'écart avec le taux de roulement optimal.

Une fois que nous avons bien saisi l'effet des dépenses dichotomisées en formation sur le taux de roulement, nous pouvons appliquer le raisonnement adéquat à l'interprétation du taux de roulement optimal. Comme nous l'avons précisé antérieurement, puisque nous n'avons pas d'attente particulièrement à l'effet de la formation sur le taux de roulement optimal, nous pensons qu'un signe positif devant le coefficient de la variable de formation suggérera un plus grand écart avec l'équilibre à atteindre.

Ainsi, les résultats obtenus quant à l'effet des dépenses en formation structurée par employé sur le taux de roulement optimal, dans l'ensemble des modèles estimés aux tableaux 8.1 et 8.2, montrent que plus l'entreprise investit en formation structurée/employé plus grand est l'écart avec l'optimum, c'est-à-dire qu'il y a soit trop de roulement ou encore pas assez de roulement au sein de l'organisation, si nous nous référons au modèle théorique de Bluedorn (1982) tel que montré à la figure 2 à la section 1.2.

À titre d'exemple, dans le modèle 44 au tableau 8.1 lorsque l'on contrôle pour l'hétérogénéité du panel et pour l'autocorrélation, l'augmentation des dépenses en formation creuse un écart plus important avec l'optimum. En d'autres mots, les investissements en formation ne rapprochent pas la firme d'un taux de roulement optimal : une hausse de 10 % dans les dépenses en formation creuse l'écart de 0,02 point de pourcentage dans l'atteinte d'un taux de roulement optimal. Tout comme les investissements en formation, la présence d'un service des ressources humaines accroît l'écart avec un taux de roulement optimal à atteindre. Une firme qui possède un service de ressources humaines augmente de 0,4 point l'écart avec le taux de roulement optimal, ce qui signifie qu'elle a plus de chances d'être d'en une situation de « sur-optimalité » et d'avoir trop de roulement au sein de son organisation comparativement à une autre firme. Par contraste, les dépenses en avantages sociaux par employés, la présence d'un syndicat et la perception d'un bon climat de travail sont des facteurs qui rapprochent l'entreprise d'un point optimal de roulement (voir modèle 44).

Enfin, nos résultats montrent au tableau 8.2, particulièrement au modèle 48, pour lequel nous corrigeons à la fois pour l'autocorrélation et l'hétérogénéité non observée, que la considération du nombre de pratiques de rémunération plutôt que des dépenses en avantages sociaux par employé ne change en rien le sens de la relation entre les outils organisationnels retenus et la mesure associée au taux de roulement optimal.

Conclusion

Dans le cadre de cette recherche, nous estimons l'effet des investissements en formation sur deux facettes du roulement au sein des entreprises à l'aide des données issues du questionnaire des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* de Statistique Canada.

Dans l'ensemble, les résultats présentés dans les études antérieures brossent un portrait assez complexe de la relation entre la formation et le roulement de la main-d'œuvre. Toutefois, nous pouvons répartir ces travaux en deux principaux groupes : les

études transversales et longitudinales. Ces résultats ne semblent pas confirmer de tendance quant à l'effet de la formation sur le roulement de la main-d'œuvre : certaines études trouvent des effets positifs, d'autres négatifs, tandis que certaines recherches ne trouvent aucun effet de la formation sur le roulement. À notre avis, ces divergences de résultats reflètent plusieurs limites des données existantes. D'abord, la plupart des études recensées s'appuient sur des données transversales (23 études sur 34) dont 11 études sur les firmes, et par conséquent ne permettent pas de tenir compte des effets spécifiques inobservés propres aux entreprises. Ensuite, dans le cas de certaines recherches (ex. Arthur, 1994; Huselid, 1995), la mesure du roulement de la main-d'œuvre englobe à la fois les démissions (départs volontaires) et les mises à pied (départs involontaires). Or, la nature du roulement doit être clairement définie afin d'en préciser les constituants et les résultats. De plus, le tiers seulement des travaux (11 sur 34) accorde de l'attention au fait que les investissements en formation pourraient être endogènes au taux de roulement.

En résumé, les divergences de résultats des études empiriques antérieures peuvent s'expliquer notamment par le type de formation offert au sein des entreprises, les indicateurs utilisés pour mesurer la formation, le type de devis de recherche retenu (transversal ou longitudinal), les données disponibles au niveau des entreprises pour des fins d'estimations, ainsi que la mesure même du roulement.

Par ailleurs, nous profitons dans notre cas, d'une mise en commun de la théorie du capital humain et de la théorie des ressources internes pour mettre en évidence trois concepts théoriques, soit : l'acquisition de capital humain, le partage du risque dans les investissements en formation et la structure du marché du travail. Ces concepts nous permettront d'expliquer le roulement de la main-d'œuvre et de mieux comprendre le comportement des firmes dans cette problématique.

Nos estimations de l'effet des dépenses en formation structurée sur le taux de roulement volontaire et sur le taux de roulement optimal montrent que le sens de la relation ne change pas : plus une entreprise investit en formation structurée par employé, plus le taux de roulement augmente et plus grande est la distance avec une situation d'optimalité et ce, peu importe les estimateurs retenus. Ces résultats assurent la robustesse de nos estimations.

Par ailleurs, en empruntant la réflexion entamée par Abelson et Baysinger (1984) à l'effet que le taux de roulement au sein d'une entreprise peut être trop élevé ou trop faible, nos résultats montrent que, en tenant compte de l'effet du temps, une entreprise qui investit déjà beaucoup en formation (dépenses supérieures à la moyenne) et qui accroît ses dépenses, aura aussi davantage de roulement. Il est vrai que nos estimations du taux de roulement optimal peuvent être affectées par la mesure même de l'optimum. Il est toutefois prématuré, à notre avis, de critiquer cette mesure puisque aucune étude retenue ne propose d'indicateurs quantitatifs pour mesurer un taux de roulement représentant l'équilibre entre les coûts et les bénéfices de la formation en lien avec le roulement de la main-d'œuvre. Ainsi, d'autres travaux sont nécessaires pour approfondir cette question. Le fait d'intégrer un ensemble de pratiques de travail, ou d'outils organisationnels, permet d'ouvrir la porte à l'exploration de l'effet de grappes de pratiques dans un contexte longitudinal sur deux facettes du roulement de la main-d'œuvre. Nos résultats confirment les propositions associées à la thèse de la complémentarité. En d'autres mots, pour qu'un employeur se distingue de ses concurrents il doit mettre en place des pratiques complémentaires de gestion afin de retenir sa main-d'œuvre qualifiée et performante. À titre d'exemple, l'effet joint des dépenses en formation structurée et des pratiques de rémunération tend à réduire le taux de roulement volontaire de la main-d'œuvre, contrairement à l'estimation de l'effet individuel des dépenses en formation structurée.

Enfin, les résultats obtenus montrent que la formation accroît le taux de roulement volontaire de la main-d'œuvre et augmente l'écart entre le taux de roulement volontaire moyen et une mesure de l'optimum. Ces résultats remettent de l'avant la question des retours sur les investissements en formation pour les employeurs. Ces résultats appuient également l'intérêt qui peut être porté à l'intervention de l'État quant aux externalités positives associées à la formation de la main-d'œuvre. Selon nous, sans intervention étatique, on pourrait s'attendre à un sous-investissement en formation puisque les employeurs n'obtiendraient pas nécessairement les retours attendus de leurs investissements. Dans le cadre du troisième article, nous tenterons d'apporter un éclairage supplémentaire sur les déterminants de ces investissements en formation structurée.

Bibliographie

Abelson, M. et Baysinger, B. (1984). Optimal and dysfunctional turnover: Towards an organizational level model. *Academy of Management Review*, Vol. 9 (2), 331–341.

Abowd, J.M. et Kramarz, F. (1999). The analysis of labor markets using matched employer-employee data. Dans *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter, O.C. et Card, D. eds. North-Holland: Amsterdam.

Arellano, M. et Honoré, B. (2001). *Panel Data Models: Some Recent Developments*. In Heckman, J. et Leamer, E. (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, Ch. 53.

Arnold, H.J. et D.C. Feldman (1982). A Multivariate Analysis of the Determinants of Job Turnover. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 67 (3), 350-360.

Arthur, J.B. (1994). Effects of Human Resource Systems on manufacturing Performance and Turnover. *Academy of Management Journal*, Vol. 37 (3), 670-687.

Baltagi, B.H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Fourth edition.

Barney, J. (1991). Firm Resources and Sustained Competitive Advantage. *Journal of Management*, Vol. 17 (1), 99-120.

Baron, J.N. et Kreps, D.M. (1999). *Strategic Human Resources: Frameworks for General Managers*. John Wiley & Sons.

Barron, J.M., Berger, M.C. et Black, D.A. (1997). *On-the-job training*, W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

- Bartel, A. (2000). Measuring the Employer's Return on Investment in Training: Evidence from the literature. *Industrial Relations*, Vol. 39 (3), 502-524.
- Batt, R. (2002). Managing customer services: Human resource practices, quit rates, and sales growth. *Academy of Management Journal*, Vol. 45 (3), 587-597.
- Batt, R., Colvin, A.J.S. et Keefe, J. (2002). Employee Voice, Human Resource Practices, et Quit Rates: Evidence from the Telecommunications Industry. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55 (4), 573- 594.
- Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, New York : National Bureau of Economic Research.
- Blau, G. (1989). Testing the Generalizability of a Career Commitment Measure and Its Impact on Employee Turnover. *Journal of Vocational Behaviour*, Vol. 35 (1), 88-103.
- Blaug, M. (1976). The Empirical Status of Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey. *Journal of Economic Literature*, Vol. 14 (3), 827-855.
- Blomberg, R. (1989). Cost-benefit analysis of employee training: A literature review. *Adult Education Quarterly*, Vol. 39 (2), 889-898.
- Bluedorn, A.C. (1982). Managing turnover strategically. *Business Horizons*, Vol. 25 (2), 6-12.
- Boxall, P., Macky, K. et Rasmussen, E. (2003). Labour Turnover and Retention in New Zealand: The Causes and Consequences of Leaving and Staying with Employers. *Asia Pacific Journal of Human Resources*, Vol. 41 (2), 196-214.

Brunello, G. et Gambarotto, F. (2004). Agglomeration effects on employer-provided training: evidence from the UK. *CESifo Working Paper no 1150*, category 4: Labour Markets.

Cahuc, P. et Zylberberg, A. (2001). *Marché du travail*. Éditions De Boeck Université: Bruxelles.

Cameron, A.C. et Trivedi, P.K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.

Cappelli, P. et Crocker-Hefter, A. (1996). Distinctive human resources are firms' core Competencies. *Organizational Dynamics*, Vol. 24 (3), 7-21.

Cappelli, P. et Neumark, D. (2001). Do High-Performance Work Practices Improve Establishment-Level Outcomes? *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 54 (4), 737-775.

Carsten, J.M. et Spector, P.E. (1987). Unemployment, job satisfaction and employee turnover: a meta-analytic test of the Muchinsky model. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 72 (3), 374-381.

Chaykowski, R et Slotsve, G. (2006). Firm Provision of Training : Establishment Level Analysis. *Cahier de recherche B-12*, Initiative de recherche sur les compétences, Ressources humaines et Développement des compétences Canada : Industrie Canada.

Clowes, G.A. (1972). A dynamic model for the analysis of labor turnover. *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. A-135, 242-256.

Cohen, S.I. (1985). A cost-benefit analysis of industrial training. *Economics of Education Review*, Vol.4 (4), 327-340.

Collis, D.J. et Montgomery, C.A. (1995). Competing on Resources: Strategy in the 1990s. *Harvard Business Review*, July–August, 118-128.

Curhan, J.R. et Elfenbein, H.A. et Kilduff, G.J. (2009). Getting Off on the Right Foot: Subjective Value Versus Economic Value in Predicting Longitudinal Job Outcomes From Job Offer Negotiations. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 94 (2), 524–534.

Dalessio, A., Silverman, W.H. et Schuck, J.R. (1986). Paths to turnover: A re-analysis and review of existing data on the Mobley, Horner, and Hollingsworth turnover model. *Human Relations*, Vol. 39(3), 245-264.

Dalton, D. et Todor, W. (1979). Turnover turned over: An expanded and positive perspective. *Academy of Management Review*, Vol. 4 (2), 225–235.

Dess, G.G. et Shaw, J.D. (2001). Voluntary turnover, social capital, and organizational performance. *Academy of Management Review*, Vol. 26 (3), 446–456.

Ehrenberg, R.G, Smith, R.S. et Chaykowski, R.P. (2004). *Modern Labour Economics – theory and public policy*, Canadian edition : Pearson Addison Wesley.

Elias, P. (1994). Job-Related Training, Trade Union Membership, and Labour Mobility: A Longitudinal Study. *Oxford Economic Papers*, Vol. 46 (4), 563–578.

Finegold, D. et Soskice, D. (1988). The failure of training in Britain: analysis and presentation. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 4 (3), 21–53.

Freeman, R.B. et Medoff, J.L. (1984). *What do Unions do ?* New York: Basic Books.

Garcia-Serrano, C.G. (1998). Worker turnover and job reallocation: the role of fixed-term contracts. *Oxford Economic Papers*, Vol. 50 (4), 709–725.

Garino, G. et Martin, C. (2005). The impact of labour Turnover: Theory and Evidence from UK micro-data. *Discussion Papers in Economics 05/10*, Department of Economics: University of Leicester.

Green, F., Felstead, A., Mayhew, K. et Pack, A. (2000). The Impact of Training on Labour Mobility: Individual and Firm-Level Evidence from Britain. *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 38 (2), 261–275.

Green, C.P. et Heywood, J.S. (2007). Does profit sharing increase training by reducing turnover? *Working Paper no 005113*, Lancaster University Management School.

Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*, 4th ed., London: Prentice-Hall.

Greenhalgh, C. et Mavrotas, G. (1996). Job Training, New Technology and Labour Turnover. *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 34 (1), 131-150.

Griffeth R.W. et Hom, P.W. (1988). A comparison of different conceptualizations of perceived alternatives in turnover research. *Journal of Organizational Behavior*, Vol.9 (2), 103-111.

Gritz, R.M. (1993). The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment. *Journal of Econometrics*, Vol. 57 (1), 21–51.

Gujarati, D.N. (2004). *Économétrie*. Traduction de la 4e édition américaine par Bernard Bernier. De Boeck.

Guthrie, J.P. (2001). High-involvement work practices, turnover, and productivity: Evidence from New Zealand. *Academy of Management Journal*, Vol. 44 (1), 180–190.

Harris, M., Tang, K.-K. et Tseng, Y.-P. (2002). Optimal employee turnover rate: theory and evidence. *Melbourne Institute Working Paper no 19/02*, Melbourne Institute of Applied Economic and Social.

Hashimoto, M. (1981). Firm Specific Human Capital as a Shared Investment. *American Economic Review*, Vol. 71 (3), 1070-1087.

Hausman, J. (1978). Specification tests in Economics. *Econometrica*, Vol. 46 (6), 1251-1271.

Hom, P.W. et Griffeth, R.W. (1991). Structural Equations Modelling Test of a Turnover Theory: Cross-sectional and Longitudinal Analyses. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 76 (3), 350-366.

Hom, P.W. et Griffeth, R.W. (1995). *Employee Turnover*, South Western Publishing, Cincinnati : Ohio.

Huselid, M.A. (1995). The Impact of Human Resource Management Practices on Turnover, Productivity and Corporate Financial Performance. *Academy of Management Journal*, Vol. 38 (3), 635-672.

Huselid, M.A., Jackson, S.E. et Schuler, R.S. (1997). Technical and strategic human resources management effectiveness as determinants of firm performance. *Academy of Management Journal*, Vol. 40 (1), 171-188.

Ichniowski, C., Shaw, K. et Prennushi, G. (1997). The Effects of Human Resource Management Practices on Productivity: A Study of Steel Finishing Lines. *American Economic Review*, Vol. 87 (3), 291-313.

Jackofsky, E.F. (1984). Turnover and job performance: An integrated process model. *Academy of Management Review*, Vol. 9 (1), 74-83.

Jalette, P. et J.-G. Bergeron (2002). L'impact des relations industrielles sur la performance organisationnelle. *Relations Industrielles/Industrial Relations*, Vol. 57 (3), 542-568.

Katz, E. et Ziderman, A. (1990). Investment in General Training: The role of information and labour mobility. *Economic Journal*, vol. 100 (403), 1147-1158.

Knudsen, H.K., Ducharme, L.J. et Roman, P.M. (2009). Turnover Intention and Emotional Exhaustion “at the Top”: Adapting the Job Demands–Resources Model to Leaders of Addiction Treatment Organizations. *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol. 14 (1), 84–95.

Labrie, Y. et Montmarquette, C. (2005). La formation qualifiante et transférable en milieu de travail. *Rapport de projet*. CIRANO : Montréal.

Laroche, P. (2006). Syndicalisation et performances des entreprises : une synthèse de la littérature économique récente. *Cahier de Recherche no 2006-06*. Université Nancy 2 : France.

Larose, K. (2003). *L'influence de sept politiques et pratiques de gestion des ressources humaines sur le taux de roulement volontaire de la main d'œuvre*. Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise ès sciences (M.Sc.), École de relations industrielles, Université de Montréal : Montréal.

Lazear, E.P. (2009). Firm-Specific Human Capital: A Skill-Weights Approach. *Journal of Political Economy*, Vol. 117 (5), 914-940.

Lepak, D.P. et Snell, S.A. (2002). Examining the human resource architecture: the relationships among human capital, employment, and human resource configurations. *Journal of Management*, Vol. 28 (4), 517-543.

Levine, D.I. (1993). Worth waiting for ? Delayed Compensation, Training, and Turnover in the United States and Japan. *Journal of Labor Economics*, Vol. 11 (4), 724-752.

Leuven, E. (2005). The Economics of Private Sector Training: A Survey of the Literature. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19 (1), 91-111.

Lincoln, J.R. et Kalleberg, A.L. (1996). Commitment, quits and work organization: a study of U.S., Japanese plants. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 50 (1), 738-760.

Lynch, L.M. (1991). The Role of Off-the-Job vs. On-the-Job Training for the Mobility of Women Workers. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 81 (2), 151-156.

Lynch, L.M. (1993). The economics of youth training in the United States. *The Economic Journal*, Vol. 103 (420), 1292-1302.

MacDuffie, J.P. (1995). Human resources bundles and manufacturing performance: Organizational logic and flexible production systems in the world auto industry. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48 (2), 197-221.

March, J.G. et Simon, H.A. (1958). *Organizations*, John Wiley: New York.

Martin, C. (2003). Explaining Labour Turnover: Evidence from UK Establishments. *Labour*, Vol. 17 (3), 291-412.

Mincer, J. (1983). Union Effects: Wages, Turnover, and Job Training. *Research in Labor Economics*, Vol. 5 (2), 217-252.

Mobley, W.H. (1977). Intermediate linkages in the relationship between job satisfaction and employee turnover. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 62 (2), 237-240.

Monks J. et Pizer, S. (1998). Trends in Voluntary and Involuntary Turnover. *Industrial Relations*, Vol. 37 (4), 440–459.

Morissette, R. et Rosa, J.M. (2003). Pratiques de travail novatrices et roulement de la main-d'œuvre au Canada. La série sur le milieu de travail en évolution, *Document de recherche no 71-584-MIF au catalogue*. Statistique Canada: Ottawa

Morissette, R. et Rosa, J.M. (2003b). Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada. La série sur le milieu de travail en évolution, *Document de recherche no 11F0019 au catalogue*. Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. Statistique Canada: Ottawa.

Morrell, K.M., Loan-Clarke, J. et Wilkinson, A.J. (2001). Unweaving leaving: the use of models in the management of employee turnover. *International Journal of Management Reviews*, Vol. 3 (3), 219-244.

Morrison, E.W. et Robinson, S.L. (1997). When Employees Feel Betrayed: A Model of How Psychological Contract Violation Develops. *Academy of Management Review*, Vol. 22 (1), 226-256.

Nakamura, A., et Nakamura, M. (1981). On the relationships among several specification error tests presented by Durbin, Wu et Hausman. *Econometrica*, Vol. 49 (6), 1583-1588.

Nakamura, A., et Nakamura, M. (1998). Model specification and endogeneity. *Journal of Econometrics*, Vol. 83 (1-2), 213-237.

OCDE (2003). *Au-delà du discours: politiques et pratiques de formation des adultes*. OCDE: Paris.

Owan, H. (2004). Promotion, Turnover, Earnings and Firm-Sponsored Training. *Journal of Labour Economics*, Vol. 22 (4), 955-978.

Parent, D. (1995). Survol des contributions théoriques et empiriques liées au capital humain. *Série scientifique no 95s-28*. CIRANO : Montréal.

Parent, D. (1999). Wages and Mobility: The Impact of Employer-Provided Training. *Journal of Labor Economics*, Vol. 17 (2), 298-317.

Parsons, D.O. (1972). Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates. *Journal of Political Economy*, Vol.80 (6), 1120-1143.

Penrose E. T. (1959). *The Theory of the Growth of the Firm*. John Wiley: New York

Peterson, S. (2004). Toward a theoretical model of employee turnover: A human resource development perspective. *Human Resource Development Review*, Vol.3 (3), 209-227.

Pfeffer, J. (1998). *The Human Equation*. Boston, MA : Havard Business School Press.

Porter, L.W., Steers, R.M., Mowday, R.T. et Boulian, P.V. (1974). Organizational Commitment, Job Satisfaction and Turnover among Psychiatric Technicians. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 59 (5), 603-609.

Potter, S.J. et Dowd, T.J. (2003). Executive Turnover and the Legal Environment: The Case of California Hospitals, 1960-1995. *Sociological Forum*, Vol. 18 (3), 441-464.

Prahalad, C.K. et Hamel, G. (1990). The core competence of the corporation. *Harvard Business Review*, Vol.68 (3), 79-91.

Roy, S.D. (2002). Job security regulations and worker turnover: a study of the Indian manufacturing sector. *Indian Economic Review*, Vol. 37 (2), 141-162.

Rusbult, C.E. et Farrell, D. (1983). A Longitudinal Test of the Investment Model: The Impact on Job Satisfaction, Job Commitment, and Turnover of Variations in Rewards, Costs, Alternatives, and Investments. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 68 (3), 429-438.

Salamin, A. et Hom, P.W. (2005). In search of the elusive U-shaped performance-turnover relationship: are high performing Swiss bankers more liable to quit? *Journal of Applied Psychology*, Vol. 90 (6), 1204-1216.

Salop, S. (1979). A model of the natural rate of unemployment. *American Economic Review*, Vol. 69 (1), 117-125.

Selden, S.C. et Moynihan, D.P. (2000). A model of voluntary turnover in state government. *Review of Public Personnel Administration*, Vol. 2 (2), 63-75.

Shaw, J.D., Delery, J.E., Jenkins, G.D. et Gupta, N. (1998). An organization-level analysis of voluntary and involuntary Turnover. *Academy of Management Journal*, Vol. 41 (5), 511-525.

Sieben, I. (2007). Does training trigger turnover - or not? : The impact of formal training on graduates' job search behaviour. *Work Employment Society*, Vol. 21 (3), 397-416.

Siebert, W.S. et Zubanov, N. (2009). Searching for the optimal level of employee turnover: a study of a large UK retails organization. *Academy of Management Journal*, Vol. 52 (2), 294-313.

Silva, J.I. et Toledo, M. (2009). Labor Turnover Costs and the Behavior of Vacancies and Unemployment. *Macroeconomic Dynamics*, Vol.13, 76-96.

Statistique Canada (2007). Guide pour l'analyse de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2004. *Document numéro au catalogue 71-221-GIF*. Ministre de l'Industrie.

Statistique Canada (1999). *Enquête sur le milieu de travail et les employés – 1999*. Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail et la Division de la statistique du travail. Statistique Canada : Ottawa.

Stevens, M. (1994). Labour contracts and Efficiency in On-the-job Training . *Economic Journal*, Vol. 104 (423), 408-419.

Strober, M.H. (1990). Human capital theory: implications for HR managers. *Industrial Relations*, Vol. 29 (2), 214-239.

Taplin, I.M., Winterton, J. et Winterton, R. (2003). Understanding labour turnover in a labour intensive industry: evidence from the British clothing industry. *Journal of Management Studies*, Vol. 40 (4), 1021-1046.

Vanderberg, R., Richardson, h. et Eastman, L.J. (1999). The impact of high involvement work Process on organizational effectiveness. A second-order latent variable. *Group and Organization Management*, Vol. 24 (23), 300-339.

Veum, J.R. (1995). Sources of training and their impact on wages. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48 (4), 812-826.

Veum, J.R. (1997). Training and Job Mobility among Young Workers in the United States. *Journal of Population Economics*, Vol. 10 (2), 219-233.

Wernerfelt, B. (1984). A resource-based view of the firm. *Strategic Management Journal*, Vol. 5 (2), 171-180.

Whitfield, K. (2000). High-Performance Workplaces, Training, and the Distribution of Skills. *Industrial Relations*, Vol. 39 (1), 1-25.

Wilson, N. et Peel, M.J. (1991). The Impact on Absenteeism et Quits of Profit-Sharing et Other Forms of Employee Participation. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44 (3), 454-468.

Winterton, J. (2004). A conceptual model of labour turnover and retention. *Human Resource Development International*, Vol. 7 (3), 371-390.

Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press : Cambridge.

Wright, P. M. et McMahan, G. C. (1992). Theoretical Perspectives for Strategic Human Resource Management. *Journal of Management*, Vol. 18 (2), 295-320.

Wright, P.M. et Snell, S. (1998). Toward a unifying framework for exploring fit and flexibility in strategic human resource management. *Academy of Management Review*, Vol. 23 (4), 756-772.

Zimmerman, R.D. et Darnold, T.C. (2007). The impact of job performance on employee turnover intentions and the voluntary turnover process: a meta-analysis and a path model. *Personnel Review*, Vol.38 (2), 142-158.

Zweimüller, J. et Winter-Ebmer, R. (2000). Firm-Specific Training: Consequences for Job Mobility. *Working Paper no 37*, University of Linz: CEPR London et IZA Bonn.

Annexe I – Construction des variables

* Création du ratio $(WE/WE_IND)*100$

sort docket

*1) Création du ratio salaire moyen de l'entreprise/salaire moyen de la firme *

* Créer salaire moyen dans la firme

by docket : gen WE = (MSALB_corr/NB_ETOT)

label var WE "Salaire moyen dans la firme"

sort INDUSTRIE*

*2) Créer variable total d'employés au sein de l'industrie

bysort INDUSTRIE* : egen TOT_E_IND = total (NB_ETOT)

label var TOT_E_IND "total employés dans l'industrie"

*3) Créer somme total de la MSALB_corr par industrie

bysort INDUSTRIE* : egen TOT_WIND = total (MSALB_corr)

label var TOT_WIND "masse salariale brute totale dans l'industrie"

*4) Créer salaire moyen dans l'industrie

bysort INDUSTRIE* : gen WE_IND = (TOT_WIND/TOT_E_IND)

label var WE_IND "Salaire moyen dans l'industrie"

*5) Création du ratio WE/WE_IND afin de vérifier les possibilité d'opportunités externes

gen ratioW = (WE/WE_IND)*100

label var ratioW "ratio du WE de la firme sur WE_IND multiplié par 100"

* Création des variables climat de travail

* c) Q.27 a) Nb de conflits, de griefs ou de plaintes et Q.27 b) Qualité des RT : Bonne (1) Satisfaisante (2) Médiocre (3)

* Créer variable dichotomique de la qualité des RT

tab rat_rln, gen(QUALITE_RT)

label var QUALITE_RT "Qualité des RT bonnes, satisfaisantes ou médiocres"

* Création de la variable TX_ROUL optimum

sort INDUSTRIE*

*1) Calcul du total des départs pour chacune des industries

bysort INDUSTRIE* : egen TOT_DEPIND = total (ttl_quit)

label var TOT_DEPIND "Total des départs volontaires dans industrie"

*2) Calcul de la somme du nb d'employés total dans l'industrie

*** Variable déjà créée : TOT_E_IND "total employés dans l'industrie"

*3) Calcul du tx de roulement moyen dans l'industrie

bysort INDUSTRIE* : gen mTX_ROUL_IND = (TOT_DEPIND/TOT_E_IND)*100

*4) Création de l'écart entre le tx de roulement de la firme et le taux de roulement de l'industrie

gen ECART_TX_ROUL = TX_ROULa-mTX_ROUL_IND

sort docket

*5) Création de l'écart au carré afin d'enlever les signes

by docket : gen TX_OPTI_carre = ECART_TX_ROUL*ECART_TX_ROUL

label var TX_OPTI_carre "Taux de roulement optimal au carré de l'écart"

*6) Création de la racine carrée de TX_OPTI_carre

by docket : gen TX_OPTI_racine = sqrt(TX_OPTI_carre)

label var TX_OPTI_racine "Taux de roulement optimal racine carrée de l'écart"

Annexe II – Statistiques descriptives

Tableau 4
Statistiques descriptives
Moyennes des variables incluses dans les estimations, Données de 1999 à 2005

Variables	Moyenne	Erreur-type pondéré
Taux de roulement volontaire	13,6036	1,2201
Taux de roulement optimal	14,5105	0,8941
Ratio de salaire moyen de l'entreprise / Salaire moyen du secteur d'activité (en pourcentage)	94,0260	3,1765
Salaire moyen au sein de l'entreprise : ln (masse salariale brute/nombre total d'employés)	10,2041	0,0317
Taux de chômage (en pourcentage)	7,2555	0,0144
ln (dépenses en avantages sociaux/nombre total d'employés)	7,1972	0,0588
ln (nombre total d'employés)	2,9983	0,0536
<u>Taille de l'établissement</u>		
1 à 19 employés	0,8252	0,0074
20 à 99 employés	0,1539	0,0072
100 à 499 employés	0,0194	0,0011
500 employés et plus	0,0014	0,0002
ln (investissement en capital physique/nombre d'employés total)	1,1586	0,0771
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	5,5278	0,0553
Présence d'un service de ressources humaines	0,0501	0,0051
Présence d'un syndicat	0,2310	0,0204
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) *		
ln (investissement en capital physique/nombre total d'employés)	6,6270	0,4783
Qualité des relations de travail – bonne	0,8915	0,0136
Qualité des relations de travail – satisfaisante	0,1079	0,0136
Qualité des relations de travail – médiocre	0,0006	0,0002
Pourcentage des actifs détenus par des intérêts étrangers	11,6218	1,9635
Présence de concurrents directs au niveau canadien	0,6100	0,0232
Présence de concurrents directs au niveau américain	0,4013	0,0225
Présence de concurrents directs au niveau international	0,2669	0,0196
Présence de concurrents directs au niveau local	0,8107	0,0151
Aucune concurrence	0,0461	0,0097
<u>Pratiques liées à la gestion des ressources humaines</u>		
Pratiques de GRH (échelle de 0 à 6, où 0 = aucune pratique et 6 = toutes) (incluant : Programmes de suggestions des employés, Conception flexible des tâches, Partage de l'information avec les employés, Équipes de résolution de problèmes, Comités mixtes patron/employés et Groupes de travail autonomes).	0,6832	0,0481
Pratiques liées à la rémunération (échelle de 0 à 5 où 0 = aucune pratique et 5 = toutes) (incluant : Primes au rendement individuel, Systèmes de primes collectives, Régime de participation aux bénéfices, Rémunération au mérite ou rémunération en fonction des compétences, Régimes d'achat d'actions).	0,8069	0,0469
Pratiques de gestion (échelle de 0 à 11)	1,4902	0,0787
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en pourcentage)	66,2113	1,8189
<u>Catégories professionnelles</u> (en pourcentage)		
Gestionnaires	14,5755	0,5921

Professionnels	4,8910	0,7796
Personnel technique / métiers	16,3008	1,3216
Commercialisation ou ventes	12,4867	0,9421
Personnel de bureau / administratif	13,4467	0,9868
Autres	3,4516	0,5594
Proportion de femmes (en pourcentage)	47,3956	1,6895
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	17,5208	1,2708
<u>Secteurs d'activités (14)</u>		
Industrie 1 - Foresterie, extraction minière, période et gaz	0,0138	0,0026
Industrie 2 - Fabrication tertiaire à forte intensité de main-d'œuvre	0,0355	0,0055
Industrie 3 - Fabrication primaire	0,0243	0,0057
Industrie 4 - Fabrication secondaire	0,0323	0,0049
Industrie 5 - Fabrication tertiaire à forte intensité de capital	0,0598	0,0112
Industrie 6 – Construction	0,1069	0,0170
Industrie 7 - Transport, entreposage et commerce de gros	0,1064	0,0188
Industrie 8 - Communications et autres services publics	0,0147	0,0025
Industrie 9 - Commerce de détail et autres services commerciaux	0,2181	0,0248
Industrie 10 - Finance et assurances	0,2052	0,0184
Industrie 11 - Services immobiliers et services de location	0,0092	0,0028
Industrie 12 - Services aux entreprises	0,0642	0,0122
Industrie 13 - Enseignement et services de soins de santé	0,0837	0,0140
Industrie 14 - Information et industries culturelles	0,0259	0,0039
<u>Années</u>		
1999	0,1150	0,0149
2000	0,1507	0,0176
2001	0,1380	0,0173
2002	0,1433	0,0156
2003	0,1222	0,0139
2004	0,2038	0,0237
2005	0,1270	0,0145

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 5 mai 2009.

Annexe III – Tests de spécification

Tableau 5.1
Test d'endogénéité de Nakamura-Nakamura sur les données de 1999 à 2005

On peut tester l'endogénéité grâce au test de Nakamura-Nakamura qui se fait en deux étapes. D'abord, on régresse la variable endogène sur les variables exogènes du modèle et ses instruments. Ensuite, on récupère les résidus de la première étape pour les inclure dans le premier modèle. Si les coefficients des résidus sont significatifs alors on ne peut rejeter l'endogénéité des variables testées. Dans le cas d'une seule variable endogène, le degré de significativité du t de Student du résidu permet de conclure ou non au rejet de l'hypothèse d'exogénéité. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que les régresseurs sont biaisés par leur caractère endogène et que la technique des variables instrumentales est requise (Cappelli, 2004; Kpodar, 2007).

Étape 1

Variable dépendante :

Taux de roulement volontaire

<i>Variables explicatives</i>	Coefficient	Erreur-type	Statistique t	P> t
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés) _{t-1}	0,6175	0,0671	9,21	0,000
Ratio du salaire moyen de l'entreprise/ salaire moyen du secteur d'activités	0,0004	0,0006	0,68	0,499
ln (nombre total d'employés)	-0,0060	0,0308	-0,20	0,846
ln (investissement en capital physique/nombre d'employés total)	0,0951	0,0245	3,88	0,000
Présence d'un service de ressources humaines	0,0707	0,0989	0,72	0,476
Présence d'un syndicat	0,0610	0,0670	0,91	0,365
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur	0,0028	0,0017	1,62	0,107
Proportion de femmes (en pourcentage)	-0,0039	0,0026	-1,54	0,126
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	0,0013	0,0045	0,30	0,766
Constante	1,9943	0,3742	5,33	0,000
Nombre total d'observations (N)	4495			
R carré du modèle	0,4781			

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009. Note : Les erreurs-types ont été pondérées selon la méthodologie de Statistique Canada.

Étape 2

Variable dépendante :

Taux de roulement volontaire

<i>Variables explicatives</i>	Coefficient	Erreur-type	Statistique t	P> t
Résidu ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	2,8682	2,3547	1,22	0,226
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	-3,7561	1,774	-2,12	0,037
Ratio du salaire de l'entreprise/ salaire du secteur d'activités	-0,0040	0,0179	-0,23	0,822
ln (nombre total d'employés)	1,6039	1,2711	1,26	0,210
ln (investissement en capital physique/nombre d'employés total)	0,7460	1,1960	0,62	0,534
Présence d'un service de ressources humaines	-3,6934	1,7284	-2,14	0,035
Présence d'un syndicat	-10,0986	2,1017	-4,81	0,000
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur	-0,0775	0,0373	-2,08	0,040
Proportion de femmes (en pourcentage)	-0,1088	0,0598	-1,82	0,072
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	0,2285	0,0860	2,66	0,009
Constante	39,7617	12,8478	3,09	0,003
Nombre total d'observations (N)	4495			
R carré du modèle	0,1033			

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009. Note : Les erreurs-types ont été pondérées selon la méthodologie de Statistique Canada.

Dans le tableau ci-dessus, le résidu des dépenses en formation structurée/employé, de l'équation de la 1^{ère} étape, n'est pas significativement corrélé au taux de roulement volontaire (la valeur observée du t du Student à $p = 0,226$ est de 1,22 la valeur théorique du t de Student à $p = 0,10$ est de 1,645), ce qui nous amène à accepter l'hypothèse nulle. Les résultats ne permettent pas de soutenir l'hypothèse du caractère endogène de la variable de formation.

Tableau 5.2
Test de spécification de Hausman – choix du modèle à effets aléatoires ou à effets fixes

Test de spécification de Hausman

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 2 avril 2009

```
xtreg TX_ROULa ratioW lnT lnIE lnF mSRH mSYND TX_UTORDI mTX_FEM mTX_PART,fe

Fixed-effects (within) regression                Number of obs   =   6175
Group variable: docket                          Number of groups =   1291

R-sq:  within = 0.0377                          Obs per group:  min =    1
        between = 0.0022                          avg =           4.8
        overall = 0.0036                          max =           7

corr(u_i, Xb) = -0.7937                          F(9,4875)       =   21.20
                                                Prob > F        =   0.0000
```

TX_ROULa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ratioW	-.0264285	.0166875	-1.58	0.113	-.0591434 .0062865	
lnT	-24.78795	2.168985	-11.43	0.000	-29.04014 -20.53576	
lnIE	-5.852662	1.570694	-3.73	0.000	-8.931929 -2.773394	
lnF	3.066531	.6264989	4.89	0.000	1.838311 4.294751	
mSRH	2.357938	1.380826	1.71	0.088	-.3491038 5.06498	
mSYND	.3633322	3.177147	0.11	0.909	-5.865308 6.591972	
TX_UTORDI	.0971304	.0274106	3.54	0.000	.0433934 .1508675	
mTX_FEM	-.0213286	.0915166	-0.23	0.816	-.2007423 .1580851	
mTX_PART	.0238824	.0681701	0.35	0.726	-.1097617 .1575266	
_cons	102.6838	11.581	8.87	0.000	79.97979 125.3877	
sigma_u	38.714646					
sigma_e	34.001725					
rho	.56454126	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(1290, 4875) = 1.84 Prob > F = 0.0000

est store eql

```
xtreg TX_ROULa ratioW lnT lnIE lnF mSRH mSYND TX_UTORDI mTX_FEM mTX_PART,re

Random-effects FGLS regression                Number of obs   =   6175
Group variable: docket                          Number of groups =   1291

R-sq:  within = 0.0020                          Obs per group:  min =    1
        between = 0.0882                          avg =           4.8
        overall = 0.0343                          max =           7

Random effects u_i ~ Gaussian                  Wald chi2(9)    =   147.09
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                    Prob > chi2     =   0.0000
```

TX_ROULa	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ratioW	.0306123	.0098117	3.12	0.002	.0113818 .0498428
lnT	-1.666853	.611173	-2.72	0.006	-2.865822 -.4678843
lnIE	-.6840381	.7444781	-0.92	0.358	-2.143188 .7751121
lnF	.9987002	.4335055	2.30	0.021	.1490451 1.848355
mSRH	2.371735	1.306581	1.82	0.069	-.1891166 4.932587
mSYND	-6.847427	1.281863	-5.34	0.000	-9.359832 -4.335021
TX_UTORDI	-.0341518	.0171176	-2.00	0.046	-.0677016 -.0006019
mTX_FEM	-.0230739	.0247112	-0.93	0.350	-.0715069 .0253591
mTX_PART	.2585185	.0305588	8.46	0.000	.1986243 .3184127
_cons	13.80961	3.746956	3.69	0.000	6.465708 21.15351
sigma_u	12.253751				

```

sigma_e | 34.001725
rho     | .11494884 (fraction of variance due to u_i)
-----

```

```
hausman eq1
```

```

----- Coefficients -----
      |      (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
      |      eq1      .      Difference      S.E.
-----+-----
ratioW | -.0264285   .0306123   -.0570408   .0134982
lnT    | -24.78795  -1.666853  -23.12109   2.080933
lnIE   | -5.852662  -.6840381  -5.168623   1.383051
lnF    | 3.066531   .9987002   2.067831    .4522984
mSRH   | 2.357938   2.371735   -.0137976   .4466839
mSYND  | .3633322   -6.847427   7.210759    2.907076
TX_UTORDI | .0971304  -.0341518   .1312822    .0214086
mTX_FEM | -.0213286  -.0230739   .0017453    .0881172
mTX_PART | .0238824   .2585185   -.234636    .060937
-----

```

```

      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```

      chi2(9) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
              =      221.91
      Prob>chi2 =      0.0000

```

Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan

```
qui reg TX_ROULa ratioW lnT lnIE lnF mSRH mSYND TX_UTORDI mTX_FEM mTX_PART
```

```
hetttest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: fitted values of TX_ROULa
```

```

chi2(1)      = 6255.20
Prob > chi2  = 0.0000

```

Annexe IV – Méthode de cohérence interne par l’alpha de Cronbach

Note sur l’alpha de Cronbach (Thiétart et al., 2007; 274)

Le coefficient de alpha de Cronbach est une mesure de la cohérence interne d’une échelle construite à partir d’un ensemble d’indicateurs ou d’items. La valeur de alpha de Cronbach varie de 0 à 1 : plus sa valeur est près de 1, plus la cohérence interne de l’échelle est forte (ou sa fiabilité est élevée). On retient généralement des valeurs supérieures ou égales à 0,7.

Pour les pratiques de rémunération (échelle additive de 0 à 5)

* Alpha de Cronbach

```
alpha primes_ind primes_coll part_bnf rem_merit actions, asis generate (PRAT_REMUN) item
```

```
Test scale = mean(unstandardized items)
```

Item	average					alpha
	Obs	Sign	item-test correlation	item-rest correlation	interitem covariance	
primes_ind	6484	+	0.6920	0.3794	.0368029	0.5423
primes_coll	6484	+	0.6012	0.3425	.0441435	0.5548
part_bnf	6484	+	0.5413	0.2632	.050314	0.5984
rem_merit	6484	+	0.7032	0.4285	.0348039	0.5067
actions	4863	+	0.5932	0.3839	.0446206	0.5499
Test scale					.042206	0.6070

Annexe V– Résultats des estimations

Tableau 6
Résultats des estimations (MCO, RE, FE, AR1) de l'impact des dépenses en formation structurée sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises canadiennes de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 1	Modèle 1.1	Modèle 1.2	Modèle 1.3	Modèle 1.4	Modèle 2	Modèle 2.1	Modèle 3	Modèle 3.1	Modèle 4	Modèle 5
Taux de roulement volontaire	MCO	MCO option cluster ^a	MCO parcimonieux sans variables de contrôle	MCO Variable dichotomique année	MCO Variable dichotomique année option cluster	RE parcimonieux sans variables de contrôle	RE	FE parcimonieux sans variables de contrôle	FE	AR(1) RE	FGLS (hetero, AR1)
Variables explicatives											
Taux de chômage (en pourcentage)	0,1060 (1,3272)	0,1060 (1,3337)									
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0372*** (0,0093)	0,0372 (0,0336)	0,0373*** (0,0087)	0,0372*** (0,0093)	0,0372 (0,0335)	0,0306*** (0,0098)	0,0293*** (0,0102)	-0,0264 (0,0167)	-0,0314* (0,0174)	0,0214* (0,0120)	0,0034 (0,0027)
ln (nombre total d'employés)	-1,5409*** (0,5592)	-1,5409 (0,9693)	-0,9748* (0,5247)	-1,4829*** (0,5674)	-1,4829 (0,9595)	-2,6669*** (0,6117)	-2,0366*** (0,6436)	-24,7880*** (2,1690)	-24,6590*** (2,2052)	-3,5717*** (0,9923)	-0,6807*** (0,1432)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,3263 (0,6952)	-0,3263 (1,1222)	-0,1607 (0,6770)	-0,3014 (0,6963)	-0,3014 (1,1313)	-0,6840 (0,7445)	-0,7303 (0,7547)	-5,8527*** (1,5707)	-5,5303*** (1,5848)	-0,6365 (0,9874)	-0,3157 (0,3204)
ln (dépenses de formation structurée/nombretotal d'employés)	1,1014*** (0,4040)	1,1014 (0,8896)	0,5656 (0,3975)	1,1093*** (0,4052)	1,1093 (0,8639)	0,9987** (0,4335)	1,4177*** (0,4369)	3,0665*** (0,6265)	3,0591*** (0,6297)	1,5935*** (0,4963)	0,4474*** (0,0839)
Présence d'un service de ressources humaines	2,8229** (1,3242)	2,8229 (2,7048)	2,4127* (1,3285)	2,4222* (1,4899)	2,4222 (2,9305)	2,3717* (1,3066)	2,2589 (1,4864)	2,3579* (1,3808)	1,7632 (1,6158)	0,6874 (1,0138)	0,5697*** (0,2051)
Présence d'un syndicat	-7,3111*** (1,1160)	-7,3111*** (1,0705)	-7,7064*** (1,0741)	-7,2917*** (1,1173)	-7,2916*** (1,0609)	-6,8474*** (1,2819)	-6,6413*** (1,3022)	0,3633 (3,1771)	0,6573 (3,2420)	-2,5498 (1,7713)	-4,0016*** (0,2914)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0184 (0,0178)	-0,0184 (0,0278)	-0,0571*** (0,0154)	-0,0180 (0,0178)	-0,0180 (0,0288)	-0,0342** (0,0171)	0,0005 (0,0192)	0,0971*** (0,0274)	0,1010*** (0,0278)	0,0310 (0,0200)	0,0025 (0,0036)
Proportion de femmes (en %)	0,0244 (0,0263)	0,0244 (0,0482)	-0,0098 (0,0210)	0,0247 (0,0263)	0,0247 (0,0486)	-0,0231 (0,0247)	0,0136 (0,0302)	-0,0213 (0,0915)	-0,0207 (0,0916)	-0,0316 (0,0408)	0,0229*** (0,0066)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,1895*** (0,0329)	0,1895*** (0,0543)	0,2687*** (0,0263)	0,1894*** (0,0329)	0,1894*** (0,0544)	0,2585*** (0,0306)	0,1839*** (0,0366)	0,0239 (0,0682)	0,0220 (0,0703)	0,0852** (0,0430)	0,0909*** (0,0107)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6013
Nombre total de firmes (n)		1291 ^a				1291	1291	1291	1291	1291	1129
R carré du modèle	0,0556	0,0556	0,0354	0,0557	0,0557	0,0882 ^b	0,1177 ^b	0,0377 ^c	0,0430 ^c	0,0368 ^b	
R carré ajusté	0,0511		0,0340	0,0505							
Wald khi-carré						147,09	252,40				1765,68
Durbin-Watson										0,5329	

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009 et du 16 novembre 2009. **Notes :** 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %. 2. Une constante a été intégrée dans l'ensemble des estimations. 3. ^a Cette option suppose que les observations sont indépendantes d'un groupe à l'autre, mais pas nécessairement à l'intérieur d'un même groupe. Seuls les erreurs-types sont ajustées pour tenir compte du nombre de groupes. L'option n'affecte pas les coefficients mais seulement les écarts-types de ces coefficients. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 6.1

Résultats des estimations de l'effet joint entre les dépenses de formation structurée/ employé et les investissements en capital physique/employé sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 6	Modèle 6.1	Modèle 7	Modèle 7.1	Modèle 8	Modèle 8.1	Modèle 9	Modèle 9.1
Taux de roulement volontaire	MCO	MCO Sans les occupations	RE	RE Sans les occupations	FE	FE Sans les occupations	AR(1) RE	AR(1) RE Sans les occupations
Variables explicatives								
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0356*** (0,0093)	0,0282*** (0,0092)	0,0281*** (0,0102)	0,0224** (0,0102)	-0,0318* (0,0174)	-0,0317* (0,0174)	0,0214* (0,0120)	0,0209* (0,0120)
ln (nombre total d'employés)	-0,7791 (0,5465)	-0,5769 (0,5413)	-1,3194** (0,6184)	-1,1928* (0,6175)	-23,0132*** (2,1339)	-23,0798*** (2,1280)	-3,1416*** (0,9355)	-3,1578*** (0,9318)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	0,9689** (0,4116)	0,7280* (0,4123)	1,3125*** (0,4442)	1,1553*** (0,4465)	3,2542*** (0,6428)	3,3098*** (0,6424)	1,5595*** (0,5071)	1,5849*** (0,5080)
ln IE * ln F	0,1726* (0,1077)	0,2015* (0,1080)	0,0940 (0,1166)	0,1061 (0,1174)	-0,5028** (0,2152)	-0,5367** (0,2143)	0,0096 (0,1414)	0,0083 (0,1412)
Présence d'un service de ressources humaines	2,1454 (1,4869)	2,1164 (1,4943)	2,0481 (1,4845)	2,1183 (1,4886)	1,7668 (1,6169)	1,9776 (1,6159)	0,6684 (1,0135)	0,9586 (1,0150)
Présence d'un syndicat	-7,3980*** (1,1171)	-6,9932*** (1,1087)	-6,7625*** (1,3014)	-6,3683*** (1,3018)	0,5667 (3,2444)	0,8845 (3,1943)	-2,6140 (1,7719)	-2,3688 (1,7531)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0187 (0,0178)	-0,0510*** (0,0169)	-0,0006 (0,0191)	-0,0252 (0,0184)	0,1008*** (0,0278)	0,0950*** (0,0276)	0,0304 (0,0200)	0,0222 (0,0197)
Proportion de femmes (en %)	0,0216 (0,0263)	0,0070 (0,0258)	0,0108 (0,0302)	-0,0009 (0,0300)	-0,0227 (0,0917)	-0,0201 (0,0917)	-0,0331 (0,0408)	-0,0342 (0,0407)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,1876*** (0,0329)	0,2438*** (0,0305)	0,1823*** (0,0366)	0,2297*** (0,0344)	0,0204 (0,0703)	0,0224 (0,0683)	0,0853** (0,0430)	0,0893** (0,0410)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175
Nombre total de firmes (n)			1291	1291	1291	1291	1291	1291
R carré du modèle	0,0561	0,0426	0,1161 ^b	0,0934 ^b	0,0417 ^c	0,0396 ^c	0,0368 ^b	0,0280 ^b
R carré ajusté	0,0509	0,0383						
Wald khi-carré			252,53	187,03			148,46	106,82
Durbin-Watson							0,5300	0,5289

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009.

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %
2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.
3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 6.2

Résultats des estimations de la qualité des relations de travail sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 10	Modèle 10.1	Modèle 11	Modèle 11.1	Modèle 12	Modèle 12.1	Modèle 13	Modèle 13.1
Taux de roulement volontaire	MCO	MCO Sans les occupations	RE	RE Sans les occupations	FE	FE Sans les occupations	AR(1) RE	AR(1) RE Sans les occupations
Variables explicatives								
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0455*** (0,0105)	0,0376*** (0,0104)	0,0455*** (0,0105)	0,0376*** (0,0104)	-0,0288 (0,0201)	-0,0282 (0,0201)	0,0414*** (0,0134)	0,0418*** (0,0134)
ln (nombre total d'employés)	-1,8708*** (0,6234)	-1,7113*** (0,6201)	-1,8708*** (0,6234)	-1,7113*** (0,6201)	-29,9023*** (2,5009)	-30,1342*** (2,4975)	-5,6747*** (1,2294)	-5,7966*** (1,2271)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,6800 (0,8101)	-0,4100 (0,8111)	-0,6800 (0,8101)	-0,4100 (0,8111)	-7,8525*** (2,0144)	-8,1210*** (1,9951)	-2,3270* (1,3029)	-2,2873* (1,2985)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	1,2932*** (0,4452)	1,0477** (0,4464)	1,2932*** (0,4452)	1,0477** (0,4464)	3,3946*** (0,7210)	3,4622*** (0,7198)	1,7502*** (0,5417)	1,8131*** (0,5425)
Climat des relations de travail (perception : bonne)	-2,3860* (1,3584)	-2,2446* (1,3673)	-2,3860* (1,3584)	-2,2446* (1,3673)	-1,0734 (1,7057)	-1,0560 (1,7056)	-0,7893 (1,1572)	-0,7470 (1,1605)
Présence d'un service de ressources humaines	2,9137* (1,6635)	2,9295* (1,6736)	2,9137* (1,6635)	2,9295* (1,6736)	1,6665 (1,8339)	1,9106 (1,8325)	0,7324 (1,0677)	1,0982 (1,0693)
Présence d'un syndicat	-7,2642*** (1,2210)	-6,9872*** (1,2144)	-7,2642*** (1,2210)	-6,9872*** (1,2144)	-0,7184*** (3,8188)	-0,7881 (3,7686)	-0,7809 (2,0404)	-0,8690 (2,0221)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0207 (0,0196)	-0,0533*** (0,0186)	-0,0207 (0,0196)	-0,0533*** (0,0186)	0,1066*** (0,0313)	0,1022*** (0,0311)	0,0409* (0,0216)	0,0357* (0,0214)
Proportion de femmes (en %)	0,0267 (0,0292)	0,0094 (0,0286)	0,0267 (0,0292)	0,0094 (0,0286)	-0,0392 (0,1085)	-0,0360 (0,1084)	-0,0411 (0,0489)	-0,0413 (0,0489)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,2086*** (0,0365)	0,2624*** (0,0340)	0,2086*** (0,0365)	0,2624*** (0,0340)	0,0603 (0,0803)	0,0569 (0,0783)	0,0662 (0,0475)	0,0596 (0,0457)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456
Nombre total de firmes (n)			1247	1247	1247	1247	1247	1247
R carré du modèle	0,0601	0,0451	0,1558 ^b	0,1220 ^b	0,0528 ^c	0,0508 ^c	0,0238 ^b	0,0169 ^b
R carré ajusté	0,0540	0,0400						
Wald khi-carré			346,56	256,05			173,98	132,94
Durbin-Watson							0,4529	0,4520

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009.

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %
2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.
3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 6.3

Résultats des estimations de l'interaction entre un bon climat de travail et la présence d'un syndicat sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 14	Modèle 14.1	Modèle 15	Modèle 15.1	Modèle 16	Modèle 16.1	Modèle 17	Modèle 17.1
Taux de roulement volontaire	MCO	MCO Sans les occupations	RE	RE Sans les occupations	FE	FE Sans les occupations	AR(1) RE	AR(1) RE Sans les occupations
Variables explicatives								
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0459*** (0,0105)	0,0380*** (0,0104)	0,0459*** (0,0105)	0,0380*** (0,0104)	-0,0288 (0,0201)	-0,0282 (0,0201)	0,0414*** (0,0134)	0,0418*** (0,0134)
ln (nombre total d'employés)	-1,8369*** (0,6238)	-1,6734*** (0,6204)	-1,8369*** (0,6238)	-1,6734*** (0,6204)	-29,9169*** (2,5009)	-30,1479*** (2,4975)	-5,6658*** (1,2297)	-5,7895*** (1,2274)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,6817 (0,8105)	-0,4084 (0,8115)	-0,6817 (0,8105)	-0,4084 (0,8115)	-7,8475*** (2,0143)	-8,1183*** (1,9950)	-2,3236* (1,3029)	-2,2851* (1,2986)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	1,2877*** (0,4453)	1,0420** (0,4465)	1,2877*** (0,4453)	1,0420** (0,4465)	3,3931*** (0,7210)	3,4608*** (0,7198)	1,7519*** (0,5018)	1,8147*** (0,5425)
Présence d'un service de ressources humaines	2,9147* (1,6640)	2,9294* (1,6741)	2,9147* (1,6640)	2,9294* (1,6741)	1,6691 (1,8338)	1,9133 (1,8325)	0,7293 (1,0679)	1,0956 (1,0695)
Présence d'un syndicat	-6,6609*** (1,8837)	-6,5799*** (1,8868)	-6,6609*** (1,8837)	-6,5799*** (1,8868)	0,8199 (4,2479)	0,7159 (4,2032)	-0,3134 (2,3853)	-0,3903 (2,3725)
Présence syndicale X climat RT	-0,5537 (1,8214)	-0,3211 (1,8345)	-0,5537 (1,8214)	-0,3211 (1,8345)	-1,8443 (2,2631)	-1,7987 (2,2634)	-0,5363 (1,5248)	-0,5514 (1,5294)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0210 (0,0196)	-0,0534*** (0,0186)	-0,0210 (0,0196)	-0,0534*** (0,0186)	0,1064*** (0,0313)	0,1020*** (0,0311)	0,0407* (0,0216)	0,0355* (0,0214)
Proportion de femmes (en %)	0,0276 (0,0292)	0,0103 (0,0286)	0,0276 (0,0292)	0,0103 (0,0286)	-0,0383 (0,1085)	-0,0352 (0,1084)	-0,0403 (0,0489)	-0,0405 (0,0488)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,2078*** (0,0365)	0,2616*** (0,0340)	0,2078*** (0,0365)	0,2616*** (0,0340)	0,0599 (0,0803)	0,0566 (0,0783)	0,0661 (0,0476)	0,0595 (0,0457)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456
Nombre total de firmes (n)			1247	1247	1247	1247	1247	1247
R carré du modèle	0,0596	0,0446	0,1527 ^b	0,1193 ^b	0,0529 ^c	0,0509 ^c	0,0235 ^b	0,0166 ^b
R carré ajusté	0,0535	0,0395						
Wald khi-carré			343,38	253,26			173,62	132,65
Durbin-Watson							0,4528	0,4520

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009.

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %

2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.

3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 6.4

Résultats des estimations de l'impact des pratiques liées à la rémunération sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 18	Modèle 18.1	Modèle 19	Modèle 19.1	Modèle 20	Modèle 20.1	Modèle 21	Modèle 21.1
Taux de roulement volontaire	MCO	MCO Sans les occupations	RE	RE Sans les occupations	FE	FE Sans les occupations	AR(1) RE	AR(1) RE Sans les occupations
Variables explicatives								
Ratio salaire moyen								
entreprise/ salaire moyen	0,0377*** (0,0093)	0,0306*** (0,0092)	0,0297*** (0,0102)	0,0241** (0,0102)	-0,0312* (0,0174)	-0,0310* (0,0174)	0,0213* (0,0120)	0,0208* (0,0120)
ln (nombre total d'employés)	-1,3907** (0,5695)	-1,1999** (0,5643)	-1,9540*** (0,6452)	-1,8329*** (0,6452)	-24,6160*** (2,2058)	-24,7592*** (2,2010)	-3,6173*** (0,9937)	-3,6491*** (0,9904)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,3036 (0,6962)	-0,1272 (0,6983)	-0,7288 (0,7543)	-0,6420 (0,7596)	-5,5201*** (1,5848)	-5,8007*** (1,5756)	-0,6391 (0,9878)	-0,6702 (0,9863)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	1,1045*** (0,4051)	0,8787** (0,4059)	1,4181*** (0,4367)	1,2704*** (0,4391)	3,0716*** (0,6299)	3,1150*** (0,6293)	1,5691*** (0,4968)	1,5979*** (0,4974)
Présence d'un service de ressources humaines	2,8113* (1,5045)	2,7772* (1,5122)	2,5886* (1,5017)	2,6577* (1,5059)	1,9670 (1,6329)	2,1793 (1,6319)	0,4765 (1,0306)	0,7802 (1,0321)
Présence d'un syndicat	-7,4723*** (1,1213)	-7,0916*** (1,1135)	-6,7860*** (1,3043)	-6,4151*** (1,3062)	0,6322 (3,2422)	0,8722 (3,1919)	-2,4888 (1,7726)	-2,2653 (1,7537)
Pratiques de rémunération	-0,9239* (0,5009)	-0,9019* (0,5031)	-0,7725 (0,5040)	-0,7736 (0,5055)	-0,4867 (0,5635)	-0,5012 (0,5631)	0,4180 (0,3714)	0,3955 (0,3722)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0155 (0,0179)	-0,0476*** (0,0169)	0,0024 (0,0192)	-0,0218 (0,0184)	0,1019*** (0,0278)	0,0967*** (0,0276)	0,0305 (0,0200)	0,0225 (0,0197)
Proportion de femmes (en %)	0,0239 (0,0263)	0,0097 (0,0258)	0,0131 (0,0302)	0,0017 (0,0300)	-0,0198 (0,0916)	-0,0173 (0,0916)	-0,0316 (0,0408)	-0,0323 (0,0407)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,1908*** (0,0329)	0,2471*** (0,0305)	0,1851*** (0,0366)	0,2322*** (0,0344)	0,0229 (0,0703)	0,0235 (0,0682)	0,0838* (0,0431)	0,0876** (0,0410)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175
Nombre total de firmes (n)			1291	1291	1291	1291	1291	1291
R carré du modèle	0,0562	0,0426	0,1196 ^b	0,0953 ^b	0,0432 ^c	0,0412 ^c	0,0361 ^b	0,0273 ^b
R carré ajusté	0,0509	0,0381						
Wald khi-carré			255,20	188,95			150,15	108,44
Durbin-Watson							0,5342	0,5335

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009.

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %
2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.
3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 6.5

Résultats des estimations de l'interaction entre les pratiques liées à la rémunération et la formation sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :								
Taux de roulement volontaire	Modèle 22	Modèle 22.1	Modèle 23	Modèle 23.1	Modèle 24	Modèle 24.1	Modèle 25	Modèle 25.1
	MCO	MCO	RE	RE	FE	FE	AR(1) RE	AR(1) RE
<i>Variables explicatives</i>		Sans les occupations		Sans les occupations		Sans les occupations		Sans les occupations
Ratio salaire moyen entreprise/salaire moyen industrie (en %)	0,0378*** (0,0093)	0,0307*** (0,0092)	0,0298*** (0,0102)	0,0243** (0,0101)	-0,0307* (0,0174)	-0,0306* (0,0174)	0,0214* (0,0120)	0,0209* (0,0120)
ln (nombre total d'employés)	-1,3676** (0,5685)	-1,1804** (0,5634)	-1,9282*** (0,6441)	-1,8114*** (0,6441)	-24,5792*** (2,2052)	-24,7259*** (2,2004)	-3,5729*** (0,9929)	-3,6076*** (0,9897)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,3159 (0,6960)	-0,1397 (0,6981)	-0,7390*** (0,7540)	-0,6525 (0,7993)	-5,5227*** (1,5844)	-5,8040*** (1,5752)	-0,6367 (0,9877)	-0,6692 (0,9862)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	1,3281*** (0,4122)	0,4134 (0,4134)	1,6171*** (0,4438)	0,4465 (0,4465)	3,2442*** (0,6385)	0,6377 (0,6377)	1,5967*** (0,5023)	0,5029 (0,5029)
Présence d'un service de ressources humaines	3,1403** (1,5103)	3,1015** (1,5181)	2,9068** (1,5080)	2,9710** (1,5123)	2,2637 (1,6406)	2,4745 (1,6397)	0,6966 (1,0403)	0,9944 (1,0419)
Présence d'un syndicat	-7,5644*** (1,1207)	-7,1876*** (1,1129)	-6,8711*** (1,3035)	-6,5010*** (1,3054)	0,6254 (3,2413)	0,8671 (3,1911)	-2,5489 (1,7721)	-2,3212 (1,7533)
InF * Pratiques de rémunération	-0,2446*** (0,0860)	-0,2397*** (0,0864)	-0,2166*** (0,0863)	-0,2149*** (0,0865)	-0,1665* (0,0953)	-0,1678* (0,0953)	-0,0025 (0,0627)	-0,0041 (0,0629)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0147 (0,0179)	-0,0467*** (0,0169)	0,0031 (0,0192)	-0,0211 (0,0184)	0,1027*** (0,0278)	0,0974*** (0,0276)	0,0310 (0,0200)	0,0230 (0,0197)
Proportion de femmes (en %)	0,0232 (0,0263)	0,0090 (0,0257)	0,0126 (0,0302)	0,0012 (0,0300)	-0,0180 (0,0916)	-0,0155 (0,0916)	-0,0316 (0,0408)	-0,0325 (0,0407)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,1907*** (0,0329)	0,2471*** (0,0305)	0,1851*** (0,0366)	0,2321*** (0,0344)	0,0235 (0,0703)	0,0237 (0,0682)	0,0852** (0,0430)	0,0890** (0,0410)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175
Nombre total de firmes (n)			1291	1291	1291	1291	1291	1291
R carré du modèle	0,0570	0,0433	0,1208 ^b	0,0963 ^b	0,0436 ^c	0,0417 ^c	0,0368 ^b	0,0279 ^b
R carré ajusté	0,0516	0,0388						
Wald khi-carré			259,44	192,95			148,85	107,27
Durbin-Watson							0,5355	0,5347

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009.

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %
2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.
3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 6.6

Résultats des estimations de la présence de la concurrence sur le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante : Taux de roulement volontaire	Modèle 26	Modèle 26.1	Modèle 27	Modèle 27.1	Modèle 28	Modèle 28.1	Modèle 29	Modèle 29.1
Variables explicatives	MCO	MCO Sans les occupations	RE	RE Sans les occupations	FE	FE Sans les occupations	AR(1) RE	AR(1) RE Sans les occupations
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0374*** (0,0093)	0,0305*** (0,0092)	0,0294*** (0,0102)	0,0240** (0,0102)	-0,0308* (0,0174)	-0,0307* (0,0174)	0,0215* (0,0120)	0,0210* (0,0120)
ln (nombre total d'employés)	-1,5266*** (0,5729)	-1,3118** (0,5679)	-2,1127*** (0,6493)	-1,9715*** (0,6493)	-24,6545*** (2,2054)	-24,7991*** (2,2007)	-3,7594*** (0,9965)	-3,7957*** (0,9934)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,2942 (0,6966)	-0,1120 (0,6987)	-0,7320 (0,7548)	-0,6384 (0,7599)	-5,5781*** (1,5855)	-5,8571*** (1,5762)	-0,6823 (0,9877)	-0,7110 (0,9862)
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	1,1161*** (0,4057)	0,8932** (0,4066)	1,4126*** (0,4372)	1,2638*** (0,4396)	3,0663*** (0,6298)	3,1094*** (0,6292)	1,5795*** (0,4962)	1,6056*** (0,4969)
Présence d'un service de ressources humaines	2,4123* (1,4920)	2,4121* (1,4998)	2,2200 (1,4880)	2,3032 (1,4922)	1,7390 (1,6161)	1,9442 (1,6151)	0,6416 (1,0139)	0,9345 (1,0155)
Présence d'un syndicat	-7,2274*** (1,1197)	-6,8422*** (1,1115)	-6,5797*** (1,3036)	-6,2060*** (1,3045)	0,6311 (3,2425)	0,8665 (3,1924)	-2,5639 (1,7716)	-2,3291 (1,7527)
Aucune concurrence	-1,9369 (2,4931)	-2,3802 (2,5050)	-1,4721 (2,6339)	-1,7598 (2,6510)	1,9698 (3,5780)	1,8368 (3,5782)	-0,0931 (2,6337)	-0,2506 (2,6395)
Concurrence à l'international	0,3719 (1,2330)	0,0516 (1,2384)	0,9513 (1,3380)	0,7009 (1,3475)	1,9986 (1,8858)	2,0176 (1,8841)	2,7233** (1,3825)	2,6795** (1,3844)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0191 (0,0179)	-0,0507*** (0,0170)	-0,0010 (0,0192)	-0,0251 (0,0185)	0,1007*** (0,0278)	0,0954*** (0,0276)	0,0295* (0,0200)	0,0215 (0,0197)
Proportion de femmes (en %)	0,0254 (0,0263)	0,0113 (0,0258)	0,0143 (0,0302)	0,0031 (0,0300)	-0,0220 (0,0523)	-0,0192 (0,0916)	-0,0312 (0,0408)	-0,0318 (0,0407)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,1915*** (0,0330)	0,2473*** (0,0306)	0,1860*** (0,0367)	0,2328*** (0,0345)	0,0232 (0,0917)	0,0240 (0,0683)	0,0873** (0,0430)	0,0915** (0,0410)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175	6175
Nombre total de firmes (n)			1291	1291	1291	1291	1291	1291
R carré du modèle	0,0558	0,0422	0,1189 ^b	0,0949 ^b	0,0433 ^c	0,0413 ^c	0,0370 ^b	0,0279 ^b
R carré ajusté	0,0503	0,0376						
Wald khi-carré			253,60	187,51			152,97	111,27
Durbin-Watson							0,5332	0,5324

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009.

Notes :

- Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %
- Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.
- ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 7.1

Résultats des estimations (MCO, RE, FE, AR1, FGLS) des outils organisationnels pour expliquer le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 30	Modèle 30.1	Modèle 31	Modèle 31.1	Modèle 32	Modèle 32.1	Modèle 33	Modèle 33.1	Modèle 34	Modèle 34.1
Taux de roulement volontaire	MCO	MCO Sans les occupations	RE	RE Sans les occupations	FE	FE Sans les occupations	AR(1) RE	AR(1) RE Sans les occupations	FGLS Hetero; AR1	FGLS Hetero; AR1 Sans les occupations
Variables explicatives										
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0461*** (0,0105)	0,0381*** (0,0104)	0,0461*** (0,0105)	0,0381*** (0,0104)	-0,0285 (0,0201)	-0,0279 (0,0201)	0,0414*** (0,0134)	0,0418*** (0,0134)	0,0058* (0,0030)	0,0103*** (0,0029)
ln (nombre total d'employés)	-1,7741*** (0,6249)	-1,6225*** (0,6214)	-1,7741*** (0,6249)	-1,6225*** (0,6214)	-29,8424*** (2,5025)	-30,0752*** (2,4990)	-5,7129*** (1,2307)	-5,8319*** (1,2284)	-1,0688*** (0,1428)	-1,6642*** (0,1674)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,6803 (0,8098)	-0,4110 (0,8109)	-0,6803 (0,8098)	-0,4110 (0,8109)	-7,8383*** (2,0147)	-8,1074*** (1,9954)	-2,3326* (1,3036)	-2,2921** (1,2992)	-1,3277*** (0,3398)	-1,7660*** (0,3807)
In (dépenses de formation structurée/nb total d'employés)	1,2935** (0,4450)	1,0506** (0,4463)	1,2935** (0,4450)	1,0506** (0,4463)	3,4054*** (0,7212)	3,4726*** (0,7200)	1,7251*** (0,5423)	1,7892*** (0,5430)	0,3857*** (0,0890)	0,4448*** (0,0904)
Présence d'un service de ressources humaines	3,3245** (1,6745)	3,3343** (1,6845)	3,3245** (1,6745)	3,3343** (1,6845)	1,8278 (1,8482)	2,0714 (1,8469)	0,5645 (1,0789)	0,9368 (1,0804)	1,0072*** (0,2762)	0,6171*** (0,1971)
Présence d'un syndicat	-7,5174*** (1,2266)	-7,2445*** (1,2203)	-7,5174*** (1,2266)	-7,2445*** (1,2203)	-0,7393 (3,8192)	-0,8024 (3,7688)	-0,7373 (2,0413)	-0,8313 (2,0230)	-4,4957*** (0,2765)	-3,6485*** (0,3010)
Climat des relations de travail (perception : bonne)	-2,3309* (1,3582)	-2,1842* (1,3672)	-2,3309* (1,3582)	-2,1842* (1,3672)	-1,0498 (1,7061)	-1,0321 (1,7061)	-0,8026 (1,1570)	-0,7604 (1,1603)	-0,5927*** (0,2408)	-0,0513 (0,1910)
Pratiques de rémunération	-1,2025** (0,5749)	-1,1955** (0,5780)	-1,2025** (0,5749)	-1,1955** (0,5780)	-0,4621 (0,6565)	-0,4605 (0,6562)	0,4266 (0,3994)	0,4118 (0,4004)	-0,0614 (0,1033)	-0,0001 (0,0757)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0178 (0,0197)	-0,0505*** (0,0186)	-0,0178 (0,0197)	-0,0505*** (0,0186)	0,1075*** (0,0314)	0,1031*** (0,0311)	0,0406* (0,0216)	0,0354* (0,0214)	-0,0047 (0,0039)	0,0038 (0,0037)
Proportion de femmes (en %)	0,0255 (0,0292)	0,0080 (0,0286)	0,0255 (0,0292)	0,0080 (0,0286)	-0,0383 (0,1085)	-0,0352 (0,1085)	-0,0414 (0,0489)	-0,0414 (0,0489)	0,0228*** (0,0063)	0,0221*** (0,0079)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,2109*** (0,0365)	0,2651*** (0,0340)	0,2109*** (0,0365)	0,2651*** (0,0340)	0,0613 (0,0803)	0,0577 (0,0783)	0,0642 (0,0476)	0,0578 (0,0457)	0,1397*** (0,0111)	0,1064*** (0,0109)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5267	5267
Nombre total de firmes (n)			1247	1247	1247	1247	1247	1247	1058	1058
R carré du modèle	0,0609	0,0458	0,1580 ^b	0,1239 ^b	0,0529 ^c	0,0509 ^c	0,0234 ^b	0,0165 ^b		
R carré ajusté	0,0546	0,0405								
Wald khi-carré			351,15	260,48			175,26	134,16	2010,28	1110,36
Durbin-Watson							0,4539	0,4530		

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009 et du 16 novembre 2009. Notes : 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 % 2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations. 3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 7.2

Résultats des estimations (MCO, RE, FE, AR1, FGLS) des outils organisationnels (incluant interaction entre les dépenses en formation et les pratiques de rémunération) pour expliquer le taux de roulement volontaire au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 35	Modèle 35.1	Modèle 36	Modèle 36.1	Modèle 37	Modèle 37.1	Modèle 38	Modèle 38.1	Modèle 39	Modèle 39.1
Taux de roulement volontaire	<i>MCO</i>	<i>MCO</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1) RE</i>	<i>AR(1) RE</i>	<i>FGLS</i>	<i>FGLS</i>
Variables explicatives		Sans les occupations		Sans les occupations		Sans les occupations		Sans les occupations	Hetero; AR1	Hetero; AR1
		occupations		occupations		occupations		occupations		Sans les occupations
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0460*** (0,0105)	0,0380*** (0,0104)	0,0460*** (0,0105)	0,0380*** (0,0104)	-0,0281 (0,0201)	-0,0275 (0,0201)	0,0414*** (0,0134)	0,0418*** (0,0134)	0,0079*** (0,0031)	0,0098*** (0,0027)
ln (nombre total d'employés)	-1,7582*** (0,6239)	-1,6130*** (0,6204)	-1,7582*** (0,6239)	-1,6130*** (0,6204)	-29,7905*** (2,5013)	-30,0265*** (2,4979)	-5,6749*** (1,2299)	-5,7978*** (1,2276)	-1,4832*** (0,1758)	-1,4559*** (0,1503)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	-0,6947 (0,8095)	-0,4257 (0,8106)	-0,6947 (0,8095)	-0,4257 (0,8106)	-7,8476*** (2,0140)	-8,1169*** (1,9948)	-2,3282* (1,3032)	-2,2886* (1,2988)	-1,7509*** (0,4038)	-1,5490*** (0,3615)
ln (dépenses de formation structurée/nb total d'employés)	1,5523*** (0,4527)	1,3078** (0,4542)	1,5523*** (0,4527)	1,3078** (0,4542)	3,5807*** (0,7299)	3,6463*** (0,7287)	1,7648*** (0,5474)	1,8266*** (0,5483)	0,4772*** (0,0973)	0,4986*** (0,0873)
Présence d'un service de ressources humaines	3,7114** (1,6821)	3,7119** (1,6921)	3,7114** (1,6821)	3,7119** (1,6921)	2,1614 (1,8584)	2,4020 (1,8572)	0,7726 (1,0899)	1,1349 (1,0915)	0,9406*** (0,2117)	0,7868*** (0,2208)
Présence d'un syndicat	-7,6291*** (1,2257)	-7,3561*** (1,2195)	-7,6291*** (1,2257)	-7,3561*** (1,2195)	-0,7639 (3,8182)	-0,8222 (3,7679)	-0,7854 (2,0410)	-0,8725 (2,0227)	-3,7282*** (0,3158)	-4,2665*** (0,2911)
Climat des relations de travail (perception : bonne)	-2,3168* (1,3575)	-2,1666* (1,3665)	-2,3168* (1,3575)	-2,1666* (1,3665)	-1,0052 (1,7059)	-0,9879 (1,7058)	-0,7854 (1,1574)	-0,7433 (1,1607)	-0,3122* (0,1856)	-0,2829* (0,1916)
lnF * Pratiques de rémunération	-0,3048*** (0,0986)	-0,3006*** (0,0991)	-0,3048*** (0,0986)	-0,3006*** (0,0991)	-0,1811* (0,1111)	-0,1795* (0,1110)	-0,0124 (0,0674)	0,0114 (0,0676)	-0,0389*** (0,0135)	-0,0342*** (0,0135)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0168 (0,0197)	-0,0495*** (0,0186)	-0,0168 (0,0197)	-0,0495*** (0,0186)	0,1085*** (0,0313)	0,1041*** (0,0311)	0,0410* (0,0216)	0,0357* (0,0214)	0,0209*** (0,0038)	-0,0014 (0,0037)
Proportion de femmes (en %)	0,0245 (0,0292)	0,0070 (0,0285)	0,0245 (0,0292)	0,0070 (0,0285)	-0,0368 (0,1085)	-0,0337 (0,1084)	-0,0411 (0,0489)	-0,0413 (0,0489)	0,0240*** (0,0079)	0,0209*** (0,0070)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	0,2108*** (0,0365)	0,2648*** (0,0340)	0,2108*** (0,0365)	0,2648*** (0,0340)	0,0619 (0,0803)	0,0580 (0,0783)	0,0663 (0,0476)	0,0597 (0,0457)	0,0996*** (0,0117)	0,1307*** (0,0106)
Catégories professionnelles (7)	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5456	5267	5267
Nombre total de firmes (n)			1247	1247	1247	1247	1247	1247	1058	1058
R carré du modèle	0,0618	0,0467	0,1595 ^a	0,1252 ^a	0,0534 ^b	0,0514 ^b	0,0238 ^a	0,0169 ^a		
R carré ajusté	0,0555	0,0414								
Wald khi-carré			356,66	265,63			174,02	132,99	1669,37	1476,10
Durbin-Watson							0,4551	0,4542		

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009 et du 16 novembre 2009. Notes : 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 % 2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations. 3. ^a représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 8.1
Résultats des estimations quant à l'impact des outils organisationnels (incluant les dépenses en avantages sociaux) sur le taux de roulement optimal au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante :	Modèle 40	Modèle 41	Modèle 42	Modèle 43	Modèle 44
Taux de roulement optimal	<i>MCO</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1) RE</i>	<i>FGLS Hetero; AR1</i>
Variables explicatives					
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0420*** (0,0100)	0,0420*** (0,0100)	-0,0514*** (0,0201)	0,0428*** (0,0134)	0,0088*** (0,0020)
Ln (dépenses en avantages sociaux/effectif total)	-1,4285*** (0,5362)	-1,4285*** (0,5362)	3,1407*** (0,8818)	0,6778 (0,6652)	-0,4670*** (0,0781)
ln (nombre total d'employés)	-2,2570*** (0,4532)	-2,2570*** (0,4532)	-25,2091*** (2,1501)	-6,4206*** (1,0401)	-0,9703*** (0,0664)
ln (dépenses de formation structurée/effectif total)	0,8516** (0,4305)	0,8516** (0,4305)	2,7592*** (0,7026)	1,5665*** (0,5196)	0,1978*** (0,0578)
Présence d'un service de ressources humaines	2,9162* (1,5983)	2,9162* (1,5983)	1,6600 (1,7774)	0,3400 (0,9914)	0,4106** (0,2080)
Présence d'un syndicat	-3,2183*** (1,1735)	-3,2183*** (1,1735)	2,2052 (3,6372)	2,8026 (1,9729)	-0,9472*** (0,1689)
Climat des relations de travail (perception : bonne)	-2,4749* (1,3124)	-2,4749* (1,3124)	-0,6660 (1,6501)	-0,2091 (1,0824)	-0,7322*** (0,1723)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0441*** (0,0177)	-0,0441*** (0,0177)	0,0922*** (0,0300)	0,0338* (0,0202)	-0,0099*** (0,0024)
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	5397	5397	5397	5397	5229
Nombre total de firmes (n)		1196	1196	1196	1028
R carré du modèle	0,0292	0,1036 ^b	0,0511 ^c	0,0184 ^b	
R carré ajusté	0,0243				
Wald khi-carré		161,38		164,04	3153,58
Durbin-Watson				0,3843	

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009 et du 16 novembre 2009.

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %
2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.
3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 8.2
Résultats des estimations (MCO, RE, FE, AR1, FGLS) des outils organisationnels pour expliquer le
taux de roulement optimal au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005

Variable dépendante : Taux de roulement optimal	Sans interaction				Avec interaction InF * Pratiques de rémunération			
	Modèle 45	Modèle 46	Modèle 47	Modèle 48	Modèle 49	Modèle 50	Modèle 51	Modèle 52
Variables explicatives	RE	FE	AR(1) RE	FGLS Hetero; AR1	RE	FE	AR(1) RE	FGLS Hetero; AR1
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0319*** (0,0094)	-0,0341* (0,0195)	0,0445*** (0,0127)	0,0057*** (0,0021)	0,0319*** (0,0094)	-0,0337* (0,0195)	0,0445*** (0,0127)	0,0049** (0,0021)
ln (nombre total d'employés)	-1,7827*** (0,5934)	-29,4154*** (2,4240)	-7,2012*** (1,2628)	-1,0923*** (0,1210)	-1,7844*** (0,5924)	-29,3797*** (2,4227)	-7,1819*** (1,2621)	-1,0903*** (0,1213)
ln (Investissements en capital physique/effectif total)	0,9998 (0,7735)	-7,2399*** (1,9354)	-1,8213 (1,2846)	0,4071* (0,2579)	0,9804 (0,7731)	-7,2555*** (1,9347)	-1,8193 (1,2843)	0,4404* (0,2623)
ln (dépenses de formation structurée/nb total d'employés)	0,7191* (0,4256)	2,8129*** (0,6986)	1,4837*** (0,5142)	0,3692*** (0,0679)	1,0228** (0,4333)	3,0110*** (0,7069)	1,5426*** (0,5189)	0,3725*** (0,0709)
Présence d'un service de ressources humaines	3,1672** (1,6074)	2,0946 (1,7921)	0,5472 (0,9985)	0,1724 (0,1656)	3,5556** (1,6145)	2,4222 (1,8020)	0,7376 (1,0087)	0,1803 (0,1780)
Présence d'un syndicat	-4,0099*** (1,1614)	1,6608 (3,6531)	2,6872 (1,9603)	-0,1889 (0,2072)	-4,1031*** (1,1605)	1,6421 (3,6520)	2,6621 (1,9601)	-0,1079 (0,2098)
Climat des relations de travail (perception : bonne)	-2,3922* (1,3062)	-0,6510 (1,6553)	-0,1525 (1,0772)	-0,3930*** (0,1531)	-2,3791* (1,3055)	-0,6083 (1,6550)	-0,1351 (1,0774)	-0,3949*** (0,1575)
Pratiques de rémunération	-1,5683*** (0,5519)	-0,6982 (0,6367)	0,1297 (0,3705)	-0,0736 (0,0611)				
InF * Pratiques de rémunération					-0,3340*** (0,0947)	-0,2088** (0,1077)	-0,0430 (0,0625)	-0,0234** (0,0108)
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0448*** (0,0174)	0,0977*** (0,0302)	0,0376* (0,0201)	0,0010 (0,0026)	-0,0441*** (0,0174)	0,0985*** (0,0302)	0,0378* (0,0201)	0,0015 (0,0025)
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	5456	5456	5456	5267	5456	5456	5456	5267
Nombre total de firmes (n)	1247	1247	1247	1058	1247	1247	1247	1058
R carré du modèle	0,0933 ^b	0,0506 ^c	0,0184 ^b		0,0949 ^b	0,0511 ^c	0,0186 ^b	
R carré ajusté								
Wald khi-carré	167,01		165,91	1699,69	173,09		166,17	1622,62
Durbin-Watson			0,3809				0,3819	

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 15 mai 2009 et du 16 novembre 2009.

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %

2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.

3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 9
Résultats des estimations des entreprises qui dépensent en formation plus que la moyenne sur le taux de roulement et le taux de roulement optimal au Canada de 1999 à 2005

<i>Variables explicatives</i>	Taux de roulement volontaire				Taux de roulement optimal
	Modèle 53	Modèle 53.1	Modèle 54	Modèle 54.1	Modèle 55
	OLS	RE	OLS	RE	OLS
Ratio salaire moyen entreprise/ salaire moyen industrie (en %)	0,0144* (0,0091)	0,0103 (0,0107)	0,0147** (0,0073)	0,0202** (0,0083)	0,0265*** (0,0087)
ln (nombre total d'employés)	-0,1680 (0,4630)	-3,3354*** (0,7017)	0,0661 (0,3689)	-0,9345** (0,4618)	-1,7221*** (0,4456)
Dépenses de formation structurée/effectif total (=1 depf/employé > moyenne et 0 autrement).	2,2207** (1,1003)	2,9049*** (1,0261)	1,6411* (0,9505)	2,3964*** (0,9282)	1,7666* (1,0590)
Présence d'un service de ressources humaines	1,6137 (1,8812)	0,0997 (1,7953)	1,6401 (1,7549)	0,6076 (1,7220)	2,3257 (1,8106)
Présence d'un syndicat	-7,2790*** (1,3076)	-4,1397** (1,9922)	-7,9650*** (1,1694)	-5,9269*** (1,4902)	-3,9371*** (1,2586)
Climat des relations de travail (perception : bonne)	-2,9349** (1,4970)	-1,6324 (1,5215)	-2,7951** (1,3500)	-2,0939 (1,3691)	-2,9738** (1,4409)
ln (dépenses en avantages sociaux/effectif total)	-1,3614** (0,5752)	1,9607*** (0,6709)			-0,5176 (0,5536)
Pratiques de rémunération			-0,5783 (0,5709)	-0,1309 (0,5578)	
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en %)	-0,0430** (0,0188)	0,0348 (0,0231)	-0,0457*** (0,0155)	-0,0025 (0,0178)	-0,0381** (0,0181)
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	7542	7542	9245	9245	7542
Nombre total de firmes (n)		1383		1621	
R carré du modèle	0,0270	0,0313 ^b	0,0273	0,0612 ^b	0,0216
R carré ajusté	0,0235		0,0245		0,0181
Wald khi-carré		115,45		148,59	

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 7 décembre 2009

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %
2. Une constante, des variables dichotomiques pour les secteurs d'activités (14) et le temps (7) ont été intégrées dans l'ensemble des estimations.
3. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires.

Annexe VI– Recension des études empiriques

Tableau 10 Résumé des études traitant de l'impact de la formation et de pratiques organisationnels sur le taux de roulement									
ÉTUDES TRANSVERSALES									
Auteurs Année Pays	Données utilisées ¹⁰²	VD et VI	Type/Contenu		Interaction complémentarité des facteurs	Méthodologie Estimateurs utilisés	Biais techniques	Principaux résultats	Élasticité
			Roulement	Formation					
Arnold, H.J. et D.C. Feldman (1982) Canada	Les données sont issues d'un échantillon de comptables agréés (CA). n = 654 individus dont 143 (22%) ont changé d'emploi à l'intérieur d'une année.	<u>VD</u> Taux de roulement; intention de changer d'emploi; intention de chercher un nouvel emploi. <u>VI</u> Ancienneté, perception de leur emploi (satisfaction au travail, engagement au travail, attentes, équité interne), perception de la sécurité d'emploi, alternatives disponibles, intention de changer de position et intention de chercher des alternatives. <u>Variables de contrôle</u> Age, sexe, statut marital, nombre de personnes à charge.	√ Actuel ou courant.	n/a	√ Oui Interaction entre les intentions et les alternatives perçues.	Corrélations, Régressions hiérarchiques multiples	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Degré de signification du taux de roulement. Il n'y a aucune indication dans les analyses que l'échantillon final serait biaisé ou non représentatif.	Les variables engagement organisationnel, satisfaction au travail et l'âge sont des facteurs significatifs de l'intention de chercher d'autres alternatives à l'emploi actuel. Les résultats montrent que le roulement est influencé par l'âge, l'ancienneté, la satisfaction au travail, l'engagement, la sécurité d'emploi perçue et l'intention de chercher des alternatives à la position actuelle.	L'âge, la satisfaction au travail et l'engagement organisationnel ont un impact sur l'intention de chercher des alternatives : élasticité négative respective de -0,14; -0,20; -0,49. Le roulement semble lié plus fortement à l'intention de chercher des alternatives que l'intention de changer de position : élasticité respective de 0,30 et 0,19.
Arthur, J.B. (1994) États-Unis	Les données sont issues d'une industrie comprenant 30 des	Deux systèmes ont été testés. Le premier, un système de contrôle, est caractérisé par une organisation du travail	√ Volontaire √ Involontaire	√ Générale	√ Oui Interaction entre le taux de roulement et le système de GRH.	Estimations réalisées avec des analyses de régression	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Problème de	Plus la cohérence interne et externe est forte, plus les entreprises ont une	Impact du système de pratique sur les heures de

¹⁰² Les études qui utilisent des données au niveau de la firme seront identifiées en **caractère gras (auteur, année, pays)**.

	<p>54 petites aciéries américaines. Une enquête par questionnaire a été réalisée auprès de gestionnaires permettant d'amasser des données sur les travailleurs de production et d'entretien pour les années 1988 et 1989.</p> <p>n = 30 firmes.</p>	<p>(taylorisme), peu de communication et peu de participation. Le second, un système basé sur l'engagement et la participation.</p> <p><u>VD</u> Le taux de roulement a été mesurée à partir des départs volontaires et non volontaires sur le nombre total d'employés. La performance organisationnelle a été mesurée aussi par deux indicateurs : le nombre d'heures de production (productivité) et le taux de rejet de la production d'acier.</p> <p><u>VI</u> Dix pratiques de GRH ont permis de caractériser les 2 systèmes : décentralisation, participation, formation et qualifications, supervision, activités sociales, résolution des plaintes et griefs, rémunération, avantages sociaux et régimes d'incitation.</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Stratégies d'affaires : réduction des coûts et différenciation; âge moyen de l'établissement, taille, région et présence du syndicat.</p>				<p>multivariée et des analyses par grappes pour identifier les systèmes de pratiques. Pour la validité des grappes (Arthur, 1992), test de corrélation selon deux stratégies d'affaires identifiées par Porter (1980) : différenciation et réduction des coûts.</p>	<p>mesure et de la définition du construit des systèmes de GRH.</p>	<p>performance élevée et ce, particulièrement pour les organisations qui utilisent un ensemble de pratiques axées sur l'engagement des employés. Les résultats montrent aussi que pour les systèmes axés sur l'engagement, le taux de rejet est plus faible et la productivité plus élevée. L'interaction entre le taux de roulement et le système de gestion des ressources humaines a un impact significatif sur le taux de rejet et la productivité.</p>	<p>production : élasticité de - 0,79; sur le taux de rejet : élasticité de - 0,14.</p>
<p>Batt, R. (2002) États-Unis</p>	<p>Les données sont issues d'un échantillon représentatif, aléatoire et stratifié d'une liste d'établissement de Dun et Bradstreet.</p>	<p><u>VD</u> Taux moyen de départs annuels et les ventes mesurées par le logarithme du % de variation.</p> <p><u>VI</u> Système de pratiques de haute performance basé sur 3</p>	<p>√ Volontaire</p>	<p>√ Spécifique</p>	<p>√ Oui</p> <p>Interactions entre les pratiques à haute performance et la taille des entreprises (grande, petite et résidentielle)</p>	<p>Corrélations, Analyses de Tobit et moindres carrés ordinaires (OLS).</p>	<p>√ Autre(s)</p> <p><u>Précisions :</u> Pour augmenter la fiabilité des résultats, le questionnaire a été réalisé uniquement</p>	<p>Les résultats montrent des relations négatives significatives entre le système de pratiques de haute performance et le taux moyen de départs. Toutefois, les pratiques liées</p>	<p>Impact du système de pratique haute performance sur le taux moyen de départs : élasticité passant de 0 (pour les compétences), à</p>

	n = échantillon variant de 260 à 326 établissements de 10 employés et plus issus du secteur des télécommunications, selon les spécifications retenues.	dimensions : niveau de compétences, structure d'emploi et les pratiques RH d'incitations liées à l'engagement telles que : la formation continue (mesurée par le nombre de semaines de formation par les employés pour 1 année), la sécurité d'emploi (% d'employés permanents à temps plein), le salaire (log du salaire annuel médian), évaluation de la performance (contrôle électronique). <u>Variables de contrôle</u> Branche d'activités ou entreprises de la même famille d'activités; % de femmes; variables dichotomiques pour le secteur des télécommunications : cellulaire, services Internet, câble ou sans-fil; présence d'un syndicat.					auprès des gestionnaires. Pour réduire la multicolinéarité, utilisation des valeurs standardisées de la table de Z. pour le système de pratiques.	aux compétences ne sont pas significatives. La présence syndicale a un effet significatif et négatif sur le taux moyen de départs volontaires. L'interaction des pratiques a un impact positif sur la croissance des ventes, principalement dans le secteur résidentiel et les petites entreprises.	-4,45 (pour la structure d'emploi) à -1,98 (pour les mesures incitatives), à -6,34 (pour les pratiques haute performance). Effet de l'interaction sur la croissance des ventes : élasticité respective de 0,13 et de 0,26 pour les petites entreprises et celles du secteur résidentiel.
Batt, R., A.J. S. Colvin et J. Keefe (2002) États-Unis	Les données sont issues d'un échantillon représentatif, aléatoire et stratifié d'une liste d'établissement de Dun et Bradstreet. n = échantillon variant de 492 à 576 établissements de 10 employés et plus issus du secteur des télécommunications qui se distribuent également entre le département des opérations en ligne et le département du	<u>VD</u> Taux annuel de roulement volontaire. <u>VI</u> Pratiques de participation à la prise de décisions (%) ou <i>Employee Voice</i> : de syndiqués, groupe de résolution de problèmes, équipe auto-dirigée, procédure syndicale, évaluation par les pairs, arbitrage, % conflits/employé. Pratiques de RH liées à l'engagement : formation (jours/an : nombre de semaines/année), mobilité interne (%), niveau salarial	√ Volontaire	√ Spécifique	√ Non	Corrélations, Analyses de Tobit et moindres carrés ordinaires (OLS).	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Pour augmenter la fiabilité et la validité des résultats, le questionnaire a été réalisé uniquement auprès des gestionnaires et les réponses obtenues ont été vérifiées auprès du CPS Current Population Survey, de la liste d'entreprises de Dun et Bradstreet	Les résultats n'ont pas permis de montrer de relation significative entre la formation et le taux de roulement. Les résultats montrent des relations négatives et significatives entre les pratiques de participation à la décision, la mobilité interne, un niveau de salaire élevé et le taux de roulement. Les résultats obtenus montrent aussi l'usage de pratiques de réduction des	Impact des pratiques liées à la participation et à la prise de décisions sur le taux annuel de roulement : élasticité négative variant de -0,058 à -0,114. Impact des pratiques de réduction des coûts sur le taux de roulement : élasticité variant de 0,050 à 0,251 (variables en %)

	service et des ventes, selon les spécifications retenues.	(ratio avec coûts de départs). Pratiques de réduction des coûts (%): réduction d'effectifs au cours des 5 dernières années, employés à temps partiels, temporaires, contrôle électronique, rémunération variable. <u>Variables de contrôle</u> % de femmes, logarithme du nombre d'employés (taille), secteur (%), entreprise de Bell (%), département de RH (%), diplôme collégial (%), techniciens (%), vendeurs (%).					et de certains syndicats.	coûts augmente le taux de roulement.	et élasticité de 8,088 (pour la réduction d'effectifs). Impact des pratiques de RH liées à l'engagement : élasticité de -0,040 pour la mobilité; de 0 pour la formation et de -0,102 pour le ratio de salaires.
Bluedorn, A.C. (1982) États-Unis	Les données sont issues d'employés (92 % et 94 % des femmes) dans 2 échantillons dans une division des opérations d'une grande entreprise d'assurance, pour une période de 1 an suivant l'administration du questionnaire. n = non précisé.	<u>VD</u> Roulement (=1 si décision de quitter l'organisation ou 0 autrement): seulement les départs volontaires sont retenus pour l'étude. <u>VI</u> Règles et procédure formelles, routine, opportunités à l'intérieur de l'entreprise, équité, conflit de rôle, intention de quitter ou de rester, satisfaction au travail, engagement au travail, la recherche d'emploi, statut marital, âge, années de service, rémunération et niveau de scolarité.	√ Volontaire √ Involontaire	n/a	√ Non	Régressions multiples; analyse de pistes causales (Path analysis), validation croisée d'un échantillon à un autre.	√ Autre(s) <u>Précisions:</u> La fiabilité des échelles de mesures a été testée par l'alpha de Cronbach.	L'âge, la routine et les opportunités extérieures ont un effet direct et indirect sur le roulement volontaire, et ce, indépendamment la satisfaction au travail ou de l'intention de quitter, tel que documenté dans d'autres études.	L'effet total de l'âge, de la routine et des opportunités extérieures sur le roulement sont respectivement de : -0,23; 0,23 et 0,30. L'intention de quitter a un effet direct sur le roulement volontaire de 0,27.
Boxall, P., K. Macky et E. Rasmussen (2003) Nouvelle-Zélande	Les données sont issues d'entrevues téléphoniques réalisées auprès d'individus âgés de 25 ans et plus, de sept centres urbains.	<u>VD</u> Intention de quitter et la perception du marché du travail (degré de confiance quant aux alternatives disponibles). <u>VI</u> Historique de travail (nombre	√ Volontaire	n/a	√ Non	Test non paramétrique (khi-carré), test de t.	√ Autre(s) <u>Précisions:</u> Données manquantes prises en comptes dans les estimations.	Les résultats obtenus pour les variables démographiques vont dans le même sens que la littérature internationale. Le sexe n'est pas un facteur significatif dans l'explication des départs. Les résultats montrent aussi que le fait d'avoir un travail intéressant est un facteur important pour retenir les employés. L'équité perçue dans les décisions de gestion est également un	

	n = 549 individus	d'employeurs), sexe, âge, revenu, syndicat, raisons de quitter ou de rester (raisons intrinsèques ou extrinsèques); perceptions des gains ou des pertes associés au départ ou non durant les 5 années avant l'enquête, équité interne.						facteur qui explique la rétention des employés. Les employés qui restent au sein de l'entreprise sont davantage syndiqués que ceux qui quittent.
Dalessio, A., W.H. Silverman et J.R. Schuck (1986) États-Unis	Les données sont issues de différentes sources : employés d'hôpitaux (n = 203), employés de la garde nationale (n=235, n = 225), employés cléricaux (n=65, n = 286).	<u>VD</u> Décision de quitter ou de rester au sein de l'entreprise. <u>VI</u> Ancienneté, âge, satisfaction au travail, probabilité de trouver des alternatives à l'emploi actuel, penser à quitter, intention de quitter, intention de chercher un autre emploi.	✓ Volontaire <u>Précisions :</u> Type de roulement non précisé officiellement dans l'article.	n/a	✓ Non	Analyses de corrélations, khi-carré, analyse factorielle confirmatoire, tests de t, régressions.	✓ Simultanéité ✓ Autre(s) <u>Précisions :</u> Multicolinéarité fiabilité de la mesure des variables (problème de construit) en lien avec la validité de la littérature.	Les résultats montrent que l'âge a un effet indirect sur le roulement via la satisfaction au travail, que la satisfaction au travail a un effet indirect sur le roulement via l'intention de quitter et que l'intention de quitter est le précurseur immédiat du roulement des employés.
Garino, G. et C. Martin (2007) Grande-Bretagne	Les données sont issues du <i>Employer's Manpower and Skills Practices Survey</i> de 1991 et du <i>Workplace Employee Relations Survey</i> de 1990. n = 914 établissements	<u>VD</u> Roulement est trop élevé, trop bas ou juste correct. Taux de roulement optimal <u>VI</u> Taux de roulement actuel, formation (nombre de jours), Difficultés à l'embauche, comité de travail, communication informelle, négociation des conditions de travail, technologie, nouveaux produits et applications informatiques, % employés qualifiés, % employés manuels, % employés temps partiel, % femmes, % contrat court terme, salaire relatif (salaire le plus bas dans l'établissement comparé au salaire de la région), taux de chômage local, taille, régions, industries.	✓ Actuel et optimal	✓ Générale ✓ Spécifique ✓ Autre(s) <u>Précisions :</u> Formation sur les lieux de travail et à l'extérieur des lieux de travail.	✓ Non	Fonction de production; modèle des salaires de Salop (1979). Probit, test de Hausmann	✓ Simultanéité <u>Précisions :</u> Le taux de roulement a été considéré comme endogène au salaire. Utilisation de la valeur retardée à t-1 du taux de roulement.	Les résultats montrent que le taux de roulement actuel, la formation et les difficultés liées à l'embauche sont associées positivement à un taux de roulement « trop élevé », tandis que la communication informelle a un effet négatif sur le taux de roulement « trop élevé ». Aucune des caractéristiques personnelles ou liées à l'environnement externe n'est significative. Relation entre la formation (en jours ≥ 7) et le roulement « trop élevé » est de 0,296. Relation entre les difficultés d'embauche et le roulement « trop élevé » est de 0,329. Relation entre la communication informelle et le roulement « trop élevé » est de - 0,197.

<p>Green, F. et al. (2000)</p> <p>Grande-Bretagne</p>	<p>Les données sont issues de deux enquêtes : l'une sur des individus et l'autre sur des employeurs en 1996.</p> <p>L'échantillon est composé de 1539 individus et de 149 grandes firmes et 313 PME de moins de 500 employés.</p> <p>n = 518 à 521 individus selon les estimations.</p> <p>n = 145 à 444 entreprises selon les estimations.</p>	<p><u>VD</u> Roulement (0, 1 ou 2) : Probabilité que l'individu cherche un autre emploi (réduit, aucun changement ou augmente)</p> <p><u>VI</u> Formation (financement de la formation : employeur, employés, employés-employeur, gouvernement-employés et gouvernement-employeur); type de formation (générale, spécifique à la firme, spécifique à l'industrie), certification, objectifs de la formation, nombre d'heures.</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Âge, sexe, taille de l'établissement, secteur public.</p>	<p>✓ Volontaire</p>	<p>✓ Générale ✓ Spécifique</p> <p><u>Précisions :</u> Selon les sources de financement</p>	<p>✓ Non</p>	<p>Probit ordonné, estimations pour les individus et pour les entreprises séparément.</p>	<p>✓ Autres</p> <p><u>Précisions :</u> Biais possible dû aux réponses subjectives.</p>	<p>Les résultats montrent que les firmes qui financent de la formation ont une plus faible probabilité que leurs employés quittent. Si la formation est totalement financée par l'employé, la probabilité de chercher un emploi augmente.</p> <p>Les résultats montrent aussi que le fait d'offrir de la formation pour augmenter l'engagement des employés, réduit aussi la probabilité de recherche d'emploi.</p> <p>Les résultats montrent aussi pour les grandes firmes que la formation pour les employés manuels est davantage spécifique réduisant la probabilité de recherche d'emploi.</p>	<p><u>Pour les firmes de grande taille :</u> Relation négative entre la formation spécifique et la probabilité de quitter : -0,848.</p> <p><u>Pour les PME :</u> La formation permet de s'identifier davantage à l'employeur, réduit la probabilité de quitter : -0,446.</p> <p><u>Pour les individus :</u> La formation financée uniquement par la firme, réduit la probabilité de quitter (-0,336), le financement partagé augmente la probabilité de quitter (0,358) comparativement à la formation financée par le gouvernement. La formation spécifique à la firme réduit la probabilité de quitter de -0,797 si l'on compare à la formation générale.</p>
---	---	---	---------------------	--	--------------	---	--	---	---

<p>Gritz, R.M. (1993) États-Unis</p>	<p>Les données sont issues du Youth Cohort of the National Longitudinal Survey.</p> <p>n = 1703 individus âgés de 14 à 21 ans en 1978.</p>	<p><u>VD</u> Probabilité d'être en situation d'emploi ou de non emploi quant à la notion de durée.</p> <p><u>VI</u> Avant la formation : durée de l'emploi (semaines), durée du non-emploi (semaines), proportion du temps en emploi.</p> <p>Après la formation : durée de l'emploi (semaines), durée du non-emploi (semaines), proportion du temps en emploi.</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Âge, éducation (années), % femmes, % minorité ethnique</p>	<p>n/a</p>	<p>✓ Autre(s)</p> <p><u>Précisions :</u> Formation financée au privé (apparentée à la formation spécifique) et financée par le gouvernement.</p>	<p>✓ Oui</p> <p>Interaction entre un programme de formation (privé ou public) et le fait d'être une femme. Interaction entre l'âge et le niveau d'éducation.</p>	<p>Fonction de hasard avec un modèle de Cox permettant d'estimer la probabilité de quitter l'emploi.</p>	<p>✓ Simultanéité ✓ Hétérogénéité non observée</p> <p><u>Précisions :</u> Pour l'hétérogénéité non observée représente 1 si l'individu participe à un programme de formation et à 0 autrement.</p>	<p>Tel que prédit théoriquement par la théorie du capital humain, les individus plus âgés sont moins susceptibles de participer à un programme de formation que les individus plus jeunes. Un haut niveau de scolarité diminue la probabilité de quitter une situation d'emploi pour une situation de non emploi. Les résultats montrent aussi que l'effet d'une formation récente sur la transition d'une situation d'emploi à une situation de non emploi est significativement négatif, ce qui indique que les hommes sont moins susceptibles de quitter une situation d'emploi ou de non emploi après avoir participé à un programme de formation. Les résultats sont plus clairs pour les femmes. Pour les femmes, la participation à un programme privé de formation améliore les perspectives d'emploi en augmentant la fréquence et la durée des possibilités d'emploi.</p>	
<p>Guthrie, J. P. (2001) Nouvelle-Zélande</p>	<p>Les données sont issues d'une enquête par questionnaires réalisée auprès de directeurs de GRH dans des milieux de travail néo-zélandais comptant 100 employés et plus.</p> <p>N = 164 établissements</p>	<p><u>VD</u> Taux de roulement moyen annuel, taux de rétention, productivité mesurée par le logarithme des ventes par employé.</p> <p><u>VI</u> Pratiques à haute performance : promotions internes, pratiques de rémunération basée sur les compétences, pratiques de rémunération basée sur la performance collective, partage d'information, formation.</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Taille de l'organisation, âge de la firme, syndicat, secteur primaire d'activités, position des salaires par rapport au marché (équité externe).</p>	<p>✓ Volontaire ✓ Involontaire</p> <p><u>Précisions :</u> Utilisation du même indicateur que dans l'étude de Huselid (1995) : « Quel est votre taux de roulement moyen annuel ? ».</p>	<p>✓ Spécifique (non précisé comme tel dans l'article)</p> <p><u>Précisions</u> Heures de formation (moyenne annuelle) offertes aux employés.</p>	<p>✓ Oui</p> <p>Interaction entre les pratiques à haute performance et taux de rétention des employés.</p>	<p>Alpha de Cronbach, estimations de régressions avec OLS, GLM, test de Durbin-Watson, corrélations.</p>	<p>✓ Simultanéité ✓ Autre(s)</p> <p><u>Précisions :</u> Le questionnaire auto-administré peut être biaisé avec les données transversales résultant d'une variance commune.</p> <p>Biais de simultanéité possible entre la productivité et le taux de roulement affectant le recours aux pratiques à haute performance.</p>	<p>Les résultats montrent que la présence d'un système de pratiques à haute performance augmente la rétention du personnel. Les résultats montrent aussi que l'interaction entre un système de pratiques à haute performance et le taux de rétention a un impact positif sur la productivité des firmes.</p> <p>La présence d'un syndicat et la position du salaire par rapport au marché réduisent le taux de roulement.</p>	<p>Impact positif d'un système de pratiques haute performance sur le taux de rétention : élasticité de 0,22.</p> <p>Impact positif de la présence syndicale et de la position du salaire par rapport au marché, sur le taux de rétention des employés : élasticité respective de 0,23 et de 0,20.</p>

<p>Huselid, M.A. (1995)</p> <p>États-Unis</p>	<p>Enquête complétée en 1992 par des directions de ressources humaines d'entreprises publiques américaines cotées en bourse.</p> <p>n= 968 organisations.</p>	<p><u>VD</u> Taux de roulement moyen annuel incluant les départs volontaires et les départs involontaires.</p> <p><u>VI</u> Prise en considération du système de pratiques haute performance (complémentarité des pratiques), l'auteur regroupe les politiques de RH en deux catégories : 1) compétences des employés et structure organisationnelle (sélection, formation, partage d'informations, qualité de vie au travail) et 2) la motivation des employés (rémunération au rendement, promotions basées sur le mérite ou l'ancienneté)</p> <p><u>Variables contrôles</u> Taille de l'organisation (nombre total d'employés), intensité en capital, présence du syndicat dans l'organisation, présence du syndicat dans l'industrie, intensité de la R&D, ventes nettes, total des actifs, 34 variables dichotomiques pour les secteurs industriels.</p>	<p>✓ Volontaire ✓ Involontaire</p>	<p>✓ Formelle</p> <p><u>Précisions :</u> Moyenne du nombre d'heures de formation depuis les 12 derniers mois.</p>	<p>✓ Oui</p> <p>Interaction mesurée par le degré d'implantation d'un groupe de pratiques dans l'ensemble de l'organisation.</p> <p>Fit interne (avec politiques), Fit externe (avec stratégies).</p>	<p>Estimations réalisées à l'aide de régression avec OLS pour vérifier l'impact des pratiques de GRH sur la productivité. Test de Hausman afin de choisir entre un modèle à FE ou aléatoires.</p>	<p>✓ Simultanéité ✓ Hétérogénéité ✓ Biais de sélection</p> <p><u>Précisions:</u> Pour contrôler pour le biais de sélection, utilisation du ratio de Mills et de la régression 2SLS. Le choix des FE, aléatoires et des variables instrumentales visent à corriger pour les biais d'hétérogénéité et de simultanéité.</p> <p><u>Note :</u> Puisque les pratiques de GRH affectent les départs volontaires et non les départs involontaires, les résultats peuvent sous-estimer l'impact des pratiques sur le taux de roulement.</p>	<p>Les pratiques du 1^{er} groupe (compétences et structure organisationnelle) et du 2^e groupe (motivation des employés) sont significatives et positives sur la productivité, si elles sont introduites individuellement. Seulement pratiques liées aux compétences des employés et à la structure organisationnelle ont un impact significatif sur le roulement. Les firmes, dont l'investissement dans les pratiques de GRH est élevé, paraissent plus performantes que les firmes qui investissent moins.</p>	<p>Impact des pratiques du 1^{er} groupe sur le taux de roulement : Élasticité variant de 0 à -1,769.</p> <p>Impact de la présence syndicale sur le roulement : élasticité négative variant de -0,088 à -0,090.</p> <p>Impact de l'intensité en capital sur le taux de roulement : élasticité variant de -2,229 à -2,279.</p>
<p>Knudsen, H.K., L.J. Ducharme et P.M. Roman (2009)</p> <p>États-Unis</p>	<p>Les données sont issues d'entrevues individuelles réalisées auprès de gestionnaires de haut niveau à partir d'un échantillon d'entreprises américaines.</p> <p>n = 410 individus</p>	<p><u>VD</u> Intention de quitter (mesurée sur une échelle de Likert).</p> <p><u>VI</u> Demande de travail, centralisation des décisions, innovation dans la prise de décision, planification stratégique à long terme, épuisement psychologique (émotionnel).</p>	<p>n/a</p>	<p>n/a</p>	<p>✓ Non</p>	<p>Estimations réalisées à l'aide d'équations structurelles, analyse factorielle confirmatoire, alpha de Cronbach, khi-carré et test de t.</p>	<p>✓ Simultanéité</p> <p><u>Précisions :</u> L'intention de quitter est considérée comme endogène à l'épuisement professionnel (psychologique).</p>	<p>Les résultats montrent que la centralisation et l'innovation dans la prise de décisions sont directement associées à l'intention de quitter. Les demandes de travail ont une relation indirecte avec l'intention de quitter.</p>	

		<u>Variables de contrôle</u> âge, sexe, origine ethnique, diplôme le plus élevé obtenu, ancienneté, revenu.						
Larose, K. (2003) Canada	Les données sont issues de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés, réalisée par Statistique Canada, pour la période de 1999 et 2000. Seuls les données des employeurs ont été utilisées. n = 4110 établissements de 10 employés et plus.	<u>VD</u> Taux de roulement volontaire pour 1999 et pour 2000. <u>VI</u> Formation (ratio dépenses en formation/masse salariale totale), nombre d'employés ayant reçu de la formation en classe, en cours d'emploi, nombre de formations en classe et en cours d'emploi); Recrutement interne; Niveau salarial, Avantages sociaux (investissements et nombre); Rémunération variable (avec boni, en groupe, partage des profits, des gains, basée sur le mérite); Programme de participation à la prise de décisions (suggestions, partage d'informations, résolution de problèmes, équipe de travail autonome); Justice procédurale. <u>Variables de contrôle</u> Syndicalisation, département de GRH, taille, secteurs d'activités.	√ Volontaire	√ Structurée √ Informelle <u>Précisions :</u> Formation en classe et en cours d'emploi.	√ Non	Analyses de corrélations, analyses de régression Tobit.	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> La présence de multicollinéarité a été testée.	L'investissement en matière de formation est associé à une hausse du taux de roulement volontaire. L'implantation d'un système de rémunération variable est aussi associée à une augmentation du taux de roulement. Les pratiques de recrutement à l'interne, un salaire élevé ainsi que la présence d'une variété d'avantages sociaux sont associés à une baisse du taux de roulement volontaire. Relation positive avec le taux de roulement de 1999 : investissement en formation (1,454), nombre d'employés ayant reçu de la formation en classe (0,212), en cours d'emploi (0,259), nombre de formation en classe (0,007), en emploi (0,010). Les différents indicateurs de la rémunération variable augmentent le taux de roulement volontaire : variant de 0,051 à 0,064. Relation négative avec le taux de roulement de 1999 : Recrutement interne et niveau salarial ont des relations négatives avec le taux de roulement respectivement

									<p>de : -0,058, -0,002.</p> <p>Relation positive avec le taux de roulement de 2000 : investissement en formation (0,813), nombre d'employés ayant reçu de la formation en classe (0,242), en cours d'emploi (0,299), nombre de formation en emploi (0,007).</p> <p>Relation négative avec le taux de roulement de 2000 : niveau salarial -0,003 et certains indicateurs de partage à la prise de décision : partage d'informations (-0,044) et équipe de travail autonome (-0,083). La justice procédurale a aussi une relation négative avec le taux de roulement de -0,016.</p>
Lincoln, J.R. et A.L. Kalleberg (1996)	Les données sont issues du secteur manufacturier aux États-Unis et au	<u>VD</u> Taux de roulement volontaire, identification et attachement à l'organisation.	✓ Volontaire	✓ Spécifique <u>Précisions :</u> Formation sur	✓ Oui Interactions entre le fait d'être une	Analyses de variance, corrélations, Logit, estimations	✓ Autre(s) <u>Précisions :</u> Hétéroscédasticité	Les résultats montrent, autant pour les États-Unis qu'au japon, que la	Pour les entreprises américaines : L'ancienneté et

<p>États-Unis Japon</p>	<p>Japon durant la période de 1981 à 1983.</p> <p>n = 45 usines américaines, représentants 3619 employés.</p> <p>n = 41 usines japonaises, représentant 3202 employés.</p>	<p><u>VI</u> Pratiques de gestion axée sur le contrôle, présence syndicale, avantages sociaux, système de promotions internes, degré de formalisation des procédures, salaire moyen, formation.</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Taille de l'entreprise, proportion de femmes, statut marital (marié), niveau d'éducation.</p>		<p>les lieux de travail.</p>	<p>entreprise américaine (=1 ou 0 autrement) et les variables suivantes : âge de l'employé, % de femmes, entreprise indépendante, présence syndicale, formation sur les lieux de travail, le salaire et le degré de formalisation.</p>	<p>réalisées avec les moindres carrés ordinaires (OLS) et les moindres carrés pondérés (WLS).</p>	<p>du taux de roulement a été corrigé en transformant les données pour utiliser un logit, et en pondérant les observations.</p>	<p>présence syndicale, et les avantages sociaux réduisent le taux de roulement. Les résultats n'ont pas permis de montrer de relation significative entre la formation et le taux de roulement. Dans le cas américain, le salaire moyen n'est pas associé au taux de roulement. Pour les deux pays, moins il y a de dispersion salariale, plus l'indentification ou l'attachement à l'organisation est élevée.</p>	<p>le taux de roulement : élasticité variant de -0,029 à -0,080. Pour le degré de formation et le taux de roulement : élasticité de 1,941.</p> <p>Pour l'ensemble de l'échantillon : La taille de l'organisation et le taux de roulement : élasticité variant de -0,102 à -0,229. Pour la présence syndicale et le taux de roulement, élasticité de 0 à -0,453 et pour l'association entre la formation et le taux de roulement : élasticité de 0 (non significatif).</p>
<p>Lynch, L. M. (1991) États-Unis</p>	<p>Les données sont issues du <i>National Longitudinal Survey Youth</i> (NLSY) cohort de 1978 auprès de jeunes hommes et femmes entre 14 et 21 ans.</p> <p>n = 12686 individus</p>	<p><u>VD</u> Probabilité de quitter un premier emploi.</p> <p><u>VI</u> Région urbaine, niveau d'éducation, handicap, statut marital, nombre d'enfants, sexe, âge et origine ethnique, présence syndicale, formation (apprentissage, sur le lieu de travail et à l'extérieur du lieu de travail) et salaire actuel et</p>	<p>✓ Volontaire (non précisé officiellement).</p>	<p>✓ Formelle ✓ Spécifique</p> <p><u>Précisions</u> Apprentissage, Formation sur le lieu de travail ou à l'extérieur du lieu de travail.</p>	<p>✓ Non</p>	<p>Fonction de hasard de Cox, test de t.</p>	<p>✓ Simultanéité</p> <p><u>Précisions :</u> Le caractère potentiellement endogène de la formation devrait être contrôlé dans une recherche ultérieure pour assurer la robustesse des résultats.</p>	<p>Les résultats montrent que la formation offerte au sein de l'organisation est d'abord à caractère spécifique et que la probabilité de quitter un employeur devrait diminuer si l'employé a expérimenté de la formation sur le lieu de travail. Un</p>	<p>Pour les variables de formation : relation entre la formation sur les lieux de travail et la probabilité de quitter : variant de -0,27 (pour les hommes) à -0,40 (tout échantillon), tandis que pour</p>

		salaires prédit, années dichotomiques.						employé qui participe à des activités de formation à l'extérieur du lieu de travail devrait être porté davantage à quitter son emploi actuel. Les individus qui sont payés moins que leur alternative salariale sont plus susceptibles de quitter.	la formation à l'extérieur du lieu de travail : variant de 0,10 (tout échantillon) à 0,61 (femmes). Relation entre le salaire actuel et la probabilité de quitter : -0,64.
Martin, C. (2003) Grande-Bretagne	Les données sont issues du <i>Employer's Manpower and Skills Practice Survey</i> de 1991 et du <i>Workplace Employee Relations Survey</i> de 1990. Échantillon est composé de données appariées sur les individus et les employeurs. n = 616 observations	<u>VD</u> Taux de roulement et roulement (=1 si l'individu quitte l'emploi ou 0 autrement). <u>VI</u> Salaire (logarithme du salaire relatif); Syndicat (pourcentage de membre, présence d'un syndicat, négociation des conditions de travail); Formation (sur les lieux de travail, continue, multi-tâches, multi-compétences); Technologie (secteur avec haute proportion de technologie); Flexibilité du marché du travail (pourcentage de contrats à courts termes); Taille (logarithme de l'emploi); Cycles d'affaires (revenue de l'établissement, taux de chômage); Caractéristiques individuelles (organisation du travail, % compétences, % temps partiel; % femmes) <u>Variables de contrôle</u> Régions, Industries.	✓ Volontaire ✓ Involontaire <u>Précisions :</u> Les données ne permettent pas de distinguer les différents types de roulement.	✓ Spécifique ✓ Générale <u>Précisions :</u> Types de formation (spécifique et générale) pas clairement identifiée.	✓ Non	Régressions avec OLS et WLS, Odds ratio, test de t, et régressions de quantiles.	✓ Simultanéité ✓ Hétérogénéité non observée <u>Précisions :</u> Contrôle l'hétérogénéité non observée par l'ajout d'un grand nombre de variables de contrôle.	Les résultats montrent une relation inverse entre le salaire relatif et le taux de roulement. De plus, le roulement est plus faible lorsque les syndicats négocient les conditions de travail. Au niveau de la formation, la relation est plutôt complexe avec le roulement. Les résultats montrent que le taux de roulement est plus élevé lorsque les employés reçoivent de la formation multi-compétences, ce qui suggère que le type de formation et qui reçoit la formation ont un effet sur le taux de roulement. Les résultats montrent aussi que les secteurs avec un haut niveau de technologie ont un plus faible niveau de	Élasticité négative entre le salaire relatif et le roulement : -0,218. Élasticité négative entre la négociation des conditions de travail et le roulement : -0,183. Élasticité négative entre la formation continue et le roulement : -0,302. Élasticité positive entre la formation générale (multi-compétences) et le roulement : 0,140 Élasticité négative entre la technologie (secteur) et le roulement : -0,881.

								roulement. La taille de l'établissement n'est pas significatif tout comme le taux de chômage. Enfin, le taux de roulement est significativement plus élevé lorsqu'il y a plus d'employés manuels, de femmes et à temps partiel.	Élasticité positive entre le fait d'être à temps partiel et le fait d'être une femme : 0,596 et 1,349 avec le roulement.
Morissette, R. et J.M. Rosa (2003) Canada	Les données sont issues de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) pour l'année 1999 et 2000. n = 3142 établissements	<u>VD</u> Taux de démissions mesuré par le rapport du nombre de démissions volontaires par le niveau moyen de l'effectif observé entre avril 1999 et mars 2000. <u>VI</u> Partage de l'information avec les employés; Groupes de pratiques incluant notamment : 1) équipe de résolution de problèmes; 2) groupe de travail autonome; 3) conception souple des tâches; 4) participations aux bénéfices; 5) rémunération au mérite ou en fonction des compétences; 6) formation liée au travail en équipe. <u>Variables de contrôle</u> Rémunération moyenne durant t-1, branche d'activités, taille de l'établissement, variable précisant si l'établissement appartient à une entreprise comptant plus d'établissements, employés syndiqués (%), travailleurs à temps partiel (%), temporaires (%), professions, nombre moyen heures travaillées/semaine, taux de	✓ Volontaire	✓ Formelle ✓ Structurée <u>Précisions :</u> Variable indiquant si l'entreprise offre ou finance de la formation structurée sur la prise de décisions, la résolution de problèmes en groupe, la constitution d'équipes, l'aptitude à diriger et la communication	✓ Oui Estimations des synergies possibles pour chacun des groupes de pratiques.	Analyses de régressions multiples, tobit.	✓ Simultanéité <u>Précisions :</u> Les nouvelles pratiques de travail (NPT) peuvent être endogènes aux démissions. Pour ce qui est de l'endogénéité de la rémunération, utilisation de la valeur antérieure (t-1).	Pour les variables prises individuellement, les établissements qui offrent des salaires élevés et dont les employés sont syndiqués montrent un taux de démissions plus faible que les autres. La rémunération selon le rendement n'a pas d'effet significatif sur le taux de démission, tandis que la formation liée au travail d'équipe augmente le taux de démissions. Différences de résultats selon les secteurs d'activités. Pour les groupes de pratiques, les résultats montrent pour le secteur de la fabrication et pour les deux catégories de tailles, qu'il n'y a pas d'effet significatif entre l'adoption des NPT et le taux de démission. Les	Impact des NPT sur le taux de démissions des établissements comptant 10 employés et plus, pour l'ensemble des secteurs d'activités: Élasticité négative de -0,046 pour les équipes de résolution; -0,049 pour le groupe de travail autonome; - 0,023 pour conception flexible des tâches. Élasticité de 0,027 pour la formation officielle liée au travail en équipe. Élasticité de 0,178 pour les employés à temps partiels (%) et de -0,095 pour les employés syndiqués (%).

		chômage des hommes de 25 à 54 ans, système officiel de griefs, année d'exploitation de l'établissement (variable dichotomique).						résultats montrent aussi pour les établissements comptant 10 employés ou plus du secteur des services hautement spécialisés une association négative entre les NPT et le taux de démission.	Pour les groupes de pratiques : élasticité variant de -0,076 à -0,253 pour le secteur des services hautement spécialisés.
Selden, S.C. et D. P. Moynihan (2000) États-Unis	Les données sont issues de plusieurs sources : <i>Government Performance Project</i> 1998, <i>National Association of State Personnel Executives</i> 1999, <i>Book of States</i> , Bureau des statistiques, Bureau du recensement. n = 44 États américains.	<u>VD</u> Taux de roulement volontaire au sein des gouvernements de 44 États des États-Unis en 1997. <u>VI</u> Facteurs liés à l'environnement (Taux de chômage, région géographique); Facteurs organisationnels (taille de l'organisation, syndicat, caractéristiques occupationnelles); Facteurs de GRH (salaire, politiques pour le temps flexible, service de garde, partage de travail, formation). <u>Variables de contrôle</u> Régions, médiane des revenus par État en 1997.	√ Volontaire √ Involontaire √ Total	√ Spécifique <u>Précisions :</u> Opportunités de formation à l'intérieur de la firme.	√ Non	Régressions multiples à l'aide des moindres carrés ordinaires (OLS).	√ Simultanéité √ Autre(s) <u>Précisions :</u> Test de fiabilité : inclusion des valeurs retardées pour le chômage pour contrôler pour la simultanéité possible avec le taux de roulement.	Les résultats suggèrent que les États qui ont un taux de chômage plus élevé ont aussi un taux de roulement plus élevé. La présence de syndicat représentée par le pourcentage d'employés couverts par une convention collective augmente la rétention des employés. Les résultats montrent aussi que la formation influence positivement les départs, mais non significativement. Les services de garde en milieu de travail favorisent la rétention du personnel.	Impact significatif et négatif de la présence d'un syndicat sur le taux de roulement volontaire : élasticité de -0,0474. Les opportunités d'avancement au sein de l'organisation diminuent le taux de roulement volontaire : élasticité de -0,0009. La présence de service de garde sur le lieu de travail diminue le roulement volontaire : élasticité de -2,84.
Shaw, J.D., J.E. Delery et N. Gupta (1998) États-Unis	Les données sont issues d'une population de 3104 entreprises de transport routier entre 1993-1994.	<u>VD</u> Taux de roulement volontaire et involontaire <u>VI</u> Pratiques de participation à la prise de décisions, évaluation	√ Volontaire √ Involontaire	√ Formelle <u>Précisions :</u> Formation mesurée en nombre d'heures par	√ Oui Procédures de sélection et ratio de candidats	Analyses factorielles exploratoires, corrélations, analyses de régression logistique et	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Validité des réponses à l'aide d'une corrélation avec le <i>Blue Book</i>	Les résultats montrent que la formation augmente le taux de roulement involontaire. Le salaire moyen, les avantages sociaux	Association entre la formation et le taux de roulement involontaire : 0,15.

	n = 227 firmes de 30 employés et plus issues du secteur du transport routier.	du rendement, sélection, formation (heures de formation formelle), stabilité de l'emploi, présence d'avantages sociaux et niveau salarial, temps de travail, justice procédurale, surveillance électronique. <u>Variables de contrôle</u> Caractéristiques organisationnelles : taille, âge, présence syndicale, mesure de perception liée au bassin de candidats. Caractéristiques de l'industrie : type (chargement ou train-routier).		année pour un chauffeur typique.		hiérarchique. <u>Précisions :</u> 4 facteurs ressortent : bénéfiques, justice procédurale, stabilité d'emploi et bassin de candidats.	of <i>Trucking Companies</i> et le questionnaire.	réduisent quant à eux le roulement volontaire, tandis que le temps passé sur la route (temps de travail) augmente le roulement volontaire des camionneurs.	Association entre le salaire moyen, les avantages sociaux et le taux de roulement volontaire : respectivement de -0,31 et -0,16. Relation entre le temps de travail et le roulement volontaire : 0,25.
Sieben, I. (2007) Pays-Bas	Les données sont issues du projet <i>Higher Education and Graduate Employment in Europe</i> pour l'année 1990-1991. n = échantillon composé de 658 hommes et 621 femmes des Pays-Bas de 27 à 40 ans en début de carrière interviewés sept ans après l'obtention de leur diplôme (collégial ou universitaire).	<u>VD</u> Comportement de recherche d'emploi (à la recherche active d'un nouvel emploi =1 ou 0 autrement). <u>VI</u> Formation : intensité (incidence et durée), types (formation générale, spécifique, gestion), lieu (sur le lieu de travail ou à l'extérieur), objectifs de la formation (mise à jour, formation continue, nouvelle formation), financement (payé entièrement par l'employeur, partagé entre employeur et employé, non financé par l'employeur), temps (durant les heures de travail, partiellement les heures de travail, pas dans les heures de travail). <u>Variables de contrôle</u> Caractéristiques individuelles : Âge, statut familial, éducation, expérience de travail, nombre d'emplois depuis obtention du	n/a	✓ Générale ✓ Spécifique	✓ Non	Régressions logistiques	✓ Hétérogénéité non observée <u>Précisions :</u> Procédure de Heckman en deux étapes pour contrôler pour l'hétérogénéité inobservée.	Les résultats des différentes régressions logistiques montrent, pour les hommes, que : l'incidence de la formation, la durée (81-200 heures), la formation en gestion, spécifique à un autre champ d'étude, à l'extérieur du lieu de travail, non financée par l'employeur et suivi à l'extérieur des heures de travail, sont toutes les caractéristiques influençant positivement et significativement la recherche d'un emploi. Pour les femmes, seulement la formation à caractère générale augmente la recherche d'un emploi de manière significative, tandis que la formation	Relations significatives : Caractéristiques de formation qui augmentent la recherche d'emploi, pour les hommes : incidence (0,433), 81-200 heures (1,008), formation en gestion (0,491) et spécifique (0,754), à l'extérieur du lieu de travail (0,533), formation continue (0,514) et liée à la carrière (0,513), non payée par l'employeur (1,149), à l'extérieur des heures de travail (0,819). Caractéristiques significatives, pour les

		diplôme). Caractéristiques liées à l'emploi : ancienneté, contrat temporaire, heures de travail, revenu, appariement entre l'emploi et la formation). Caractéristiques liées à la firme : taille, industrie, secteur public.						spécifique au champ d'étude influence négativement et significativement le comportement de recherche d'emploi. En considérant simultanément les différentes caractéristiques de la formation, les résultats significatifs montrent que le type de formation (gestion, spécifique) réduit le comportement de recherche d'emploi chez les femmes, tandis que ce sont les objectifs de la formation (formation continue ou liés à la carrière) qui favorisent la recherche d'emploi chez les hommes. La formation entièrement financée par l'employeur réduit la recherche d'emploi chez les hommes uniquement. Enfin, le fait d'avoir un emploi temporaire favorise la recherche d'emploi peu importe le sexe.	femmes : la formation générale augmente la recherche d'emploi (0,731) et la formation spécifique réduit le recherche d'emploi (-1,075). Type de formation (gestion et spécifique) et recherche d'emploi : -1,180 et -2,016 (femmes). Objectifs de formation pour les hommes : 1,462 (formation continue) et 1,607 (carrière). Formation financée par l'emploi et recherche d'emploi : -1,033 (hommes). Relation entre contrat temporaire et recherche d'emploi : 0,731 (hommes) et 0,744 (femmes).
Taplin, I.M., J. Winterton et R. Winterton (2003) Grande-Bretagne	Données issues de l'industrie du vêtement, durant la période de 1978 à 1998 (5 périodes à l'étude). La base de données provenant	<u>VD</u> Départs volontaires <u>VI</u> catégories de production, méthodes de production, système de rémunération,	√ Volontaire	√ Formelle √ Autre(s) <u>Précisions :</u> NVQ – système de	√ Non	Analyses de variance pour estimer les différences entre le taux de roulement moyen des petites et des grandes	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Puisque l'étude utilise des <u>données transversales</u> , on	Les résultats montrent que la distribution en forme de U inversé indique une polarisation des employés qui quittent l'organisation. Les résultats montrent aussi qu'il y a deux raisons qui expliquent davantage les départs volontaires : le faible niveau de rémunération et la crainte des	

	de l'association de l'industrie du vêtement, contient 5236 organisations. De ces firmes, 754 questionnaires ont été complétés. n = 754 établissements.	taille de l'établissement et la région, âge, sexe, alternatives d'emploi, occupation, initiatives de l'employeur pour corriger le problème du roulement, région.		certification nationale sur le marché de la formation professionnelle		entreprises. Analyses multivariées (t test) pour estimer l'effet combiné des variables plutôt que leur effet isolé.	ne peut prendre en considération la dimension du temps dans l'effet des pratiques antérieures de l'industrie	perspectives futures de l'industrie du vêtement. Les résultats montrent également que les entreprises ont adopté le travail d'équipe comme stratégie de réduction du roulement et de l'absentéisme. Enfin, l'amélioration de la rémunération, des programmes de formation et l'introduction de procédure rigoureuse de sélection semblent être des pratiques utilisées pour réduire les départs volontaires, tandis qu'une minorité d'établissements ont corrigé le problème de roulement en réduisant leur dépendance au facteur de travail en incluant de nouveaux équipements ou améliorés.	
Wilson, N. et M.J. Peel (1991) Grande-Bretagne	Les données sont issues d'entreprises de 50 à 1500 employés des secteurs de l'ingénierie et de la métallurgie pour la période de 1983-1984. Les informations se rapportant au travail, au capital et à la performance économique et financière ont été retenues pour la période de 1978-1982. n = 52 entreprises pour l'estimation des départs volontaires.	<u>VD</u> Taux de roulement volontaire (départs) et taux d'absentéisme (nombre moyen de jours perdus/année par employé). <u>VI</u> Caractéristiques de la main-d'œuvre : % des apprentis, % hommes, % temps supplémentaire ratio col bleu/col blanc, % employés horaires variables, % d'employés faiblement qualifiés. Rémunération : ratio rémunération non-salariale/coûts liés au salaire, rémunération non salariale/employé, % salaires à la pièce, partage des gains, % bonus, salaire horaire moyen. Caractéristiques liés à l'établissement : nombre de sites d'emploi, nombre d'employés, dépenses en formation/employé. Technologie : ligne de production ou technologie intermédiaire. Syndicats :	√ Volontaire	√ Non précisé	√ Non	Analyses de régression, estimations réalisées avec les moindres carrés ordinaires (OLS), moindres carrés généralisés et des variables instrumentales (GLS et IV).	√ Simultanéité √ Autre(s) <u>Précisions :</u> Problème de simultanéité possible pour les déterminants de l'équation du roulement. Multicolinéarité possible pour les indicateurs de rémunération et hétéroscédasticité.	Les résultats pour les déterminants du taux de roulement volontaire (les départs) montrent que : une proportion élevée d'apprentis, une proportion élevée de temps supplémentaire effectué, plusieurs sites d'emploi et la présence de comité de travail augmente le taux de roulement, tandis que la présence de ligne de production, un taux de chômage régional élevé, la présence d'évaluation du travail, la présence syndicale, l'existence de partage de profits réduisent le taux de roulement volontaire au sein des entreprises à l'étude.	Les déterminants du taux de roulement volontaire. Élasticité positive : la proportion d'apprentis (0,987), la proportion de temps supplémentaire (0,059) effectué, le nombre de sites d'emploi (0,505) et la présence de comité de travail (2,210). Élasticité négative : la présence de ligne de production (-4,021), le taux de chômage régional (-0,134), la présence

		présence syndicale, % employés syndiqués, nombre de syndicats col bleu, nombre de syndicats col blanc, présence de comité employeur-syndicat. Participation : présence d'évaluation du travail, échelle de participation, nombre d'employés par superviseur, présence de comité de travail. Facteurs économiques : situé au sud de l'Angleterre, taux régional de chômage.							d'évaluation du travail (-0,844), la présence syndicale (-4,041), l'existence de partage de profits (-1,924).
--	--	--	--	--	--	--	--	--	---

Tableau 11
Résumé des études traitant de l'impact de la formation et de pratiques organisationnels sur le taux de roulement

ÉTUDES LONGITUDINALES									
Auteurs Année Pays	Données utilisées ¹⁰³	VD et VI	Type/Contenu		Interaction complémentarité des facteurs	Méthodologie Estimateurs utilisés	Biais techniques	Principaux résultats	Élasticité
			Roulement	Formation					
Brunello, G. et F. Gambarotto (2004) Grande- Bretagne	Les données proviennent du <i>European Community Household Panel</i> (ECHP). L'échantillon retenu est composé d'individus de 17 à 59 ans qui travaillent un minimum de 15 heures/semaine entre 1994 et 2000. Note : Le roulement n'est pas le sujet principal de l'étude. n = 16770 observations pour l'étude de la formation N = 9482 observations pour l'étude du roulement.	<u>VD</u> Probabilité que l'employeur à d'offrir de la formation; Probabilité d'avoir du roulement. <u>VI pour probabilité d'offrir de la formation</u> Taille de l'organisation, densité territoriale (km carré), taux de chômage, % de diplômés collégiaux, secteur d'activités caractéristiques individuelles : age, sexe, ancienneté, niveau d'éducation, état civil (marié) <u>VI associé au roulement</u> <u>volontaire</u> : ancienneté (%), sexe (%), diplôme secondaire (%), état civil (marié - %), formation à t-1 (%), formation à t-1 * Densité territoriale	√ Volontaire	√ Générale √ Spécifique	√ Oui Interaction entre la densité territoriale et taille de l'organisation; Interaction entre la formation antérieure (t-1) et la densité territoriale.	Probit, Moindres carrés ordinaires (OLS), analyses de robustesse, effets fixes (FE), aléatoires (RE). Estimations de modèles parcimonieux avec données de 1994- 1997.	√ Hétérogénéité non observée √ Autre(s) <u>Précisions</u> : Utilisation de la valeur antérieure de la formation. Biais de variable omise : habileté et productivité.	L'impact de la valeur antérieure de la formation sur le roulement a un effet négatif mais non significatif. Par ailleurs, lorsque l'on estime l'interaction entre F (t-1) et la densité territoriale, les résultats montrent un impact positif et significatif.	Impact de la formation sur le roulement : élasticité de 0. Impact de l'interaction entre la formation et la densité territoriale sur le roulement : élasticité positive de 0,128.
Curhan, J.C., H. A. Elfenbein et G.J. Kilduff (2009) États-Unis	Les données sont issues de 2 questionnaires administrés en 2005 (avant graduation, n = 387) et en 2006 (après graduation, n = 191) des étudiants	<u>VD</u> Intention de quitter (2 items sur une échelle de 1 à 7). <u>VI</u> Valeur subjective ou qualitative (satisfaction au travail) des offres lors de la négociation du	√ Volontaire <u>Précisions</u> : Mesure de l'intention de quitter ou non.	√ Autre(s) <u>Précisions</u> : Formation additionnelle au travail.	√ Non	Estimations réalisées à l'aide de corrélations et de régressions. Alpha de Cronbach pour tester la fiabilité des échelles de	√ Autre(s) <u>Précisions</u> : Les variables de contrôle retenues permettent de contrôler pour le biais lié à la	Les résultats montrent que les éléments subjectifs dans la négociation du contrat de travail sont de meilleurs prédicteurs de la satisfaction de travail et diminue l'intention de quitter. Les éléments	Le salaire de base augmente l'intention de quitter : élasticité de 0,41. Les concessions économiques qui ont trait au salaire de

¹⁰³ Les études qui utilisent des données au niveau de la firme seront identifiées en **caractère gras (auteur, année, pays)**.

	<p>gradués d'un programme de MBA aux États-Unis, qui ont négocié leur contrat de travail à temps plein. Ce questionnaire examine leurs expériences de négociation et les concessions tangibles comme prédicteurs de leur satisfaction et de l'intention de rester ou de quitter l'organisation après 1 ans.</p> <p>n = 70 individus qui ont négociés leur contrat de travail et acceptés l'emploi.</p>	<p>contrat de travail mesurée à partir de 4 dimensions : le sentiment de se sentir compétent et utile, l'équité perçue dans le processus de négociation; relation de confiance, justice procédurale. Ensuite, la valeur économique (satisfaction) des offres lors de la négociation du contrat de travail est représentée par le salaire et les autres concessions monétaires (15 catégories)</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Sexe, salaire de base, attentes futures au travail, émotions (effets positif ou négatif), secteurs d'activités et fonction occupée.</p>				mesures.	méthode d'auto-administration du questionnaire (self-report mesure).	économiques quant à eux n'ont pas d'impact significatif sur l'intention de quitter. Les résultats montrent aussi que mesurer les outils économiques seuls peuvent limiter les conclusions pour comprendre l'intention de quitter. Il ne semble pas avoir de lien entre les outils économiques et l'attitude à long terme au travail.	base augmente l'intention de quitter : élasticité de 0,41
<p>Green, C. P. et J.S. Heywood (2007)</p> <p>Grande-Bretagne</p>	<p>Données issues du <i>British Household panel survey</i> (BHPS) de 1991 à 2004 et une version longitudinale du <i>UK labour Force Survey</i> (LFS) depuis 1992.</p> <p>L'échantillon est limité aux employés masculins âgés de 20-65 ans qui ne sont pas employés dans le secteur public.</p> <p>n = 14 047 observations (BHPS) et n = 40 269 observations (LFS).</p>	<p><u>VD</u> Probabilité (ou risque) de quitter la firme (données désagrégées en différentes catégories : départs, congédiements) dans l'année suivant les informations sur la rémunération.</p> <p><u>VI</u> Partage de profits (devrait réduire la possibilité de séparation des employés avec la firme en encourageant les investissements en capital spécifique); autres variables liées à la rémunération (bonus, prime de performance, paiement à la pièce, salaire compensatoire); formation (générale, spécifique, sur les lieux de travail, financée par l'employeur); ancienneté; État</p>	<p>√ Volontaire (mais non précisé comme tel).</p>	<p>√ Spécifique √ Générale</p> <p><u>Précisions :</u> Formation sur les lieux de travail (spécifique).</p>	<p>√ Non</p>	<p>Estimations récursives; Probit bivarié récursif; test d'exogénéité (Likelihood ratio test – LR); variables instrumentales, logit avec effets fixes.</p>	<p>√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée</p> <p><u>Précisions :</u> Variables endogènes discrètes et continues introduites par le méthode de Heckman (1978) par un modèle à équations multiples.</p> <p>Hétérogénéité non observée est contrôlée par l'utilisation des effets fixes.</p>	<p>Les estimations réalisées sur les équations isolées confirment que le partage de profits est un déterminant robuste d'un taux faible de séparation. Le partage des profits est un déterminant positif de l'offre de formation. Les résultats n'ont pas permis de mettre en évidence que le partage des profits ont une influence indirecte (via la formation) sur la réduction du taux de roulement.</p>	<p>Impact du partage de profits sur la probabilité de quitter la firme : élasticité de -0,041 (pour BHPS) et -0,028 (LFS).</p> <p>L'effet du partage des profits sur l'intention de quitter passe à -0,151 avec la méthode à effets fixes.</p> <p>L'effet du partage des profits sur différents indicateurs de formation, est positif : élasticité variant de 0,098 à 0,163.</p>

		civil, plus haut niveau d'éducation; heures de travail, taille de la firme.							L'effet du partage des profits, via la formation, sur l'intention de quitter, est négatif : élasticité de -0,160 peu importe l'indicateur de formation utilisé.
Monks, J. et S. Pizer (1998) États-Unis	Les données sont issues de deux sources. D'abord, du <i>National Longitudinal Survey (Young Men) of Youth (NLSY)</i> pour la période de 1971 à 1990, auprès d'hommes de 19 à 27 ans. Ensuite, utilisation des données du <i>Current Population Survey</i> de 1976 à 1985. Échantillon total pour le NLSY et le NLS-YM est respectivement de 10946 individus/année et de 9047 individus/année. n = échantillon total composé de 19 993 individus/année.	<u>VD</u> Probabilité de changer d'emploi volontairement et involontairement. <u>VI</u> Niveau de scolarité, âge au début de l'enquête, durée entre les entrevues, statut marital, année dichotomique, industrie, origine ethnique, occupations, statut d'emploi, heures travaillées, taux de chômage moyen.	√ Volontaire √ Involontaire	√ Générale <u>Précisions :</u> Niveau de scolarité	√ Non	Estimations réalisées à l'aide de Probit pour chacune des cohortes, Probits à effets aléatoires.	√ Hétérogénéité non observée	Les résultats montrent que les décrocheurs au secondaire ont plus de chances de changer d'emploi pour la période à l'étude. Les résultats que les individus plus scolarisés ont une probabilité plus grande de quitter leur emploi. Les résultats montrent que la hausse du roulement chez les jeunes hommes n'est pas associée nécessairement avec les changements d'emplois dans une industrie avec un faible taux de roulement vers une industrie à un haut taux de roulement.	Élasticité entre le décrochage au secondaire et la probabilité de quitter volontairement un emploi est différente selon l'origine ethnique : de 0,164 (blanc) et de 0,253 (non blanc). Élasticité entre le niveau de scolarité (diplôme collégial et plus) et la probabilité de changer volontairement d'emploi : de 0,0295 (non blanc), tandis que l'élasticité est de 0,0138 de changer involontairement d'emploi (blanc).
Parent, D. (1999) États-Unis	Données issues du <i>National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)</i> pour la période de 1979 à 1991. n = 5649 individus (hommes et femmes) de 14 à 21 ans, pour un total de 29020	<u>VD</u> Logarithme du salaire horaire (analyse du roulement indirectement via le salaire) et probabilité de quitter. <u>VI</u> Les questions de formation sont divisées en 12 catégories notamment: Formation sur les lieux de	√ Volontaire (mais non précisé comme tel).	√ Spécifique √ Générale <u>Précisions :</u> Formation sur le lieu de travail, à l'extérieur du lieu de travail et apprentissage.	√ Non	Fonction de gains, modèle de hasard estimé avec l'approche de Cox. Estimateurs utilisés : OLS et GLS, variables instrumentales en première différence, effets fixes.	√ Hétérogénéité non observée √ Autre(s) <u>Précisions :</u> Les variables instrumentales sont utilisées pour contrôler l'hétérogénéité individuelle et de	Selon la théorie du capital humain, les individus et les firmes veulent partager les retours et les coûts pour réduire la possibilité d'une séparation coûteuse. Puisque certaines compétences sont spécifiques à la firme, on peut s'attendre à ce que le roulement espéré soit plus	Élasticité de la formation sur les lieux de travail et à l'extérieur des lieux de travail pour l'employeur actuel est respectivement de : -1,4617 et de -1,3317. Élasticité de la

	<p>observations.</p> <p>Les données sur les coûts de formation sont disponibles pour la période de 1988 à 1991.</p>	<p>travail; formation spécifique, programme d'apprentissage, formation continue, formation à l'extérieur du lieu de travail, proportion d'employés formés sur les lieux de travail et qui ont complétés la formation, nombre de semaines de formation.</p> <p>Heures de travail, ancienneté, expériences, années d'études, origine ethnique (%), femmes (%), statut marital (marié en %), âge.</p>					<p>l'emploi.</p> <p>Corrélations sérielles.</p>	<p>faible pour les travailleurs qui acquièrent ce type de compétences. Les résultats confirment cette hypothèse. Les résultats montrent aussi que la formation formelle (caractère général) sur les lieux de travail est reconnue par l'employeur, d'une façon plus élevée que le marché, de sorte que le roulement des employés est diminué.</p> <p>Les résultats montrent aussi que l'attente théorique précisant que les employés doivent payer pour la composante générale de la formation, dans la théorie du capital humain, n'est que partiellement supportée par les données.</p>	<p>formation sur les lieux de travail pour l'employeur précédent est de -0,4622 et de 0,3813 pour la formation à l'extérieur du lieu de travail reçue chez le précédent employeur.</p> <p>En contrôlant pour l'hétérogénéité inobservée, l'association entre la formation en cours d'emploi (sur le lieu de travail) la probabilité de quitter, et à l'extérieur du lieu de travail avec la probabilité de quitter est respectivement de : -2,212 et de -2,027. Sans contrôle pour l'hétérogénéité non observée, les relations sont respectivement de -1,302 (sur le lieu de travail) et de -1,233 (à l'extérieur du lieu de travail).</p>
<p>Potter, S.J. et T.J. Dowd (2003) États-Unis</p>	<p>Les données sont issues des cas de roulement au sein des hôpitaux de la Californie entre 1960-1995.</p> <p>Échantillon aléatoire.</p> <p>n = 144 hôpitaux représentant 4418</p>	<p><u>VD</u></p> <p>Mesure indirecte du roulement par la création d'une variable dichotomique auprès des chef exécutif de la direction (retraite ou démission). La VD ne permet pas de déterminer si le roulement est volontaire ou involontaire.</p>	<p>√ Volontaire</p> <p>√ Involontaire</p>	n/a	√ Non	<p>Régressions logistiques, modèle log-log, Loi du khi-carré.</p>	<p>√ Autre(s)</p> <p><u>Précisions :</u></p> <p>Multicolinéarité</p>	<p>Les auteurs s'intéressent à l'impact de l'environnement légal (selon 2 voies : lucratif et non lucratif, et les comportements organisationnels acceptés et désirés) sur le taux de roulement.</p> <p>Les résultats montrent que</p>	<p>Âge de l'hôpital a un impact sur le roulement : élasticité de 0,005.</p> <p>Le taux d'occupation des lits a impact négatif sur la VD : élasticité variant de -0,504 à</p>

	observations.	<p><u>VI</u> Taux d'occupation (nombre de lits occupés); variables dichotomiques pour type d'organisation (à but lucratif, non lucratif ou gouvernemental non lucratif); variables dichotomiques pour la période légale de référence (medicare period 1966-1982, new charity period 1970-1995 et cost containment period 1993-1995);</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Age de l'hôpital, taille, changements organisationnels, hôpital urbain, rural ou d'enseignement, ancienneté des chefs exécutifs, temps, coûts, âge de la retraite des chefs exécutifs de la direction, affiliation à un système d'hôpitaux.</p>						le roulement augmente lorsque les hôpitaux passe d'un caractère lucratif à non lucratif, et vice versa.	-0,825. Les changements organisationnels augmentent le roulement : élasticité variant de 0,568 à 0,625. Le changement de non lucratif à lucratif : élasticité positive de 0,934; le changement de lucratif à non lucratif : élasticité de 0,752.
Rusbult, C.E. et D. Farrell (1983) États-Unis	Données issues d'un questionnaire administré aux employés issus de différents groupes professionnels d'un hôpital. Évaluation de l'engagement parmi les employés qui restent et quittent l'organisation à quatre moments dans le temps. N = 136 employés	<p><u>VD</u> Engagement au travail (directement lié au taux de roulement)</p> <p><u>VI</u> Bénéfices (récompenses) et coûts de l'emploi (liés à la satisfaction au travail), taille des investissements, qualité des alternatives (autre emploi ou non emploi), caractéristiques individuelles : sexe, occupations</p>	√ Volontaire (mais non précisé comme tel).	√ Spécifique √ Autre(s) <u>Précisions :</u> Formation non transférable (nonportable training).	√ Oui Interaction entre le sexe et l'occupation.	Modèle d'investissement – estimations avec modèles parcimonieux et complets. Alpha de Cronbach pour tester la fiabilité des échelles de mesure. Corrélations, Analyses de variance, régressions multiples	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Multicolinéarité	Les estimations (régressions) montrent que les récompenses et les coûts prédisent la satisfaction à chaque période (t1 à t4). Les corrélations entre satisfaction au travail et les récompenses demeure constantes à travers le temps. Les coûts deviennent plus importants avec le temps affectant la satisfaction au travail. Analyse de variance permet de distinguer les facteurs des employés qui demeurent au sein de l'entreprise de ceux qui quittent. La moyenne de l'engagement mesurée juste avant le départ des employés est significativement plus faible que ceux qui restent. L'interaction entre le sexe et l'occupation n'a pas d'effet significatif. La diminution de la reconnaissance et des investissements (incluant formation), la hausse des coûts et les alternatives sont des variables qui distinguent les employés qui restent de ceux qui quittent l'organisation.	

<p>Salamin, A. et P.W. Hom (2005)</p> <p>Suisse</p>	<p>Données issues d'une cohorte.</p> <p>n = 11 098 employés suisses d'une banque, pour la période de 1994 à 1999.</p> <p>Deux questions de recherche : Est-ce que les promotions altèrent la relation performance-roulement ? Est-ce que les différents niveaux de promotions affectent la relation curvilinéaire entre la performance et le roulement ?</p>	<p><u>VD</u></p> <p>Intention de quitter volontairement, 6 catégories : départs volontaires, retraites, démissions, décès, maladies ou incapacités et mises à pied.</p> <p><u>VI</u></p> <p>Performance mesurée sur une échelle de 5 points (5 représente le niveau le plus élevé); récompenses monétaires (hausse de salaire ou bonus au mérite), promotions (%), différents niveaux)</p> <p><u>Variables de contrôle</u></p> <p>Sexe, âge, ancienneté, état civil, nombre d'enfants, % d'heures travaillées, niveau d'emploi, salaire de base. Différents groupes occupationnels (directeurs d'investissements, analyste de crédits, gestionnaire en marketing), culture et taille de la banque.</p>	<p>√ Volontaire</p>	<p>n/a</p>	<p>√ Oui</p> <p>Interaction entre les prédicteurs du roulement (salaire et performance; promotion et performance).</p>	<p>Analyses de variance, Régressions de survie, régression de Cox (traite des départs involontaires comme des données censurées), modèles de base, linéaire, et quadratique.</p> <p>Estimateurs utilisés : OLS, statistiques de Wald, Loi du Khi-carré.</p>	<p>√ Autre(s)</p> <p><u>Précisions :</u></p> <p>Échantillonnage d'une cohorte permet d'éviter les biais de sélection (selon la date d'entrée).</p>	<p>La conclusion de la relation négative et linéaire entre la performance et le roulement semble prématurée et simplifiée. Il semble qu'une relation non linéaire soit plus commune. Les auteurs revisitent la courbe performance-roulement et montrent une relation curvilinéaire. Les résultats montrent que les femmes, les jeunes et les employés à temps partiels sont prédisposés à quitter, tandis que les employés célibataires, faiblement payés ou de haut niveau montrent un taux de roulement plus faible.</p> <p>Les résultats montrent aussi que les employés les plus performants quittent s'ils ne reçoivent pas de bonus. Il semble aussi qu'une hausse de salaire ne modère pas la relation entre la performance et l'intention de quitter. La forme de la relation entre la performance et les départs des employés suisses dans le secteur bancaire n'est pas, de façon marquée, en forme de U inversé.</p>	<p>Une hausse salariale augmente la probabilité de quitter : élasticité de 0,813.</p> <p>Le taux de promotion réduit le taux de roulement volontaire : élasticité de -0,696, tandis que les promotions associées aux changements de niveaux, augmentent les départs : élasticité de 1,218.</p>
<p>Veum, J.R. (1997)</p> <p>États-Unis</p>	<p>Les données sont issues du <i>National Longitudinal Survey of Youth</i> pour la période de 1987 à 1992.</p> <p>n = 4324 individus (hommes et femmes) âgés de 22 à 30 ans</p>	<p><u>VD</u></p> <p>Probabilité de quitter l'emploi.</p> <p><u>VI</u></p> <p>Lieu de formation, financement de la formation, habiletés,</p> <p><u>Variables de contrôle</u></p> <p>Sexe, origine ethnique, niveau d'éducation, expérience de</p>	<p>√ Volontaire (non précisé comme tel).</p>	<p>√ Générale</p> <p>√ Spécifique</p> <p>√ Formelle</p> <p><u>Précisions :</u></p> <p>Formation sur le lieu de travail à l'extérieur du lieu de travail.</p>	<p>√ Non</p>	<p>Modèle de hasard de Cox pour estimer la probabilité de quitter, Probit.</p>	<p>√ Simultanéité</p> <p><u>Précisions :</u></p> <p>Test de Hausman pour corriger le caractère possiblement endogène de la formation.</p>	<p>Les résultats montrent que la formation est positivement corrélée avec l'éducation, les habiletés et l'expérience antérieure.</p> <p>Les résultats montrent aussi que la formation qui n'est pas financée par l'employeur augmente la</p>	<p>Relations significatives pour la spécification (1) pour l'ensemble de l'échantillon. <u>Note:</u> les spécifications par sous-groupes ne modifient pas le sens des associations</p>

	en 1987.	travail précédente, région, santé, syndiqué, occupations et industries, statut marital, nombre d'enfants, présence d'enfants de 6 ans et mois, taille de l'entreprise, sites multiples, taux de chômage local.						mobilité en emploi. Les résultats montrent aussi que les habiletés, la taille de l'organisation et le fait d'être syndiqué réduit le roulement. La formation à l'extérieur du lieu de travail suivi chez l'employeur précédent augmente la probabilité de quitter l'emploi actuel.	discutées ci-dessous. Déterminants qui réduisent la probabilité de quitter : les habileté (-24,90), syndiqué (-22,64), plus de 1000 employés (-9,50). Déterminant qui augmente la probabilité de quitter l'emploi actuel : Formation antérieure à l'extérieur du lieu de travail (58,74).
Zimmerman, R.D. et T.C. Darnold (2007) États-Unis	Les données sont issues de 65 études d'une méta-analyse (2 banques : PsychINFO de 1967-2007 et Dissertation Abstracts International de 1861-2007). n = 65 études	<u>VD</u> Intention de quitter et roulement du personnel. <u>VI</u> Performance au travail mesurée par la perception des employés, des superviseurs et par des mesures objectives (valeurs des ventes, productivité); satisfaction au travail; niveau d'éducation; offre de formation; nationalité et type d'emploi.	√ Volontaire	√ Générale	√ Oui La satisfaction au travail devrait être partiellement modérée la relation entre la performance et l'intention de quitter.	Test de fiabilité avec alpha de Cronbach; analyse de pistes causales (Path analysis), Khi-carré.	√ Autre(s) <u>Précisions :</u> Erreurs de mesure et d'échantillonnage corrigées par des corrélations. Des analyses de fiabilité ont été reportées dans les études retenues pour corriger pour le biais d'auto-réponse sur la performance au travail.	Les employés qui performant moins sont plus tenté de quitter l'organisation, même si on contrôle pour la satisfaction au travail et les intentions de quitter, ce qui indique qu'ils sont plus susceptibles de s'engager dans un départ non planifié. Les employés plus performants sont plus susceptibles de quitter lorsque l'on contrôle pour la satisfaction au travail. Les résultats montrent aussi que la nationalité des employés et le type d'emploi peuvent être des modérateurs du roulement du personnel. Les résultats montrent également que la relation directe entre la performance et l'intention de quitter est positive et plutôt modeste.	La perception des superviseurs de la performance au travail a une forte relation avec l'intention de quitter (-0,16), suivi de la perception des employés de leur performance au travail (-0,14) et des mesures objectives (-0,02). La corrélation entre la satisfaction au travail et l'intention de quitter est de -0,58 tandis qu'elle est de -0,22 avec le roulement volontaire. L'effet indirect total de la performance au travail sur l'intention de quitter

									est plus grand (-0,18) que son effet direct (-0,03).
Zweimüller, J. et R. Winter-Ebmer (2000) Suisse	<p>Les données sont issues de l'enquête <i>Swiss Labor Force Survey</i> pour la période de 1991 à 1996. Création de 2 panels : A) analyse de la recherche d'emploi et B) le changement d'emploi</p> <p>n = 41 527 individus pour le Panel A et n = 41585 individus pour le Panel B. Note : Le nombre d'observations peut changer selon les spécifications techniques utilisées par les auteurs dans les estimations.</p>	<p><u>VD</u> Roulement des employés; intention de quitter volontairement (variable dichotomique) qui mesure le comportement de recherche d'emploi.</p> <p><u>VI</u> Formation offerte par l'employeur (spécifique) et formation générale.</p> <p><u>Variables de contrôle</u> Sexe, âge, âge au carré, ancienneté, ancienneté au carré, années de scolarité, nationalité, statut familial, certificat d'apprenti, temps partiel, temps supplémentaire, taille d'entreprise, taille de la ville, hiérarchie d'emploi, industries et années.</p>	√ Volontaire	√ Générale √ Spécifique √ Formelle	√ Non	Estimations de probit; estimations de l'impact de la formation par sa valeur antérieure (t-2), effets fixes.	√ Simultanéité √ Hétérogénéité non observée	<p>Les activités de formation générale ont un impact positif et fort sur la probabilité de recherche d'emploi des employés suisses, tandis que la formation spécifique réduit les activités de recherche d'emplois. Les résultats montrent aussi qu'il n'y a pas de différences marquées entre les hommes et les femmes. Les résultats confirment la théorie du capital humain dans le sens que si les employés partagent les investissements spécifiques, leur intention de quitter est réduite. Les résultats sont ambigus quant à l'impact de la formation sur la séparation en emploi.</p>	<p>La probabilité de recherche d'emploi pour les employés formés est inférieure aux employés non-formés : élasticité de -0,018.</p> <p>La probabilité de chercher un emploi est accrue avec la formation générale : élasticité de 0,027.</p> <p>La probabilité de changer d'emploi dans la prochaine année est réduite par la formation spécifique (-0,005) et augmente avec la formation générale (0,001).</p>

Article 3

Les nouveaux déterminants des investissements en formation au sein des firmes canadiennes*

Résumé

Dans le cadre de ce troisième article, nous complétons la réflexion précédemment entamée quant à l'effet des dépenses en formation sur les indicateurs de performance organisationnelle en examinant, dans un dernier temps, les déterminants des investissements en formation structurée au sein des milieux de travail canadiens. Nous utilisons les données issues du questionnaire des employeurs provenant de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés*. En se basant sur la théorie du capital humain, nous avons examiné des facteurs associés aux économies d'échelle, au partage des coûts et des bénéfices, à la structure du marché de la formation ainsi qu'à la croissance économique des firmes. Les résultats montrent notamment que les grandes entreprises qui dépensent plus en formation structurée que la moyenne adoptent aussi davantage de pratiques innovatrices et investissent aussi plus en capital physique par employé. Ces résultats permettent de discuter également de la complémentarité des facteurs faisant partie d'un cercle vertueux de croissance des entreprises pouvant déterminer les investissements en formation. Par ailleurs, la décomposition du taux de roulement en trois indicateurs, soit : les nouvelles embauches, les départs volontaires et l'ensemble des départs (retraites, revois, démissions et départs permanents) montrent que les dépenses en formation sont influencées positivement et significativement par les nouvelles recrues au sein de l'entreprise.

Mots clés : Dépenses en formation, Déterminants de la formation, Entreprises, Étude longitudinale

* Bien que la recherche et les analyses soient fondées sur des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent que celles de l'auteur.

Introduction

La formation au sein des entreprises canadiennes est une source majeure d'acquisition de compétences et, par conséquent, joue un rôle significatif dans la croissance de la productivité ainsi que dans l'explication du roulement de la main-d'œuvre. Pour expliquer les investissements en formation au sein des organisations, il faut d'abord s'assurer que les sommes investies soient rentables. Comme le met en évidence le *Conference Board* du Canada, les employeurs canadiens investissaient en moyenne, en 2003, l'équivalent de 1,55 % de leur masse salariale dans la formation comparativement à 2,34 % aux États-Unis (Bailey, 2007). Il existe de nombreux facteurs qui, de manière indépendante ou collective, influencent l'offre de formation au sein des entreprises. Par ailleurs, les montants investis sont substantiels et sont tels qu'ils soulèvent d'importantes questions telles que : quels sont les montants appropriés ? Comment les coûts sont-ils répartis entre l'employeur et ses employés ? Quels facteurs influencent ces dépenses en formation ?

L'objectif de cet article est d'étudier les déterminants des dépenses en formation réalisées par les entreprises, à l'aide des données des employeurs issues de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) pour la période de 1999 à 2005. La période à l'étude permet une analyse plus complète que par le passé des déterminants de la formation, puisqu'elle permet de considérer l'effet possible du temps dans le cadre de nos estimations. Comme nous le verrons dans la présentation de la recension des écrits, la majorité des études répertoriées utilise un devis de recherche transversal.

Cet article met de l'avant plusieurs points d'intérêts. D'abord, il existe une vaste littérature empirique qui révèle différentes catégories de facteurs agissant possiblement sur la formation tels que des facteurs de nature organisationnelle, individuelle ou encore structurelle et stratégique. Une question qui émerge de cette littérature est de savoir quels sont les types de déterminants qui influencent davantage l'offre de formation ou les dépenses en formation au sein des milieux de travail ? À titre d'exemple, est-ce que les déterminants organisationnels sont de meilleurs prédicteurs des investissements en formation que les déterminants individuels ? La présente recherche ne répond pas

spécifiquement à cette question. Tout de même, nous verrons dans le cadre de nos estimations l'effet de certaines caractéristiques propres aux individus sur les dépenses en formation.

Il ressort également des études empiriques que la formation structurée¹⁰⁴ n'est pas si facile à mesurer. Cette difficulté provient possiblement de l'absence d'unanimité sur ce qu'elle devrait comprendre et serait conséquente aussi aux données disponibles (Betcherman et al., 1998). En effet, il semble que la formation au sein des lieux de travail a longtemps été une « boîte noire ». Nous verrons que l'analyse des données disponibles à partir de l'EMTE contribuera à améliorer notre connaissance de la formation structurée en milieu de travail.

Un autre point d'intérêt pour la question des déterminants de la formation réside dans la possibilité de rassembler les facteurs « les plus significatifs » dans un seul modèle cohérent permettant d'expliquer adéquatement les investissements en formation au sein des entreprises canadiennes dans un univers longitudinal.

Enfin, nos estimations seront réalisées à l'aide des dépenses en formation¹⁰⁵ plutôt qu'à partir de la proportion d'employés formés, comme indicateur de l'intensité de la formation au sein des entreprises. L'utilisation de cet indicateur permet, selon nous, de dégager une perspective des coûts et des bénéfices des déterminants de la formation, plutôt que de s'intéresser à l'indicateur « plus traditionnel » de l'intensité de formation soit la proportion d'employés formés, comme le fait la majorité des études consultées. Par hypothèse, on peut envisager que les entreprises qui dépensent le plus en formation sont aussi celles qui sont les plus fortement engagées dans ce type d'activités (offre de formation élevée) et dans lesquelles les employés reçoivent le plus de formation (proportion plus élevée d'employés formés).

¹⁰⁴ Dans le cadre de l'EMTE, la formation structurée est caractérisée comme toute activité de formation qui a un format prédéterminé, qui comporte des objectifs prédéfinis, dont le contenu est particulier (ou spécifique) et dont les progrès réalisés par l'employé peuvent être soumis à une évaluation et contrôlés.

¹⁰⁵ Les dépenses en formation sont obtenues à partir de la question 15 (a) dans le questionnaire des employeurs de 2005 soit : « Donnez une estimation du total des dépenses accordées à la formation dans cet emplacement entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005 ».

Par ailleurs, nous sommes d'avis que les indicateurs représentant soit la proportion d'emplacements offrant de la formation, la proportion d'employés formés ou encore l'offre ou non de formation donnent un portrait incomplet de l'effort de la formation au sein des entreprises, puisqu'ils ne permettent pas de dégager les sommes investies. Si ces indicateurs d'intensité présentent un portrait discutable, alors une variable reflétant les dépenses des activités de formation serait plus appropriée pour estimer l'ampleur des investissements réalisés et permettrait, selon nous, de meilleures comparaisons des firmes entre elles ainsi qu'à travers le temps.

Notre article sera structuré comme suit. La première partie présentera l'approche théorique retenue dans le cadre de l'étude des déterminants de la formation. La littérature empirique s'intéressant aux déterminants de la formation est rapportée dans la deuxième section. La troisième partie précise la contribution théorique et empirique de notre recherche. La quatrième section présente notre modèle conceptuel et opérationnel ainsi que la méthodologie utilisée. La cinquième partie présente les données retenues pour nos estimations. Finalement, nous interprétons les résultats de ces estimations et nous formulerons nos conclusions.

1. Le cadre théorique

Pour ce qui est de la référence théorique quant à la formation parrainée par les entreprises, tel que rapporté par Asplund (2004), la théorie du capital humain offre une base de réflexion intéressante pour comprendre les comportements d'investissements des firmes en matière de formation. Nous dégagerons de cette approche cinq points d'intérêts permettant de guider nos choix dans les déterminants à retenir pour expliquer les investissements en formation au sein des firmes, à savoir : 1) la décision d'investissement en formation; 2) le nature de la formation; 3) le partage des coûts entre les acteurs; 4) la structure du marché de la formation et 5) la présence d'externalités.

1.1 La décision d'investissement en formation

Cette approche met notamment l'emphase sur l'importance de l'activité de formation comme un facteur déterminant dans l'accumulation de capital humain autant pour le travailleur que l'entreprise. La théorie du capital humain propose de situer la décision de participation à la formation dans un cadre maximisant l'utilité de l'acteur : des travailleurs s'engageront dans une activité de formation et des firmes investiront en formation sur la base des retours futurs. En d'autres mots, dans le modèle du capital humain, l'activité de formation est considérée comme une décision d'investissement (Hansson, 2008).

Toutefois, étant donné que les bénéfices de la formation se réalisent après un certains délais (voir article 1, de la présente thèse), nous devons nous intéresser à la fois à la nature de l'activité de formation tout comme à la répartition des coûts de formation entre les firmes et les travailleurs. Ces deux points seront discutés ci-après.

1.2 La nature de la formation

Afin de comprendre les incitations des individus et particulièrement celles des entreprises à investir dans le capital humain, il est important de faire la distinction entre la formation de nature générale versus la formation de nature spécifique aux besoins de l'employeur. La formation générale peut se définir en termes de transferts possibles de connaissances et de compétences entre l'employeur actuel et les employeurs futurs, tandis que la formation spécifique est définie généralement comme une formation qui est utile presque exclusivement à l'entreprise formatrice (Asplund, 2004; O'Connell et Byrne, 2009). Selon le modèle de Becker, les entreprises n'ont pas d'intérêt financier à s'acquitter de l'ensemble des coûts liés à la formation générale, puisque ce type de formation permet d'accroître la productivité non seulement de l'employeur actuel mais également des autres firmes, créant ainsi une concurrence sur le marché du travail entre les employeurs pour l'acquisition d'une main-d'œuvre qualifiée. Par ailleurs, comme nous l'avons vu dans le cadre de notre deuxième article s'intéressant au roulement au sein des firmes, les entreprises formatrices ne peuvent rentabiliser leurs investissements

en rémunérant l'individu formé en dessous de sa productivité marginale puisque ce travailleur peut obtenir un salaire supérieur dans des entreprises concurrentes.

En revanche, les coûts liés à la formation pourront être financés par l'employeur lorsque les activités de formation sont plus spécifiques aux besoins de l'entreprise. En d'autres mots, la formation spécifique permet d'accroître la productivité au sein de la firme actuelle en créant en quelque sorte une situation de monopole bilatéral entre l'employeur et l'employé formé (Lazear, 2009). Toutefois, advenant le cas où le travailleur décide de quitter l'entreprise pour de meilleures opportunités extérieures, la firme perdra totalement son investissement en capital humain. Ainsi, afin de minimiser les pertes causées par les départs définitifs au sein des entreprises, les coûts de la formation dite spécifique pourront être distribués entre les travailleurs et les entreprises (Turcotte et al., 2003). Comme nous l'avons vu dans le cadre de nos deux articles précédents, le partage des coûts requiert deux conditions. D'abord, cet investissement doit créer des retours (en salaire et en productivité) afin de poursuivre la relation d'emploi. L'employeur et les salariés pourront négocier le partage de coûts et des bénéfices pour l'ensemble de la durée contrat de travail. La deuxième condition qui permet de justifier le partage des coûts, c'est que la présence d'opportunités extérieures pour le travailleur peut entraîner la fin de la relation d'emploi, et l'employeur perdra son investissement en formation spécifique. Par conséquent, il existe une incitation pour l'employeur d'accroître le salaire après la période de formation afin de retenir ses employés formés ou encore pour retarder le plus longtemps possible les départs volontaires¹⁰⁶.

1.3 Le partage des coûts entre les acteurs

Nous pouvons retenir aussi de cette théorie que le fait qu'une entreprise participe au financement de la formation de sa main-d'oeuvre ne signifie pas qu'elle supporte l'ensemble des coûts associés à ce type d'investissement. À titre d'exemple, une partie de ces coûts peut être attribuée au travailleur sous la forme d'un salaire réduit pendant la

¹⁰⁶ Pour une discussion plus détaillée de la solution du partage des coûts, voir la section traitant de la théorie du capital humain et du partage de l'investissement dans l'article 1 de la présente thèse à la section 1.1.

période de formation. Enfin, cette théorie prévoit aussi que le profil salarial des travailleurs qualifiés devrait connaître une croissance plus importante suite à l'activité de formation (Mincer, 1974).

Au cours de la dernière décennie, ces propositions théoriques n'ont pas reçu tellement de support empirique (Barron et al., 1999; Booth et Bryan, 2002). En d'autres mots, un nombre de plus en plus important d'études suggèrent que les entreprises investissent considérablement dans la formation générale, et qu'elles financent aussi ce type de formation. Rapidement, une littérature théorique a tenté d'identifier les conditions sous lesquelles les firmes sont enclines à financer la formation générale (Stevens, 1994; 2001), tandis que l'évidence empirique à l'appui de ces prédictions théoriques émerge graduellement (Booth et Bryan, 2002; O'Connell et Byrne, 2009).

En résumé, nous pouvons retenir que bien que la formation générale puisse accroître la productivité marginale future d'un individu à l'extérieur de son emploi actuel, donc chez de futurs employeurs, la théorie du capital humain propose qu'un employeur rationnel n'investira pas dans la formation complètement générale puisqu'il ne sera pas en mesure de récupérer l'ensemble des bénéfices attachés à cet investissement. Ainsi, ce ne sera pas dans l'intérêt de l'employeur de déboursier l'ensemble des coûts. Au contraire, un employeur peut obtenir des retours, notamment en matière de gains de productivité et d'un taux de rétention plus élevé par le parrainage de la formation plus spécifique à ses besoins. En conséquence, il sera plus intéressé à co-financer les investissements de ce type de formation.

1.4 La structure du marché de la formation

Même si le modèle du capital humain de Becker demeure une théorie importante pour expliquer les comportements des firmes et des individus en matière d'investissements et de retours en formation, ce modèle a fait l'objet de critiques, et plusieurs notions complémentaires ont vu le jour pour justifier notamment l'investissement des employeurs dans la formation à caractère générale (Acemoglu et Pischke, 1999a; Ballot, 2006; Schöne, 2006).

Parmi ces notions, la structure du marché de la formation peut influencer sur la taille des investissements effectués en capital humain ainsi que leurs retours. Prenons d'abord l'exemple d'un marché de travail dans lequel les firmes sont considérées comme homogènes (ex. fonctions de production, coûts de formation et besoins de main-d'œuvre identiques) et sont en concurrence pour l'utilisation d'une main-d'œuvre qualifiée. Dans cette situation, le risque de perdre les investissements réalisés en formation pour une firme sera plus élevé qu'une économie composée d'entreprises hétérogènes où la valeur des travailleurs varie d'une firme à l'autre. Logiquement, il s'ensuit que les rendements liés aux investissements en formation dans les marchés de travail imparfaits seront différents. Par hypothèse, on peut alors s'attendre à ce que les marchés dans lesquels les entreprises ont plus de risques de perdre leur main-d'œuvre soient aussi les marchés où les firmes investissent le moins en formation (Acemoglu et Pischke, 1999a).

Par ailleurs, les marchés de travail ne sont pas parfaitement concurrentiels, ce qui justifierait possiblement l'incitation de certaines firmes à déboursier pour de la formation à caractère général. Comme le présentent Acemoglu et Pischke (1999a), si une entreprise a des traits de monopsonne sur le marché du travail, c'est-à-dire qu'elle est le principal employeur d'un type de main-d'œuvre ou que la taille¹⁰⁷ de l'entreprise est si importante par rapport au marché du travail qu'elle devient le chef de file en matière d'établissement des salaires (Gunderson, 2005), alors l'entreprise pourra récupérer les dépenses en formation en rémunérant un travailleur formé en dessous de sa valeur de productivité marginale après la période de formation. De plus, Acemoglu et Pischke (1999b) mentionnent que cette explication vaut aussi pour d'autres types d'imperfections telles que l'asymétrie d'information, les mécanismes de négociation salariale ou encore la complémentarité des dépenses en formation générale avec celles réalisées en formation spécifique. En conséquence, ces imperfections peuvent restreindre la mobilité des travailleurs sur le marché du travail et influencer le type de formation qui est offert sur le marché. En d'autres mots, lorsque la mobilité des travailleurs est

¹⁰⁷ Ici, l'élément le plus important n'est pas la taille de l'entreprise proprement dit, mais davantage le rapport entre la taille de la firme et la taille du marché du travail (Gunderson, 2005).

contrainte par différents facteurs vus précédemment, on peut alors s'attendre à ce qu'un employeur soit plus enclin à financer de la formation à caractère général.

Une autre façon d'expliquer l'effet de la structure du marché de la formation passe plutôt par la distinction théorique entre la formation générale et spécifique, qui pour certains (Acemoglu et Pischke, 1999a; Ballot, 2006), n'est pas si claire empiriquement. En d'autres mots, les facteurs de production ne sont pas parfaitement mobiles puisque le capital humain spécifique rend les travailleurs non substituables les uns par rapport aux autres. En étendant cette réflexion aux firmes, on se retrouve donc avec des situations intermédiaires où les dépenses en formation ne sont pas totalement générales ni totalement spécifiques (Stevens, 1994).

1.5 La présence d'externalités

Si nous continuons notre réflexion sur les imperfections du marché de la formation, nous pouvons retenir une proposition mise de l'avant dans les travaux de Heckman et Klenow (1997). Ces derniers laissent entrevoir la possibilité de s'en remettre entièrement aux entreprises en matière d'investissements en formation au sein des lieux de travail, puisque les firmes seraient mieux outillées pour assurer une concordance entre leurs besoins et les compétences des travailleurs. Nous exprimons toutefois quelques réserves quant à cette réflexion. Ainsi, les marchés ne fonctionnent pas toujours comme le supposent Heckman et Klenow (1997), de sorte que l'État peut être appelé à intervenir pour corriger les imperfections du marché. La conséquence de ces imperfections est la présence d'externalités. Des externalités (ou retombées) positives peuvent survenir lorsque des acteurs du marché du travail ne sont pas en mesure de savoir s'ils pourront récupérer les retours des investissements dans la formation (Betcherman et al., 1998). Ainsi, par extension d'idées, le fait que le capital humain puisse constituer une source d'externalité positive conduit à s'intéresser à ses implications au sein même de l'organisation et à l'extérieur de l'entreprise (Normand, 2002).

En ce qui nous concerne, si les dépenses en formation (peu importe le type) sont importantes au sein de l'entreprise, alors on peut s'attendre aussi à des retombées positives par la transmission (ou le transfert) des nouvelles connaissances et compétences entre les travailleurs d'une même firme ou d'un même secteur d'activités. Dans un autre temps, nous sommes d'avis que si les dépenses engagées dans la formation par l'employeur sont davantage à caractère général, alors on peut s'attendre qu'une partie des retombées soient récupérées par d'autres employeurs en termes d'accès à une main-d'œuvre plus qualifiée.

1.6 Implications pour la présente recherche

Le cadre théorique a été structuré de façon à refléter les idées maîtresses de la théorie du capital humain qui sont appropriées dans l'explication des déterminants de la formation. En bref, nous pouvons retenir quatre principales idées constituant notre cadre théorique. D'abord, la théorie du capital humain pose les implications des modes de financement pour les employeurs, notamment en permettant l'analyse des investissements en matière de formation au sein des entreprises sous l'angle de la rationalité économique : c'est-à-dire qu'une firme évaluera les retours générés par ses investissements avant de poursuivre ou d'accroître une dépense en formation. Cette évaluation sera guidée, en principe, par la nature même de la formation offerte au sein de l'entreprise : si une formation est davantage spécifique, autrement dit, si les nouvelles compétences n'ont de valeur que dans la firme même, alors le volume optimal d'investissement pour ce type de formation s'obtiendra que si les coûts et les bénéfices sont partagés par l'entreprise et le travailleurs (Becker, 1964; OCDE, 2003). À l'inverse s'il s'agit de la formation générale, alors l'employeur n'aura pas d'intérêt financier à acquitter l'ensemble des coûts de cette formation, puisque d'autres entreprises pourront s'approprier l'augmentation de la productivité du travailleur nouvellement formé.

Ensuite, en fonction des explications proposées jusqu'à maintenant, nous pouvons affirmer que les déterminants de la formation peuvent être représentés théoriquement par quatre concepts. D'abord, le concept lié aux raisons économiques qui

peuvent justifier les dépenses en formation. Deuxièmement, le concept lié à la logique des coûts et des bénéfices associé aussi à la rationalité économique de l'acteur. Troisièmement, la structure du marché de la formation permettant de présenter différentes imperfections qui peuvent agir sur les investissements en capital humain. Le quatrième concept, quant à lui, représente la croissance économique des entreprises.

Par ailleurs, il est possible de retenir deux hypothèses supplémentaires quant à l'explication des investissements en formation au sein des entreprises. Premièrement, la spécialisation des facteurs de production (tels que le capital physique et le capital humain) est supposée accroître la productivité des entreprises. Deuxièmement, une hausse de la qualité des facteurs de production utilisés, dans le cas qui nous concerne principalement le capital humain, est supposée améliorer aussi la productivité. En d'autres mots, l'investissement en capital humain est un concept directement lié à la croissance des firmes et caractérisera le concept principal à expliquer dans le cadre de cette recherche.

Enfin, une dernière implication empirique possible de la théorie du capital humain est le fait que les employeurs risquent de ne pas investir dans la formation autant qu'il serait souhaitable (du point de vue de la collectivité) étant donné qu'ils ne pourront internaliser l'ensemble des avantages (notamment en matière de productivité accrue et d'une augmentation du bassin de compétences au sein de leur entreprise) liés à leurs dépenses en formation desquelles les employeurs subséquents profiteront.

2. Les études empiriques antérieures

Dans la présente section, nous nous intéressons aux déterminants de la formation dans les milieux de travail. Ainsi, comparativement aux articles précédents constituant notre thèse, où la variable à expliquer était d'une part la productivité des entreprises, et d'autre part, le taux de roulement dans les firmes, le présent article vise à mieux expliquer les dépenses en matière de formation structurée au sein des organisations.

Jusqu'à tout récemment, les recherches empiriques répertoriées présentaient les facteurs explicatifs de l'intensité¹⁰⁸ ou de l'incidence¹⁰⁹ de la formation, sous forme de liste de déterminants sans les lier directement à des concepts théoriques. Bien que cet exercice soit nécessaire, il convient à notre avis, d'apparier le mieux possible les hypothèses de la théorie du capital humain à des facteurs empiriques. Cette façon de structurer notre recension d'écrits vise à assurer une cohérence entre les fondements théoriques vus précédemment et les développements empiriques. À notre connaissance, aucune étude empirique n'a utilisé clairement cette forme de présentation. Nous contribuerons dans ce sens à l'analyse des résultats.

Par ailleurs, il convient de mentionner que la majorité des travaux consultés (17 études sur 24) est dérivée d'enquêtes transversales. De plus, nous pouvons diviser les études recensées en deux axes : un premier axe représentant l'horizon de recherche (coupe transversale ou étude longitudinale) et un second axe représentant le niveau d'analyse (individus, entreprises, données appariées entreprises-individus). Le tableau 1 présente les travaux répertoriés¹¹⁰ selon cette classification à deux axes :

¹⁰⁸ L'intensité de la formation peut être mesurée par différents indicateurs tels que la proportion d'employés formés, les dépenses en formation totales, les dépenses en formation par employé ou encore le pourcentage de la masse salariale, la durée de la formation, pour nommer que ceux là.

¹⁰⁹ Par incidence de la formation, on réfère principalement à l'effet ou l'impact de la formation sur une variable dépendante, telle que la productivité des entreprises ou le taux de roulement (voir les articles 1 et 2 de la présente thèse). L'incidence de la formation peut être mesurée par différents indicateurs tels que la probabilité d'offrir ou encore de recevoir de la formation, les dépenses en formation par employé, le pourcentage d'employés formés, pour nommer que ceux là.

¹¹⁰ Pour de plus amples informations sur la recension des écrits, voir l'annexe V.

Tableau 1 : Division des études recensées selon l'horizon de recherche et le niveau d'analyse

Niveau d'analyse	Horizon de recherche		
	Étude transversale	Étude longitudinale	Total
Individu	Belzil et Hansen (2006) Croce et Tancioni (2007) Fortin et Parent (2006) Leuven et Oosterbeek (1999) Maximiano et Oosterbeek (2006) O'Connell et Byrne (2009)	Bartel (1995) Booth et Bryan (2002) Budria et Peirera (2004) Lazareva (2006) Veum (1995)	11
Entreprise	Addison et Belfield (2008) Almeida-Santos et Mumford (2004) Chaykowski et Slotsve (2006) Forrier et Sels (2003) Frazis, Gittleman et Joyce (2000) Green, Machin et Wilkinson (1999) Hansson (2003) Lynch et Black (1998) Schöne (2006)	Jones (2005)	10
Données appariées	Turcotte, Léonard et Montmarquette (2003) Zeytinoglu, Cooke et Jiao (2005)	Dostie et Pelletier (2007)	3
Total	17	7	24

Parmi l'ensemble des travaux recensés, deux précisions s'imposent déjà. La première concerne la mesure de la formation en tant que variable dépendante. Ainsi, comme nous l'avons précisé auparavant, la formation peut être mesurée par des indicateurs d'incidence et d'intensité. Notre recension des écrits a permis d'identifier que la probabilité d'offrir ou de recevoir de la formation au sein d'une entreprise correspondait à l'indicateur d'incidence utilisé dans 14 études transversales sur 17, et dans 4 des 7 études longitudinales. Nous avons répertorié également cinq indicateurs mesurant l'intensité de la formation, soit : le pourcentage de la masse salariale (dans 2 études transversales), le pourcentage d'employés formés (dans 5 études transversale et 2 longitudinales), les dépenses en formation ou encore les coûts de formation (dans 3 devis transversaux), le nombre d'heures de formation reçus (dans 3 études transversales et 1 étude longitudinale) ainsi que le nombre de jours de formation reçus (dans 3 devis transversaux et 1 devis longitudinal).

La seconde remarque, quant à elle, traite de l'apport des travaux empiriques antérieurs dans l'utilisation de facteurs liés à l'organisation comme déterminants de la formation au sein des firmes. À ce titre, nous avons noté que les études usant de données d'entreprises ou de données appariées accordent peu d'attention à l'effet des caractéristiques organisationnelles sur une variable de dépenses en formation. En fait, seuls les travaux de Forrier et Sels (2003), de Frazis et al. (2000), de Chaykowski et Slotsve (2006) et de Schöne (2006) considèrent respectivement l'intensité de la formation en termes de dépenses en formation par employé ou de coûts totaux de formation.

Enfin, plutôt que de présenter une liste exhaustive des facteurs expliquant les dépenses en formation structurée au sein des entreprises, nous préférons regrouper les déterminants sous les quatre idées clés que nous avons fait ressortir de la littérature théorique, soit : 1) qu'il y a des raisons économiques associées à l'accumulation du capital humain au sein des firmes; 2) qu'il y a une logique de partage des coûts et des bénéfices bien présente dans la compréhension des dépenses en formation; 3) que la structure du marché du travail influence les investissements réalisés en formation et 4) que la formation fait partie d'un cercle vertueux de croissance de la productivité des entreprises.

2.1 Les raisons économiques associées à l'accumulation du capital humain au sein des firmes

2.1.1 La taille de l'entreprise

Les études que nous avons retenues quant à l'association entre la taille de la firme et la formation présentent un constat général : les organisations de grande taille sont plus susceptibles d'investir davantage dans la formation leurs travailleurs (Belzil et Hansen, 2006; Frazis et al., 2000; Turcotte et al. 2003). Cette explication cadre avec l'hypothèse selon laquelle une entreprise de grande taille offre davantage de possibilités

d'exploiter les retombées bénéfiques de la formation due notamment à la mobilité interne des travailleurs ayant reçu une formation.

D'autres raisons peuvent aussi expliquer la relation entre la taille des entreprises et les investissements en formation. Ainsi, l'accès à des capitaux à prix avantageux, la poursuite d'économies d'échelle et l'accès à des coûts unitaires de formation plus bas peuvent expliquer pourquoi les entreprises de grande taille dépensent les sommes les plus importantes dans la mise en œuvre de programmes de formation (Lazareva, 2006; Lynch et Black, 1998). Il est aussi possible que le lien entre la taille et les dépenses en formation soit expliqué par un effet de groupe, c'est-à-dire que la probabilité de former un travailleur est plus importante pour une entreprise de grande taille puisqu'elle a plus d'employés (Baldwin et al., 1995).

Bien qu'il semble y avoir une tendance générale dans l'explication du lien entre la taille des entreprises et la formation, certains travaux ne confirment pas nécessairement l'hypothèse d'un lien positif entre ces deux variables. C'est le cas notamment des travaux de Green et al. (1999) qui trouvent que la taille de l'entreprise a un effet positif sur l'incidence de la formation (probabilité d'offrir de la formation), mais n'a pas d'effet significatif autant sur le nombre d'heures que sur le nombre de jours de formation reçus. L'étude de Almeida-Santos et Mumford (2004), quant à elle, montre que les firmes de grande taille sont moins enclines à offrir de la formation.

Nous pouvons toutefois faire une critique de ces résultats puisque la variable dépendante, pour laquelle la relation est statistiquement significative dans le cas de ces deux études, mesure la probabilité de recevoir de la formation et non les dépenses réalisées par l'employeur. De plus, bien que Almeida-Santos et Mumford (2004) ou Green et al. (1999) prennent en compte l'hétérogénéité non observée au sein de leur échantillon respectif, les études réalisées demeurent des coupes transversales, ce qui ne permet pas à notre avis de contrôler efficacement pour ce type de biais par l'usage d'un estimateur considérant la présence d'effets individuels tel que la méthode à effets aléatoires ou la méthode à effets fixes qui sont propres aux études longitudinales.

Nonobstant ces quelques résultats qui diffèrent du constat général, lorsque l'on s'arrête à la méthodologie des études recensées, on peut noter que les devis longitudinaux¹¹¹ utilisant des données d'entreprises, comme c'est le cas avec la recherche de Dostie et Pelletier (2007), montrent que plus le nombre d'employés est élevé, plus l'employeur investira dans la formation au sein de son entreprise toute proportion gardée.

2.1.2 Les syndicats

La formation comporte des caractéristiques de justice et d'équité qui relèvent traditionnellement des responsabilités syndicales (Fournier, 2000). Toutefois, on ne peut pas dire que l'effet de la présence syndicale sur les investissements en formation est taillé au couteau (Green et al., 1999; Kennedy et al., 1994). D'abord, l'effet théorique de la présence syndicale peut être positif sur l'offre de formation. Comme le suggèrent Freeman et Medoff (1984), les syndicats peuvent encourager l'investissement en formation au sein des entreprises par la réduction du taux de roulement ou encore par l'amélioration des relations entre les parties en favorisant la communication. En d'autres termes, les syndicats montrent les préférences des travailleurs qui se traduisent par des incitatifs pour les employeurs à investir dans la formation. Ainsi, on peut dire que le syndicalisme peut à travers la formalisation de règles avoir une influence sur l'offre de formation au sein des entreprises.

À notre avis, ce que certains caractérisent comme une ambiguïté de l'effet théorique de la syndicalisation sur la formation, n'est en fait qu'une différence dans les concepts à l'étude. À ce titre, les études retenues utilisent différents indicateurs pour mesurer la syndicalisation tels que : la présence syndicale (4 cas), le pourcentage d'employés syndiqués (2 cas), le fait d'être membre d'un syndicat (6 cas) ou encore le fait d'être couvert par une convention collective (3 cas).

¹¹¹ Dans lesquels les chercheurs contrôlent une série de facteurs et pour lesquels les biais techniques sont pris en compte dans le choix des estimateurs appropriés.

Toutefois, bien que les indicateurs utilisés soient de différentes natures, on note une même tendance, c'est-à-dire un effet positif de la syndicalisation sur les investissements en formation ou la probabilité d'offrir davantage de formation en entreprise.

Par ailleurs, selon Turcotte et al. (2003), l'ambiguïté de l'effet théorique de la syndicalisation sur la formation semble associée davantage à la nature même de la variable de formation. Prenons l'exemple d'une offre de formation à caractère général au sein d'une entreprise. Dans un contexte où les employés sont syndiqués et ont un salaire de départ plus élevé, l'employeur devra financer l'ensemble des activités de formation puisqu'il ne peut demander à ses employés d'en assumer les coûts par un salaire inférieur durant la période de formation, comparativement à une offre de formation générale dans une firme où le syndicat est absent.

De plus, lorsqu'il est possible de prendre en compte la structure du marché de la formation ou encore la présence d'imperfections sur le marché du travail, tel que la structure en monopsonne d'une firme (Acemoglu et Pischke, 1999a), alors on peut s'attendre à une compression des salaires et une offre de formation davantage à caractère général de la part de l'employeur. On peut aussi supposer que la présence syndicale n'aura pas le même effet sur l'offre de formation. Par ailleurs, nous avons quelques réserves quant à cette troisième proposition théorique puisque comme le présente Mincer (1983), la formation générale a moins de chance d'être suivie par les travailleurs syndiqués étant donné que leur mobilité à l'extérieur de l'organisation est freinée par l'adhésion au syndicat.

De ce fait, une fois ces éclaircissements établis, nous ne pouvons plus discuter d'une ambiguïté de l'effet théorique de la syndicalisation sur la formation, d'autant plus que les études empiriques peuvent être divisées chronologiquement.

Les premières études empiriques réalisées aux États-Unis au début des années 1980, telles que les études de Duncan et Stafford (1980), de Mincer (1983) ainsi que

celle de Barron et al. (1987) ont mis en évidence que la présence d'un syndicat réduisait les probabilités de recevoir de la formation.

Par la suite, parmi les 24 études que nous avons recensées¹¹², on peut retenir une ligne directrice claire: la présence syndicale influence positivement les niveaux de formation en entreprise. Ainsi, peu importe l'horizon de la recherche (transversal ou longitudinal) et la mesure utilisée pour représentée la présence syndicale (variable dichotomique, pourcentage d'employés syndiqués, couverture syndicale), certains des travaux recensés appuient l'explication théorique proposée par Freeman et Medoff (1984). C'est notamment le cas de l'étude de O'Connell et Byrne (2009) qui a trouvé que les travailleurs syndiqués recevaient plus de formation mais que cette relation pouvait également dépendre de la taille de l'organisation (Green et al., 1999) ou encore du secteur d'activité (Lazareva, 2006; Turcotte et al., 2003). Au niveau canadien, les résultats de recherche de Dostie et Pelletier (2007) montrent que la présence d'un syndicat dans une organisation a une influence positive sur le nombre d'employés recevant de la formation formelle. Enfin, les résultats de l'étude de Addison et Belfield (2008) montrent que la reconnaissance du syndicat a davantage d'effet sur la probabilité d'offrir de la formation lorsque les employés sont impliqués dans les mécanismes de négociation.

2.1.3 Les stratégies et les pratiques organisationnelles

Comme nous l'avons vu dans le cadre de nos deux premiers articles, l'effet des pratiques de gestion des ressources humaines sur la performance des entreprises a fait coulé beaucoup d'encre. Rappelons que certaines pratiques de gestion peuvent favoriser un plus haut niveau de productivité ou encore avoir un impact favorable sur d'autres indicateurs de performance des firmes tels que le chiffre d'affaires, les ventes, le taux de roulement au sein des entreprises et la qualité des produits. Ces pratiques de gestion des

¹¹² À noter également que l'étude réalisée par Lynch (1992) a trouvé des effets positifs de la présence syndicale sur la formation de type formelle aux Etats-Unis.

ressources humaines font aussi référence aux systèmes de travail à haute performance (Huselid, 1995). Ainsi, dans le cadre de cette littérature, la formation fait partie d'un vaste éventail de pratiques telles que le recrutement, le système de rémunération et les pratiques liées à l'organisation du travail (Hansson, 2008). Plusieurs études se sont intéressées à identifier des grappes de pratiques qui engendrent le plus de valeur au sein des firmes (Huselid, 1995; MacDuffie, 1995).

Ainsi, la formation, soit par des mesures d'intensité ou d'incidence, joue un rôle important dans cette littérature. À partir de ce constat empirique, on pourrait alors s'attendre à ce que les entreprises qui planifient activement leurs ressources humaines aient une plus grande propension à offrir de la formation ou à investir dans la formation (Bartel, 1995; Lynch et Black, 1998; Whitfield, 2000). Plusieurs travaux récents examinent les liens possibles entre les pratiques en matière de gestion des ressources humaines, les stratégies adoptées par les entreprises et les activités de formation. C'est notamment ce que Turcotte et al. (2003) ont mis en évidence dans leurs travaux. Leurs résultats d'estimations ont montré que les firmes canadiennes qui mettent davantage l'accent sur les stratégies liées aux ressources humaines ou au niveau de la recherche et du développement sont plus susceptibles, que les autres organisations, d'offrir de la formation.

Toujours au niveau des firmes canadiennes, les travaux de Chaykowski et Slotsve (2006) ainsi que ceux de Dostie et Pelletier (2007) montrent que les entreprises qui accordent beaucoup d'importance aux stratégies de développement des compétences offrent de la formation, peu importe le type, à un plus grand nombre de travailleurs.

Ensuite, les résultats de Schöne (2006) montrent aussi que l'introduction de nouvelles pratiques de gestion des ressources humaines telles que la rotation d'emploi et les équipes de travail autonomes augmentent autant la proportion d'employés formés que les coûts directement liés aux activités de formation. L'étude de O'Connell et Byrne (2009) montre aussi que les entreprises qui ont inclus de nouvelles pratiques de gestion au cours des dernières années, telles qu'un système de rémunération lié à la performance

ou encore des pratiques de conciliation travail-famille, sont toutes associées à une augmentation de la probabilité d'offrir de la formation.

En conséquence, on pourrait supposer qu'une firme qui se dote de différentes pratiques de gestion des ressources humaines ou encore qui renouvelle sa gestion des ressources humaines en y intégrant des pratiques permettant de développer la qualité de sa main-d'oeuvre, en d'autres termes qui vise l'amélioration du capital humain qu'elle possède, montre aussi des dépenses en formation plus élevées qu'une entreprise qui n'adopte pas cette stratégie globale de gestion de ses ressources humaines.

2.1.4 Le genre

Il y a une discussion continue sur les différences entre les hommes et les femmes quant aux retours attendus des investissements en formation. Nous avons retracé 14 études (huit études transversales et six longitudinales) sur les 24 recherches empiriques retenues qui traitent de l'effet possible du genre sur l'offre de formation au sein des entreprises. Les résultats demeurent partagés puisque sept études (dont 4 transversales) montrent qu'une hausse de la proportion de femmes au sein des entreprises entraîne une baisse dans la participation aux activités de formation (3 cas), dans la probabilité de recevoir de la formation (3 cas) et dans le nombre de jours de formation reçus (1 cas). Les sept autres travaux montrent des relations positives (3 études, dont 2 transversales) et quatre d'entre eux ne permettent pas de trouver de différence significative entre les investissements réalisés en formation pour les hommes et les femmes.

Ainsi, il n'est pas évident non plus de s'intéresser à la distinction homme/femme dans l'explication des investissements en formation au sein des entreprises sans évacuer complètement les questions liées à la discrimination systémique encore présentes au sein des entreprises (Chicha, 1997). En bref, selon la théorie de la discrimination systémique, les valeurs, les préjugés et les stéréotypes peuvent être intégrés dans les politiques et les pratiques décisionnelles des firmes, ce qui peut entraîner des inégalités notamment entre les hommes et les femmes (Chicha, 1997). On peut alors supposer que les femmes

obtiennent des retours inférieurs sur les investissements réalisés en capital humain (scolarité, formation, ancienneté et expériences professionnelles) comparativement aux hommes.

À ce sujet, les résultats obtenus par Leuven et Oosterbeek (1999), à partir de l'enquête internationale sur la littératie des adultes pour les États-Unis, la Suisse, les Pays-Bas et le Canada, montrent que les femmes participent moins aux activités de formation que leurs collègues masculins et qu'elles ont également moins de semaines de formation que les hommes. Toutefois ces résultats ne sont pas significatifs pour le Canada. Leuven et Oosterbeek suggèrent donc que les entreprises sont moins portées à investir dans leurs travailleurs féminins en matière de formation notamment à cause de la discrimination, du taux de roulement élevé associé à ce type de travailleurs ou encore aux caractéristiques des emplois occupées par les femmes.

C'est aussi ce que montrent les résultats de Schöne (2006), à savoir que plus la proportion de femmes est élevée, plus les dépenses de formation pour l'entreprise sont faibles. D'autres études vont aussi dans le même sens. Comme l'observent Dostie et Pelletier (2007), plus la proportion d'employés de sexe féminin est élevée, moins le niveau de formation formelle est élevée. Lazareva (2006) montre également que les employés masculins sont plus susceptibles d'obtenir de la formation financée par leur employeur que leurs collègues féminins. Ces résultats sont aussi conformes à ceux obtenus antérieurement par Booth (1993) quant à l'évidence d'une discrimination possible envers les femmes au niveau de l'accès à la formation en entreprise. Une des raisons qui peut expliquer ce résultat, c'est que les femmes peuvent avoir plus et de plus longues absences à l'extérieur du marché du travail, notamment en raison de la maternité. Ce qui permet d'expliquer, en partie, les intentions plus faibles des employeurs d'offrir de la formation aux employés féminins (Schöne, 2006).

Néanmoins, nous pensons aborder ce facteur en fonction des retours attendus en matière d'investissements en formation de la part de l'entreprise plutôt qu'en fonction d'une différenciation selon le sexe. Par hypothèse, un employeur rationnel voudra s'assurer que les dépenses réalisées en formation lui assurent un gain de productivité et

une hausse de ses profits. Pour obtenir un retour le plus élevé possible, l'entreprise choisira d'investir là où c'est le moins risqué et le plus rentable.

Par ailleurs, quelques études ne permettent pas de montrer une différence significative entre les investissements réalisés en formation pour les hommes et les femmes (Booth et Bryan, 2002), ou encore, précisent que les femmes réalisent plus de demandes de formation que leurs collègues masculins mais ont moins de chances de participer à des activités de formation financée par l'employeur (Croce et Tancioni, 2007). Les résultats de Bassanini et al. (2005) montrent aussi qu'en contrôlant pour les caractéristiques des industries et des emplois, les femmes reçoivent autant de formation financée par l'employeur que leurs collègues masculins. O'Connell et Byrne (2009) notent aussi que l'inclusion de caractéristiques de l'entreprise dans le modèle d'estimation élimine les différences au niveau du sexe quant à la participation à la formation.

En résumé, nous pouvons retenir que même si les études longitudinales permettent des estimations sur une plus longue période de temps et qu'elles peuvent contrôler pour davantage de facteurs et l'hétérogénéité non observable entre les individus, comparativement aux études transversales, elles sont en nombre insuffisant (6 études longitudinales) pour conclure à un effet du genre sur les investissements en formation. Il est donc pertinent de vérifier empiriquement l'impact du sexe des employés sur l'offre de formation au sein des entreprises, puisque le débat demande encore des éclairages supplémentaires.

2.2 La logique de partage des coûts et des bénéfices

2.2.1 Le taux de roulement

La mobilité de la main-d'oeuvre est l'un des facteurs importants qui permet de déterminer les retours sur les investissements réalisés en matière de formation par l'employeur. Rappelons qu'au niveau théorique, que de larges investissements en

formation spécifique devraient entraîner une réduction de la mobilité des travailleurs et ce, tant que le coût d'une séparation éventuelle avec l'employeur est plus élevé que le salaire obtenu suite à la période de formation (Parsons, 1972). Ainsi, nous pouvons supposer que tant et aussi longtemps que la valeur de productivité marginale du travailleur sera supérieure au salaire versé pour une période donnée, et ce après la période de formation, alors une entreprise sera moins encline à se départir d'un employé performant, ce qui devrait entraîner des dépenses en formation spécifique supérieures.

Au niveau empirique maintenant, nous avons recensé jusqu'en 2009, huit études (dont 7 utilisent un devis transversal) qui traitent de l'effet possible du roulement de la main-d'œuvre sur la formation en entreprise en utilisant des données au niveau de l'organisation.

Lorsqu'on prend en considération le type de formation (Dostie et Pelletier, 2007; Turcotte et al., 2003) qui est offert au sein des firmes ou les types d'investissements réalisés, nous pouvons dessiner un portrait plus précis de l'effet du roulement de la main-d'œuvre sur la formation. Comme nous l'avons vu antérieurement, la théorie du capital humain suggère que la formation spécifique devrait réduire le taux de roulement de la main-d'œuvre, puisque la prime salariale associée à une formation additionnelle devrait inciter les travailleurs à rester au sein de l'organisation pour obtenir le maximum de bénéfices de cet investissement, tandis que la formation générale devrait accroître la probabilité de quitter l'organisation. À ce titre, trois études empiriques, soit les travaux Chaykowski et Slotsve (2006), de Dostie et Pelletier (2007) et de Turcotte et al. (2003) réalisés auprès d'entreprises canadiennes, ont montré qu'un taux de roulement élevé entraîne une plus grande offre de formation en cours d'emploi (donc spécifique). Ces résultats peuvent suggérer que les firmes sont réactives et tentent de retenir leur main-d'œuvre en offrant davantage de formation spécifique à leurs propres besoins. En d'autres mots, ces résultats confirment que se sont les travailleurs les plus stables qui ont le plus de chances d'avoir accès à la formation.

Par ailleurs, deux travaux montrent un impact négatif du taux de roulement sur la probabilité d'offrir de la formation (Almeida-Santos et Mumford, 2004; Schöne, 2006). Ainsi, lorsque l'employeur sait qu'une large part de ses travailleurs demeurera au sein de la firme, le risque lié à l'investissement en formation pour l'employeur en sera autant réduit. En conséquence, comme le suggère Schöne (2006), on peut s'attendre à trouver une relation négative entre le taux de roulement de la main-d'œuvre et les investissements réalisés en formation.

D'autre part, deux études indiquent l'absence de relation statistiquement significative entre le taux de roulement et l'offre de formation (Frazis et al., 2000) ainsi qu'entre le taux de roulement et la proportion d'employés formés (Hansson, 2003).

Enfin, seule l'étude transversale de Forrier et Sels (2003), réalisée auprès de 223 entreprises belges en 1999, estime l'effet des embauches et des départs volontaires, de manière indépendante, sur le pourcentage des investissements en formation. Leurs résultats montrent, autant pour les embauches que les départs volontaires, un effet positif et significatif sur les investissements en formation. La décomposition du taux de roulement en deux dimensions soit les embauches et les départs volontaires permet de vérifier l'hypothèse à l'effet que les travailleurs nouvellement embauchés soient plus susceptibles de recevoir de la formation en début d'emploi puisqu'ils ont des ajustements à effectuer, en ce qui a trait à leurs compétences, pour être pleinement productifs au sein de l'entreprise. Cette proposition prend essence dans le modèle de partage des coûts de la formation en entreprise (voir article 1 de la présente thèse). Si cette hypothèse s'avère vraie, la variable « proportion d'embauches » devrait capter une partie de l'effet.

On peut retenir aussi que les études transversales ne présentent pas de consensus quant à l'effet possible du taux de roulement ou de ses variables associées (embauches, départs) sur la formation au sein des entreprises. De plus, la recherche de Dostie et Pelletier (2007) réalisée à partir de données longitudinales liées est nettement insuffisante pour en tirer des conclusions généralisables.

En résumé, la littérature théorique sur le capital humain permet d'interpréter la relation possible entre le taux de roulement volontaire des employés et les investissements en formation au sein des études empiriques de quatre façons, soit : 1) une relation positive entre les départs volontaires et les investissements réalisés en formation au sein des entreprises; 2) une relation négative entre ces deux variables; 3) une relation positive entre les embauches et les investissements en formation ainsi 4) qu'une relation négative entre les embauches et les dépenses en formation (Forrier et Sels, 2003).

2.2.2 Le statut d'emploi

Nous avons peu de renseignements au niveau empirique au sujet de l'impact du statut d'emploi des travailleurs sur l'offre de formation en entreprise. Toutefois, la réflexion du lien possible entre la formation et le statut d'emploi pourrait se confondre avec la mobilité des travailleurs ou encore avec le temps de travail.

D'abord, dans un marché interne du travail, la théorie suggère que l'organisation devrait encourager un haut niveau de compétences générales afin de permettre une mobilité des travailleurs entre les emplois, ce qui permet aussi d'assurer une stabilité, donc une progression au sein de l'organisation. Quatre études (dont 3 études utilisent un devis transversal) ont discuté de l'impact du statut d'emploi dans la problématique des rendements de la formation. À ce titre, les résultats obtenus par Leuven et Oosterbeek (1999) montrent pour l'ensemble des pays étudiés (Canada, États-Unis, Pays-Bas et Suisse), que les travailleurs temporaires à contrats reçoivent autant de formation que les employés permanents à contrats, mais que l'intensité diffère (nombre de semaines de formation) dans les activités de formation. Par exemple, ils montrent qu'au Canada, les employés temporaires reçoivent de plus courtes périodes de formation (nombre de semaines) comparativement aux États-Unis et aux Pays-Bas. Ces auteurs suggèrent que la notion de contrat temporaire peut varier d'un pays à l'autre, mais que ces résultats

peuvent suggérer tout de même que les nouveaux employés reçoivent davantage de formation.

Les travaux de Turcotte et al. (2003) montrent que plus la proportion d'emplois non standard¹¹³ est élevée, plus grande est la proportion d'employés formés en cours d'emploi, tandis qu'elle n'a pas d'impact significatif sur l'intensité de la formation structurée. Ces résultats suggèrent, aux auteurs, que les entreprises qui ont une grande proportion d'employés non permanents ou à temps partiels dirigent leurs efforts de formation vers une formation non structurée qui nécessite des investissements moins coûteux pour la firme pour cette catégorie de travailleurs.

Ensuite, comme l'ont montré Frazis et al. (2000), plus la proportion d'employés à temps partiel est élevé, moins les dépenses en formation sont élevées. Ce sont aussi les principales conclusions de Dostie et Pelletier (2007) quant à l'effet du statut d'emploi sur l'intensité de la formation offerte : plus la proportion d'employés à temps partiel est grande, plus la proportion d'employés recevant de la formation informelle est élevée.

Par ailleurs, si nous considérons que du point de vue de l'employeur il y a des coûts fixes associés à l'investissement en formation et qu'il y a une grande proportion d'employés à temps partiel, alors l'employeur devra répartir les coûts de la formation sur un moins grand nombre d'heures de travail (Leuven et Oosterbeek, 1999; Schöne, 2006). Par hypothèse, nous pouvons nous attendre à trouver une relation négative entre la proportion d'employés travaillant à temps partiel et les dépenses en formation réalisées par l'entreprise.

¹¹³ Turcotte et al. (2003) définissent les emplois non standard par l'ensemble des employés qui travaillent à temps partiel et/ou ne sont pas des employés permanents.

2.3 La structure du marché du travail

2.3.1 Le secteur d'activité

L'appartenance à un secteur d'activité peut aussi être un indicateur de l'investissement en matière de formation. En faisant référence à notre cadre théorique ainsi qu'à une fonction de production, nous pouvons relever trois cas de figures possibles permettant d'expliquer l'importance des investissements en capital humain via la formation dans différents secteurs d'activités, soit : 1) un secteur qui a une main-d'œuvre peu qualifiée; 2) un secteur qui détient une main-d'œuvre qualifiée; 3) un secteur d'activité qualifié par sa technologie ou son capital physique.

D'abord, pour le premier cas de figure, on pourrait s'attendre à qu'un secteur d'activité qui est intensif en capital humain investisse peu dans la formation de sa main-d'œuvre, puisqu'il mise davantage sur la quantité de travailleurs disponibles. Toutefois, pour que cette hypothèse soit valide, la technologie utilisée doit être constante et les travailleurs parfaitement substituables. Par ailleurs, cette attente ne serait pas validée dans un secteur d'activité en présence d'un progrès technologique où une main-d'œuvre plus qualifiée serait nécessaire et dans lequel les entreprises investiraient davantage en formation par employé. Ce qui fait l'objet des deux autres cas de figures.

Ensuite, dans un secteur d'activité où la main-d'œuvre est qualifiée, on peut s'attendre à ce que l'offre de formation de la part des employeurs soit plus élevée. Cette intuition peut s'expliquer, à notre avis, par la relation entre la scolarité (ou les investissements en formation initiale) et la formation continue. Si l'on s'inspire des travaux de Mincer (1974) et de Parent (1995), l'acquisition d'habiletés supplémentaires peut se poursuivre après la période de formation initiale, donc sur le marché du travail. Pour un employeur rationnel, le diplôme obtenu par un individu sera considéré comme un signal tangible du risque associé à un investissement en formation au cours de sa période d'emploi. Théoriquement, on peut s'attendre que plus un travailleur a un nombre élevé d'années de scolarité, plus ce dernier a les habiletés à apprendre de nouvelles compétences. Donc, une entreprise faisant partie d'un secteur d'activité où la main-

d'œuvre est qualifiée devrait avoir des retours élevés de ses investissements en formation, notamment au niveau d'un accroissement de sa productivité.

Dans le troisième cas, on peut expliquer le lien possible entre le choix du secteur d'activité et les investissements en formation par le degré de spécialisation en technologie. On peut supposer qu'un secteur d'activité qui emploie une main-d'œuvre faiblement qualifiée et utilise peu de technologies ne sera pas incité à investir dans la formation, puisque le travailleur qui améliora son niveau de compétences ne sera pas incité à utiliser ses nouvelles connaissances après la période de formation, étant donné que le secteur offre uniquement des tâches peu qualifiées (OCDE, 2003). Ainsi, si nous appliquons ce raisonnement à un secteur d'activité fortement spécialisé par son capital physique ou sa technologie, alors on peut supposer qu'un secteur de haute technologie investira davantage en formation puisque les opportunités de travail pour les individus formés seront plus grandes au sein d'un même secteur, ce qui peut assurer des retours sur les investissements pour les entreprises de ce secteur d'activité.

À partir de ces prémisses, nous pouvons dégager de la littérature empirique quelques liens possibles entre les investissements en matière de formation et certains secteurs d'activités.

Ainsi, une étude de Lynch et Black (1998) montre une relation positive entre le fait d'appartenir au secteur manufacturier et l'offre de formation à l'extérieur du lieu de travail aux États-Unis. D'autre part, deux études canadiennes (Chaykowski et Slotsve, 2006; Turcotte et al., 2003), réalisées à partir des données de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* de Statistique Canada, montrent que les secteurs de la finance et des assurances, des communications, ainsi que de la santé et de l'éducation sont ceux qui sont les plus susceptibles d'offrir de la formation et à une plus grande proportion de travailleurs, par rapport au secteur du commerce de détail et des services aux consommateurs. Toujours dans l'étude de Turcotte et al. (2003), les emplacements issus du secteur de la fabrication ainsi que celui du transport, de l'entreposage et du commerce de gros forment un moins grand pourcentage d'employés que le secteur du commerce de détail, toutes choses égales par ailleurs.

Ces résultats sont aussi partagés, en partie, par l'étude de Leuven et Oosterbeek (1999) puisqu'ils mettent en évidence que parmi les entreprises retenues dans leur étude respective, que celles qui oeuvrent dans le secteur de la finance, des assurances et des services sont plus susceptibles d'offrir de la formation que les entreprises du secteur manufacturier, tandis que pour les autres secteurs d'activités les résultats sont mixtes.

Enfin, dans la même lignée que les propositions théoriques énoncées précédemment, les résultats des travaux de Lazareva (2006) montrent que les entreprises sont incitées à offrir davantage de formation dans le secteur privé comparativement au secteur public, dans les régions qui ont moins d'opportunités extérieures (en matière de disponibilité des emplois et de meilleurs salaires, pouvons-nous ajouter) ainsi que dans les secteurs d'activités où les employeurs sont en situation de monopsonne sur le marché du travail.

En résumé, nous pouvons proposer que les secteurs à forte intensité en capital humain qualifié, que nous pouvons associer empiriquement aux secteurs de la finance, de l'assurance, de la santé et de l'éducation, sont plus enclins à investir en formation, toutes choses égales par ailleurs.

2.3.2 La concurrence sur le marché des produits et services

On peut analyser l'effet de la concurrence sur les investissements potentiels en formation notamment par une relation indirecte avec les changements qui peuvent se produire dans une économie dynamique. Ainsi, on suppose, qu'une économie qui est en situation de concurrence sur le marché des produits et services exigera aussi un renouvellement constant des compétences afin de s'adapter rapidement aux changements du marché et devra utiliser des pratiques et des politiques de gestion pour supporter les pressions du marché.

L'intérêt pour cette variable semble plutôt récent, dans la littérature empirique consultée. Au niveau des études canadiennes, Turcotte et al. (2003) trouvent que les

milieux de travail qui font face à des concurrents sont plus enclins à offrir de la formation. En fait, la provenance de la concurrence peut aussi avoir un impact sur les investissements en formation par employé au sein des entreprises canadiennes. Ainsi, pour les entreprises qui offrent de la formation structurée, les dépenses de formation par employé sont supérieures lorsque l'entreprise est en concurrence avec le marché américain. Inversement, les entreprises qui n'ont pas de concurrents ou uniquement des concurrents locaux offrent moins de formation, et ce, tant pour la formation structurée que informelle (Chaykowski et Slotsve, 2006).

Par ailleurs, l'étude de Zeytinoglu et al. (2005) ne permet pas de confirmer de relation significative entre la présence de concurrence et la proportion d'employés formés, bien que les statistiques descriptives aient montré des différences dans l'intensité de la formation selon la présence de concurrents au niveau local, régional ou international. De même, en tenant compte de l'hétérogénéité non observée, la recherche de Dostie et Pelletier (2007) ne trouve aucun lien significatif entre ces deux variables.

Nous pouvons conclure cette section par deux commentaires. D'abord, que les résultats obtenus à l'aide de portraits descriptifs présentent des conclusions prématurées et discutables quant à la relation possible entre la concurrence (nombre de concurrents, présence de concurrents) et les investissements en formation, d'où l'importance de réaliser des analyses multivariées, tel que l'ont montré Zeytinoglu et al. (2005). Dans un autre ordre d'idées, seule l'étude de Dostie et Pelletier (2007) utilise un devis longitudinal et permet de contrôler pour les biais techniques associés aux caractéristiques propres aux firmes de l'échantillon. Leurs résultats, qui ne permettent pas de trouver de lien significatif entre le niveau de concurrence et la proportion d'employés formés, doivent être validés par d'autres études utilisant le même type de devis de recherche.

2.4 Le cercle vertueux de la croissance : l'apport de la formation

2.4.1 L'innovation et les technologies

Dans un autre ordre d'idées, on peut expliquer les investissements en capital humain par la voie de certaines notions liées aux « nouvelles » théories de la croissance (Guellec et Ralle, 2003). Comparativement aux modèles traditionnels qui se concentraient presque uniquement sur l'accumulation de capital physique, les contributions plus récentes ont attribué une importance à l'accumulation de capital humain ainsi qu'à l'interaction entre ces deux facteurs. Pour être en mesure d'expliquer adéquatement les investissements en capital humain, nous devons retenir l'hypothèse selon laquelle les connaissances et les compétences que possèdent les individus accroissent directement la productivité et augmentent l'aptitude d'une économie à développer et à adopter de nouvelles technologies. La considération d'un taux de progrès technologique pourrait expliquer les différences possibles et observables dans les dépenses en matière de formation au sein des entreprises. Le lien théorique supposé entre le progrès technologique, les investissements en capital physique et la formation, a été exploré dans onze études empiriques (dont 9 utilisant un devis transversal)¹¹⁴. Nous en présenterons ici les principaux résultats.

La question des liens entre l'innovation et la formation a fait l'objet de plusieurs travaux au Canada, à partir du milieu des années 90¹¹⁵. Une étude de Baldwin (1999) a montré que les entreprises innovatrices formaient dans une plus grande proportion leurs employés et ce, peu importe le type de formation offert. La formation et l'innovation peuvent donc être des facteurs complémentaires.

L'étude de Doms, Dunne et Troske (1997) montre également une relation forte entre l'utilisation de la technologie et les compétences des employés. Si la technologie et le capital humain sont des facteurs complémentaires, alors les entreprises qui ont plus

¹¹⁴ Pour une brève discussion théorique sur cette question, voir l'étude de Bartel et Sicherman (1998).

¹¹⁵ Pour une recension des études canadiennes, voir Baldwin (1999) qui a fait une revue de plusieurs travaux établissant un lien positif entre la formation et l'innovation.

d'employés qualifiés par rapport à la moyenne seraient aussi capables d'implanter davantage de nouvelles technologies et seraient plus innovantes que leurs concurrents.

De même, deux autres recherches (Dostie et Pelletier, 2007; Turcotte et al., 2003) ont permis de montrer que l'introduction d'une nouvelle technologie avait un effet positif sur la proportion d'employés ayant reçu de la formation formelle. Ces résultats viennent confirmer les résultats obtenus précédemment par Lynch et Black (1998) qui mettaient en évidence que l'adoption de nouvelles formes d'organisation du travail aussi bien que les niveaux d'investissements en capital physique tendaient à accroître la proportion d'employés formés au sein des entreprises du secteur manufacturier.

Dans la même voie, les travaux de Chaykowski et Slotsve (2006) ont également exploré les liens possibles entre les pratiques de formation et l'innovation. Leurs résultats ont montré aussi qu'une entreprise qui innove sera plus encline à offrir de la formation et que l'innovation, qui se fait tant au niveau des processus de production qu'au niveau des produits et services, conduit également à une plus grande offre de formation. Ces résultats sont aussi confirmés par des études récentes réalisées à l'extérieur du Canada, notamment auprès de firmes australiennes (Jones, 2005), norvégiennes (Schöne, 2006) et irlandaises (O'Connell et Byrne, 2009).

On voit donc ici, que si l'on tente d'estimer l'effet de la technologie (par l'introduction de nouvelles technologies ou encore la proportion d'employés utilisant une technologie au sein de l'entreprise) sur les dépenses en formation, on peut s'attendre à trouver un lien positif. Si cette proposition s'avérait confirmée alors on pourrait suggérer, à l'instar de la recherche de Chowan (2005), que le degré de compétences technologiques d'une entreprise ou d'un secteur d'activité renforce l'idée que la technologie et la formation s'inscrivent dans un cercle vertueux de croissance de la productivité des firmes.

2.4.2 La performance antérieure

Si l'on s'intéresse à l'effet de la formation sur la croissance économique des entreprises dans le temps, comme nous l'avons vu dans le cadre de notre premier article traitant des effets différés de la formation sur la productivité des firmes, alors il peut être intéressant aussi d'inverser ce questionnement. On peut donc être tenté de comprendre les relations possibles entre les déterminants de la croissance ou encore, comme c'est le cas ici, de mettre en évidence les déterminants de l'un des facteurs de production, soit le capital humain. L'un des éléments qui ressort des nouvelles théories de la croissance c'est la possibilité que des chocs (modification de la quantité d'un facteur, progrès technologique) influencent la croissance économique (Guellec et Ralle, 2003). Pour voir si la performance antérieure (qui peut être mesurée par différents indicateurs tels que : la productivité, les profits, la qualité des produits, etc.) d'une firme peut affecter les investissements actuels en capital humain au sein d'une entreprise, nous proposons l'explication suivante.

Prenons l'exemple d'une entreprise qui adopte une nouvelle technologie, pour une période donnée (temps t) afin d'accroître sa productivité ($t+1$), puisque sa productivité actuelle et possiblement antérieure ($t-1$) est déficiente. Alors, on pourrait s'attendre dans le présent cas, que l'introduction de nouvelles technologies affecte les besoins en compétences de la main-d'œuvre actuellement en emploi au sein de cette entreprise. Afin d'accroître sa productivité future, l'employeur devra investir aussi dans la formation de ses travailleurs afin qu'ils puissent utiliser adéquatement ces nouveaux équipements. Il est donc logique de penser, à notre avis, que la performance antérieure ($t-1$) d'une firme puisse affecter les investissements actuels en formation (temps t).

Toutefois, nous n'avons pas d'attente précise quant à la direction de la relation entre ces deux variables, dans le sens qu'une productivité faible antérieurement pourrait favoriser les dépenses en formation comme un facteur de redressement, mais pourrait aussi être une contrainte pour l'employeur, puisqu'il ne pourrait pas assumer totalement les coûts de cet investissement. Dans ce cas, un partage du risque lié à l'investissement

en formation, entre l'employeur et les employés, serait possiblement une solution à envisager. Par ailleurs, une faible productivité antérieure pourrait aussi être un signal que l'organisation se situe dans un cluster ou un secteur d'activité à faible productivité. De ce point de vue, le fait de ne pas investir en formation cloisonnerait la firme dans une série de décisions ne lui permettant pas d'accroître sa performance : peu d'investissements en formation, main-d'œuvre faiblement qualifiée, compétences inadéquates pour utilisation de nouvelles technologies, investissements moindres en capital physique. Cet ensemble de décisions permettrait aussi de distinguer les entreprises qui affichent des rendements croissants de celles qui ont des rendements constants et même décroissants.

Par ailleurs, les résultats empiriques sont plutôt rares quant à l'effet de la performance antérieure sur la formation en entreprise. Seule l'étude de Hansson (2003) réalisée auprès d'entreprises, a estimé l'effet d'un indicateur de performance sur l'incidence de la formation. Les résultats obtenus ont montré que les profits antérieurs générés par les organisations avaient un impact positif sur le pourcentage d'employés formés et ce, peu importe les décisions prises quant aux dépenses qui seront réalisées ultérieurement en formation. Ces résultats seuls sont clairement insuffisants pour en tirer des conclusions généralisables aux firmes canadiennes.

2.5 Implications pour la présente recherche

En reprenant le tableau 1 présentant les 24 études retenues, au début de la présente section, nous pouvons noter clairement qu'une des limites actuelles est représentée par l'apport nettement insuffisant des études longitudinales utilisant des données d'entreprises ou des données liées. En effet, uniquement deux travaux utilisent un devis longitudinal de recherche dans l'explication des déterminants des investissements en formation au sein des entreprises. Nous sommes d'avis que les études longitudinales permettent de donner un portrait plus complet de la situation des déterminants des dépenses en formation et ce, pour deux raisons.

Premièrement, elles peuvent contrôler pour un nombre plus important de variables ainsi que pour les biais techniques associés aux caractéristiques non observées des entreprises. Nous pouvons toutefois faire un commentaire à propos de ce premier critère. Ainsi, nous pouvons noter que la sensibilité « apparente » de certains résultats, ce que certains appellent « ambiguïté » de certains résultats obtenus, est davantage une question de méthodologie retenue par les chercheurs, qui peut être une conséquence, à notre avis, de l'accès à des données originales au sein d'emplacements ou encore au peu de maîtrise des estimateurs propres aux devis longitudinaux.

Deuxièmement, il serait pertinent pour le développement des connaissances d'accumuler d'autres résultats provenant d'études longitudinales afin que les biais techniques aient une chance d'être corrigés ou contrôlés, au sens statistique du terme. Ainsi, de nouvelles recherches longitudinales, tel que nous proposons de le faire ici, permettraient de clarifier l'apport empirique de certains facteurs organisationnels, tels que le taux de roulement des employés, le choix de pratiques organisationnelles ou encore l'effet de la productivité antérieure dans l'explication des dépenses en formation au sein des entreprises canadiennes.

2.6 Conclusion

Au niveau théorique, nous avons vu que la théorie du capital humain permet de dégager des facteurs potentiellement explicatifs des investissements en capital humain au sein des entreprises tels que : la logique de partage du risque entre l'employeur et l'employé dans la décision d'investissement en formation, le type de formation offert au sein des entreprises, les sources de défaillances du marché de la formation ainsi que la croissance économique liée à la qualité du capital humain.

Par ailleurs, la synthèse de la revue de littérature a permis de mettre en évidence six idées pour structurer notre recherche.

Premièrement, pour expliquer adéquatement l'intensité des investissements en formation au sein des entreprises, il y a un intérêt au départ de diviser les études empiriques selon les données utilisées (individus, employeurs, données appariées) et l'horizon de recherche retenu (transversal ou longitudinal). Cette division a fait ressortir que 17 études sur 24 ont exploré l'effet de certains déterminants sur l'offre de formation au sein des entreprises et qu'uniquement deux études ont utilisé des données issues d'organisations ou de données liées. Cette répartition des travaux en deux axes a également permis de montrer que quatre études ont tenté d'expliquer l'intensité de la formation en matière de dépenses ou de coûts.

Deuxièmement, afin de s'inscrire dans le courant de recherche actuel sur les déterminants des investissements en formation, il est avantageux d'utiliser le caractère longitudinal de données, afin de contrôler notamment pour le biais associé aux caractéristiques non observées au sein des firmes.

Troisièmement, les raisons économiques qui peuvent être associées à l'accumulation du capital humain au sein des entreprises montrent des relations positives pour trois variables, soit la taille, la présence syndicale et certaines pratiques de gestion.

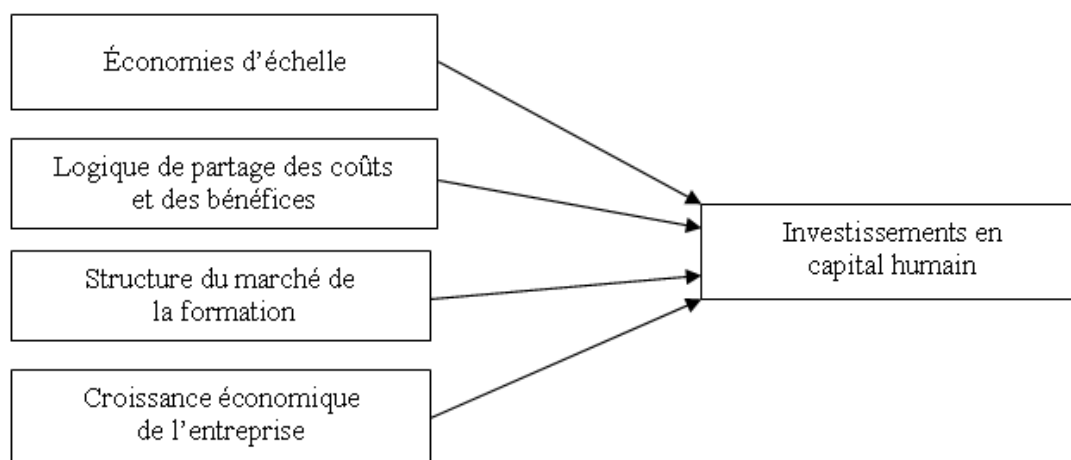
Quatrièmement, il y a un manque de travaux empiriques quant à la logique de partage des coûts en matière de formation, pour conclure à une relation claire notamment entre le taux de roulement des employés, décomposé selon la proportion de nouvelles embauches et la proportion de départs volontaires, et les investissements en formation.

Cinquièmement, les études qui ont discuté de l'apport de la structure du marché, notamment quant au choix du secteur d'activité, montrent que les entreprises issues d'un secteur intensif en capital humain qualifié devraient investir davantage en formation que les entreprises issues d'un autre secteur. Pour ce qui est de l'impact possible de la concurrence, les résultats demeurent discutables.

Sixièmement, la technologie comme facteur de croissance économique des entreprises semble stimulée les investissements en formation.

Pour supporter ce plan de travail, nous proposons un modèle conceptuel (voir [figure 1](#)) issu des grandes idées de la théorie du capital humain. Ce modèle est composé de quatre facteurs théoriques explicatifs (à gauche) ainsi que du concept à l'étude, les investissements en capital humain (à droite).

Figure 1 : Modèle conceptuel des investissements en capital humain



Nous sommes d'avis que ce modèle peut apporter un éclairage simple et convainquant dans l'explication des déterminants de la formation, notamment par sa traduction au niveau de la méthode, d'un modèle empirique que l'on peut appliquer à des données au niveau des entreprises. La section suivante permettra de compléter ce plan de travail au niveau de la méthode.

3. Méthodologie

Une firme peut être vue comme un ensemble d'activités qui correspond le mieux à sa stratégie de formation globale ainsi qu'à la maximisation de ses profits. C'est ce que nous pensons d'une firme qui peut choisir entre plusieurs alternatives pour minimiser ses coûts de production à partir d'une combinaison de dépenses en matière de formation. Dans n'importe quelle entreprise, toutefois, les décisions d'offrir ou encore de parrainer de la formation peuvent être influencées par une variété de facteurs et différentes caractéristiques attribuables à l'organisation elle-même.

Dans la prochaine section, nous exposons la méthodologie retenue en représentant notre modèle d'analyse, en soulignant notre stratégie d'estimation et en répondant à des questions techniques précises.

Afin d'étudier les effets des déterminants sur les dépenses en formation, nous retenons une fonction simplifiée, telle qu'elle est présentée à l'équation (1), précisant que les dépenses en formation structurée (*DEPF*) sont fonction de quatre types de facteurs¹¹⁶ soit: les raisons liées aux économies d'échelle (*E*), les caractéristiques liées au partage des coûts et des bénéfices (*P*), les caractéristiques associées à la structure du marché de la formation (*M*), les caractéristiques liées à la croissance économique de l'entreprise (*C*) ainsi qu'un paramètre d'échelle (*A*) et un vecteur représentant des variables de contrôle (*X*) :

$$DEPF = AEPMCX \quad (1)$$

¹¹⁶ Pour tenir compte de l'effet de l'inflation sur les variables nominales, nous avons déflaté les valeurs par l'indice annuel des prix à la consommation pour le Canada (où 1992=100), tel que reporté par Statistique Canada (Tableau CANSIM no 326-0002).

Notre analyse s'inscrit dans le cadre de la littérature antérieure en supposant que nous pouvons caractériser une firme i à l'année t par un modèle de l'intensité de la formation :

$$DEPF_{it} = A_{it} E_{it}^{\alpha} P_{it}^{\beta} M_{it}^{\delta} C_{it}^{\phi} X_{it}^{\gamma} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Où $i = 1, \dots, N$

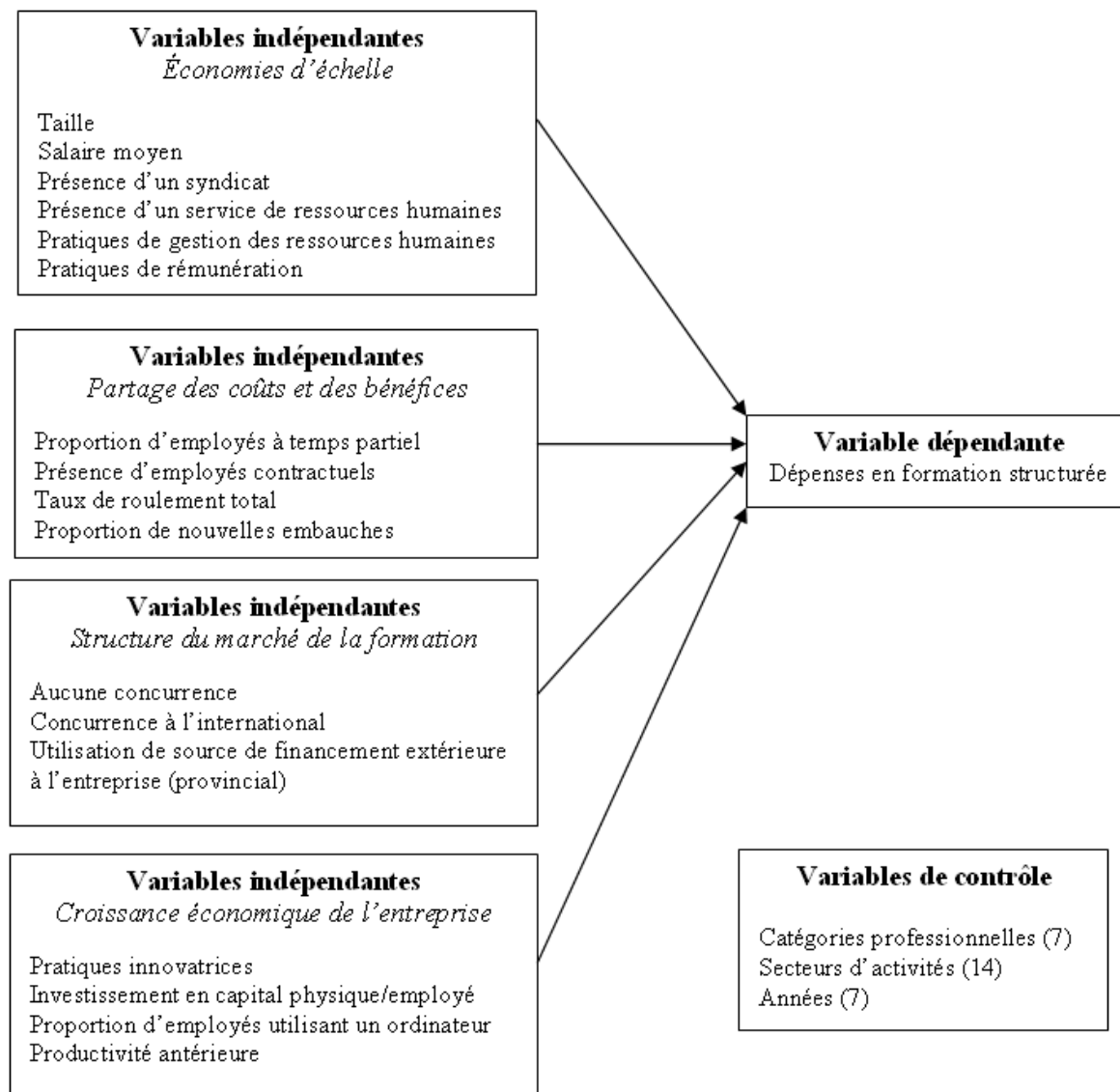
$t = 1, \dots, T$

α ; β ; δ sont des paramètres à estimer.

ε_{it} est le terme résidu.

L'ensemble de notre modèle empirique est également illustré à la figure 2. Pour mieux le comprendre, nous nous attardons dans la prochaine section à la description des différentes variables qui le constitue.

Figure 2 : Modèle empirique des déterminants des dépenses en formation



3.1 Description du modèle de recherche¹¹⁷

D'abord, la variable dépendante ($DEPF_{it}$) représente les dépenses en formation structurée en logarithme, pour l'ensemble des travailleurs au sein de l'emplacement. Nous avons calculé, en s'inspirant des travaux de Ballot et al. (2006), un indicateur du stock de capital de formation de l'entreprise, en effectuant un cumul des dépenses sur plusieurs années, précisément sept années, pour utiliser au mieux l'information disponible.

À titre de variables explicatives, nous avons retenu d'abord, sept indicateurs regroupés sous les raisons liées aux économies d'échelle (E_{it}). Ainsi, la taille est mesurée par l'effectif total au sein de la firme. Le salaire moyen, est quant à lui, représenté par la division entre la masse salariale et l'effectif total. Les deux autres variables structurelles retenues, soit la présence d'un service des ressources humaines et la présence d'un syndicat sont toutes deux représentées par une variable dichotomique (=1 si présence ou 0 autrement). Nous considérons également dans cette catégorie l'effet possible de la proportion d'employés féminins (en pourcentage), des pratiques de gestion des ressources humaines (mesurée sur une échelle additive variant de 0 à 6, où 0 représente l'absence d'introduction de pratiques et 6 l'ensemble des pratiques introduites par la firme) et des pratiques liées à la rémunération (mesurée sur une échelle additive variant de 0 à 5)¹¹⁸. À titre d'exemple, les pratiques de gestion des ressources humaines représentent la somme de plusieurs pratiques où l'introduction d'une pratique dans l'emplacement est codée 1 (ou 0 autrement). Le résultat produit une somme variant de 0

¹¹⁷ Pour une référence aux questions utilisées et aux extraits du questionnaire à l'intention des employeurs relatifs à l'EMTE, voir l'**appendice A** à la fin de la thèse.

¹¹⁸ Les pratiques de gestion des ressources humaines regroupent 6 indicateurs soit : Programmes de suggestions des employés, Conception flexible des tâches, Partage de l'information avec les employés, Équipes de résolution de problèmes, Comités mixtes patron/employés et Groupes de travail autonomes. Les pratiques de rémunération regroupent 5 indicateurs soit : Primes au rendement individuel, Systèmes de primes collectives, Régime de participation aux bénéfices, Rémunération au mérite ou rémunération en fonction des compétences et Régimes d'achat d'actions. L'ensemble de ces indicateurs sont de nature dichotomiques (=1 introduction de la pratique au sein de l'emplacement, 0 autrement).

à 6 indiquant la variation dans la mise en œuvre des pratiques au sein de l'entreprise. Cette explication est aussi valable pour les pratiques liées à la rémunération¹¹⁹.

Par ailleurs, les caractéristiques associées au partage des coûts et des bénéfices (P_{it}) pourraient influencer sur les investissements en formation. Nous retiendrons quatre variables pour mesurer ces caractéristiques, soit: la proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage), la présence d'employés contractuels (=1 si présence ou 0 autrement) et le taux de roulement total des employés (démissions sans incitatifs et nouvelles embauches divisées sur l'effectif total, en pourcentage), la proportion de nouvelles embauches (nouvelles embauches sur l'effectif total, en pourcentage). Ces variables sont considérées à première vue comme des caractéristiques propres aux individus mais peuvent être considérées également comme des déterminants organisationnels de l'effort de formation, puisque les firmes peuvent moduler leurs pratiques et leurs politiques de gestion en fonction des attributs de la main-d'œuvre.

Nous retenons aussi trois caractéristiques pouvant être liées à la structure du marché de la formation (M_{it}). Nous prendrons donc en considération le fait d'être en concurrence à l'international (=1 si l'entreprise a des concurrents directs au niveau international ou 0 autrement) ainsi que le fait de ne pas être en concurrence (=1 si l'entreprise n'a pas de concurrents directs ou 0 autrement)¹²⁰. Nous considérons aussi dans cette catégorie, l'utilisation d'une source de financement extérieur à l'entreprise en matière de formation, soit le financement de nature provinciale (=1 si présence ou 0 autrement).

Enfin, le dernier regroupement de variables permettra de caractériser la croissance économique de l'entreprise (C_{it}). Nous retrouvons dans cette catégorie, les

¹¹⁹ Les résultats quant aux mesures de la fiabilité (alpha de Cronbach) de ces variables (pratiques de GRH, pratiques de rémunération) sont disponibles à l'annexe III.

¹²⁰ À noter que les variables de concurrence n'ont pas été incluses dans le modèle de base, mais ont été ajoutées par la suite pour vérifier la robustesse du modèle.

pratiques innovatrices (mesurée sur une échelle additive variant de 0 à 6)¹²¹ où l'introduction d'une pratique dans l'emplacement est codée 1 (ou 0 autrement). Le résultat de cette opération produit une somme variant de 0 à 6 indiquant la variation dans la mise en œuvre des pratiques au sein de l'entreprise¹²².

De plus, en nous inspirant de l'étude de Parsons (1972) qui propose que les investissements en capital humain peuvent varier positivement avec le capital physique détenu par employé, nous utilisons à notre tour, les investissements en capital physique mesurés par le total des dépenses en équipements au sein des organisations par employé. Nous incluons aussi une variable de technologie représentant la proportion d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien. Nous ajouterons également une variable représentant la productivité antérieure des travailleurs qui sera mesurée par le logarithme de la valeur ajoutée par employé. Cette dernière variable permettra de vérifier empiriquement l'hypothèse associée à la croissance endogène des firmes.

L'équation estimée à partir de la spécification (2) inclura aussi un ensemble de variables de contrôle représentées par un vecteur (X_{it}). Ce vecteur inclura notamment : les secteurs d'activités (où la variable omise représente le secteur du commerce de détail et autres services commerciaux)¹²³, les catégories professionnelles (où la valeur omise représente les travailleurs de production) uniquement pour quelques estimations, ainsi que le temps. En dernier lieu, le terme résiduel (ε_{it}) est composé par hypothèse de la somme de deux termes d'erreurs : le terme d'effet individuel μ_i invariable dans le temps et le terme d'erreur individuel μ_{it} variable dans le temps. Nous préciserons dans la section suivante, la signification de nos attentes empiriques.

¹²¹ Les pratiques innovatrices regroupent 6 indicateurs représentant l'introduction au sein de l'emplacement de : procédés améliorés, de produits ou services améliorés, de nouveaux procédés, de nouveaux produits ou services, d'un nouveau logiciel important ou de nouveau matériel, d'une technologie commandée ou assistée par ordinateur. L'ensemble de ces indicateurs sont de nature dichotomiques (=l'introduction de la pratique au sein de l'emplacement, 0 autrement).

¹²² Les résultats quant aux mesures de la fiabilité (alpha de Cronbach) pour cette variable (pratiques innovatrices) sont disponibles à l'annexe III.

¹²³ Nous avons arrêté le choix à ce secteur d'activité, comme variable omise, puisqu'il représente le secteur le plus important en termes de proportion, soit 21,13 % des entreprises de notre échantillon.

3.2 Les attentes empiriques

Nous pouvons résumer nos attentes empiriques à l'aide du tableau 2 ci-après. La première colonne représente l'ensemble des variables indépendantes introduites dans notre modèle de base (équation 2), la deuxième colonne représente la mesure (ou les indicateurs) de chacune des variables explicatives, la troisième colonne représente les signes attendus des relations entre les variables explicatives et notre variable dépendante, les dépenses en formation structurée au sein des emplacements.

Tableau 2 : Tableau synthèse des attentes empiriques

Variables explicatives	Mesure	Sens attendu des relations avec la VD
Variables associées aux économies d'échelle		
◆ Taille	◆ Nombre total d'employés au sein de l'emplacement	(+)
◆ Salaire moyen	◆ Masse salariale brute/nombre total d'employés	(+)
◆ Présence d'un syndicat	◆ = 1 si l'établissement est couvert par une convention collective, 0 autrement	(+)
◆ Présence d'un service de ressources humaines	◆ =1 si service des RH distinct formé de plus d'une personne ou 0 autrement	(?)
◆ Pratiques de GRH	◆ Échelle additive de 0 à 6 (où 0 = aucune pratique et 6 = toutes) incluant : Programmes de suggestions des employés, Conception flexible des tâches, Partage de l'information avec les employés, Équipes de résolution de problèmes, Comités mixtes patron/employés et Groupes de travail autonomes.	(+)
◆ Pratiques liées à la rémunération	◆ Échelle additive de 0 à 5 (où 0 = aucune pratique et 5 = toutes) incluant : Primes au rendement individuel, Systèmes de primes collectives, Régime de participation aux bénéfices, Rémunération au mérite ou rémunération en fonction des compétences, Régimes d'achat d'actions.	(+)
◆ Proportion de femmes	◆ Nombre d'employés féminin/ effectif total (%)	(-)
Variables associées à la logique de partage des coûts		
◆ Taux de roulement total	◆ Nouvelles embauches et les démissions sans incitatif/effectif total (%)	(?)
◆ Proportion de nouvelles embauches	◆ Masse salariale brute/nombre total d'employés (%)	(+)
◆ Proportion d'employés à temps partiel	◆ Nombre d'employés à temps partiel/effectif total (%)	(-)
◆ Présence d'employés contractuels	◆ Présence d'employés contractuels au sein de l'emplacement (=1 ou 0 autrement)	(-)

<p>Variables associées à la structure du marché</p> <ul style="list-style-type: none"> ◆ Aucune concurrence ◆ Concurrence à l'international ◆ Utilisation de source de financement extérieure à l'entreprise (provincial) 	<ul style="list-style-type: none"> ◆ = 1 si aucune concurrence (0 autrement) ◆ = 1 si en concurrence directe avec des entreprises internationales (0 autrement) ◆ = 1 si l'emplacement a utilisé une source de financement du gouvernement provincial (0 autrement) 	<ul style="list-style-type: none"> (?) (+) (?)
<p>Variables associées à la croissance économique</p> <ul style="list-style-type: none"> ◆ Pratiques innovatrices ◆ Investissement en capital physique/employé ◆ Productivité antérieure ◆ Proportion d'employés utilisant un ordinateur 	<ul style="list-style-type: none"> ◆ Échelle additive de 0 à 6 (où 0 = aucune pratique et 5 = toutes) incluant : procédés améliorés, produits ou services améliorés, nouveaux procédés, nouveaux produits ou services, nouveau logiciel important et/ou du nouveau matériel, technologie commandée ou assistée par ordinateur. ◆ Investissement en capital physique/ effectif total ◆ Valeur ajoutée/effectif total (t-1) ◆ Nombre de travailleurs qui utilisent un ordinateur dans le cadre de leur fonction (%) 	<ul style="list-style-type: none"> (+) (+) (?) (+)
<p>Variables de contrôle</p> <ul style="list-style-type: none"> ◆ Secteurs d'activités (14): Ind 1 Foresterie, extraction minière, période et gaz; Ind 2 Fabrication tertiaire à forte intensité de main-d'œuvre; Ind 3 Fabrication primaire; Ind 4 Fabrication secondaire; Ind 5 Fabrication tertiaire à forte intensité de capital; Ind 6 Construction; Ind 7 Transport, entreposage et commerce de gros; Ind 8 Communications et autres services publics; Ind 9 Commerce de détail et autres services commerciaux; Ind 10 Finance et assurances; Ind 11 Services immobiliers et services de location; Ind 12 Services aux entreprises; Ind 13 Enseignement et services de soins de santé; Ind 14 Information et industries culturelles. ◆ Catégories professionnelles (7): Gestionnaire, Professionnels, Personnel technique et métiers, Commercialisation ou ventes, Personnel de bureau et administratif, Travailleurs de production, Autres ◆ Années (7) 	<ul style="list-style-type: none"> ◆ Catégorie de référence Industrie 9 : Commerce de détail et autres services commerciaux. Variable dichotomique ◆ Catégorie de référence : travailleurs de production ◆ Variable dichotomique (sauf pour l'année 1999) 	

3.3 Plan d'estimations

Pour estimer notre modèle (équation 2), quelques précisions s'imposent. Ces précisions reflètent la nécessité de conserver un nombre gérable de paramètres tout comme la nécessité d'avoir un modèle cohérent à estimer. Nous retiendrons dans le cadre de nos analyses quatre estimateurs tels que : les moindres carrés ordinaires (MCO), les estimateurs reconnaissant la présence d'effets individuels aléatoires (RE) ou

fixes (RE) ainsi que la méthode corrigeant pour l'autocorrélation présente dans notre panel (AR1).

Jusqu'à présent, comme nous pouvons le retenir de la revue de littérature (voir annexe V), la majorité des études consultées (17 études sur 24) utilise des données transversales qui peuvent engendrer des biais techniques associés principalement à l'hétérogénéité non observée (que l'on appelle aussi effets fixes). Dans un contexte empirique, où les estimations sont réalisées à l'aide d'un devis longitudinal, la question de l'hétérogénéité non observée demeure. Contrairement aux études transversales où l'on peut considérer l'effet de ce biais mais pour lesquelles on ne peut pas en corriger les effets dans les estimations, les données longitudinales permettent de considérer ce problème technique en prévoyant des variables spécifiques pour les firmes. Pour être plus clair, si nous supposons qu'une firme puisse être définie par un paramètre α fixe et que ce même paramètre est corrélé avec les variables indépendantes dont nous voulons mesurer l'effet sur les dépenses en formation, alors les coefficients associés à ces variables seront biaisés (Parent, 1995). Ainsi, dans l'éventualité que l'on puisse disposer d'observations en coupe transversale, ce problème ne compte pas de solution qui permet de contrôler l'effet du paramètre α . Toutefois, une voie envisageable, c'est d'avoir un échantillon le plus homogène possible afin d'atténuer le plus possible l'effet de ce biais technique. Par ailleurs, certaines études transversales recensées (6 études sur 24) sont parfaitement conscientes de ce biais lié à l'hétérogénéité non observée. D'autres, par contre, ne font aucune mention à ce sujet (11 études sur 24).

Pour notre part, nous utilisons trois outils pour contrôler le biais lié à l'hétérogénéité non observée. Le premier a trait à l'horizon de recherche : notre étude est composée de données longitudinales sur les entreprises. Le second, comme nous l'avons fait dans le cadre de nos articles précédents, suggère de contrôler pour une partie de l'hétérogénéité non observée des entreprises en incluant les variables mentionnées préalablement sous le vecteur X_{it} dans nos estimations. Quoique cette technique peut réduire l'effet de l'hétérogénéité non observée, le vecteur X_{it} ne permet pas de corriger totalement ce biais, puisque nos variables d'intérêt doivent être non affectées par

l'inclusion de ces variables de contrôle^{124,125}. La troisième possibilité qui s'offre à nous, concerne l'usage de différents estimateurs pour tenir compte du biais lié à l'hétérogénéité non observée des données. À cet effet, les modèles à effets aléatoires (RE) et fixes (FE) permettent de prendre en considération les notions d'hétérogénéité individuelle et temporelle des données¹²⁶. C'est grâce à cette double dimension propre aux études longitudinales que l'on peut chercher à capturer les effets inobservés propres aux entreprises à travers le temps, qu'ils soient aléatoires ou fixes¹²⁷. Ce questionnement concernant les effets corrélés a conduit au test de Hausman (1978)¹²⁸. Ce test de spécification permettra de vérifier la présence d'effets individuels et de déterminer si ces effets peuvent être modélisés aléatoirement ou non. Les résultats de ce test sont présentés à l'annexe II.

Par hypothèse et à la lumière de la discussion théorique et empirique précédente, nous nous attendons à ce que la variation inter-individuelle, c'est-à-dire la variation entre les firmes, soit plus forte que la variation intra-individuelle. En d'autres termes, nous envisageons que les déterminants expliquant les dépenses en formation structurée au sein des firmes varient davantage d'une firme à l'autre qu'à l'intérieur d'une même organisation. Le modèle à effets aléatoires serait dès lors plus approprié que le modèle à effets fixes, toutes choses égales par ailleurs.

D'autre part, une fois que nous aurons déterminé la présence d'effets individuels (fixes ou aléatoires), nous nous devons de vérifier l'homogénéité de la variance de

¹²⁴Cette observation a déjà été soulevée par Martin (2003) dans la discussion des problèmes méthodologiques associés à l'impact de la formation au sein des entreprises.

¹²⁵ Nous avons repris, pour l'explication du biais de l'hétérogénéité inobservée, manifestement la même formulation utilisée dans le cadre de nos deux premiers articles.

¹²⁶ Ces notions ne peuvent être complètes sans l'énoncé des hypothèses propres à ces effets. À ce sujet, voir la discussion présentée dans le cadre de notre premier article, dans la section *Méthodologie*, sous la rubrique *Plan d'estimations*.

¹²⁷ Pour l'ensemble des estimations réalisées, nous avons modélisé l'hétérogénéité temporelle en introduisant une variable dichotomique par année à l'exception de l'année la plus récente. Ainsi, les variables dichotomiques de temps permettent de capter une partie des changements qui ne peuvent être interprétés par l'une ou l'autre des variables explicatives de notre modèle. Pour une discussion complète liée à l'application des effets fixes et aléatoires, voir l'article de Siebert et Zubanov (2009).

¹²⁸ Hausman propose une statistique de test qui est distribuée selon une Loi du Chi-carré. Généralement, on rejettera l'hypothèse nulle (de non corrélation, donc effets aléatoires) pour l'hypothèse alternative d'effets corrélés (effets fixes) quant la statistique excède un seuil de confiance de 95 % (Gujarati, 2004).

l'échantillon ainsi que l'absence de corrélation entre les résidus dans le temps. Dans l'éventualité d'un rejet de l'absence d'autocorrélation des résidus (rejet de H_0), ce qui est fort probable, nous appliquerons une correction à cet effet en utilisant l'estimateur d'autocorrélation de premier ordre (AR1). Par ailleurs, le rejet supplémentaire de l'homogénéité de la variance conduira à retenir si nécessaire l'estimateur des moindres carrés généralisés faisables (FGLS)¹²⁹.

Nous présenterons dans la prochaine section les données retenues dans le cadre de nos estimations.

3.4 Les données retenues pour les estimations

Tel que nous l'avons fait dans le cadre des articles précédents, nous utilisons les données issues de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE). Pour réaliser nos estimations, nous utilisons les données actuellement disponibles issues du questionnaire des employeurs concernant les milieux de travail de 1999 à 2005¹³⁰. Les statistiques descriptives pour l'ensemble des variables utilisées dans le cadre de nos estimations portant sur les déterminants de l'intensité de la formation sont reportées au tableau 3 à l'annexe I, ce qui permet une mise en contexte l'ensemble de nos résultats.

Pour estimer nos modèles concernant l'effet des déterminants sur les dépenses en formation structurée, nous reprendrons notre échantillon de départ composé de 1621 firmes et de 11347 observations, présentant un panel équilibré de sept années

¹²⁹ Nous avons retenu cette méthode d'estimation par rapport aux autres options présentées puisque nous ne pouvons pas écarter la possibilité qu'il y ait présence d'autocorrélation dans les résidus, mais nous ne pouvons pas supposer aussi que les coefficients de corrélation obtenus soient les mêmes pour l'ensemble des panels. C'est pourquoi nous supposons que les résidus de chacune des années sont hétéroscédastiques.

¹³⁰ La population cible de l'EMTE, dans les milieux de travail, concerne tous les emplacements qui opèrent au Canada et qui ont des employés rémunérés au mois de mars de l'année de référence, en excluant toutefois les emplacements du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que tous les emplacements reliés aux cultures agricoles et à l'élevage, à la pêche, à la chasse et au piégeage, les ménages privés, les organismes religieux et les administrations publiques. Pour la description détaillée de la composition de l'enquête et pour connaître les principales restrictions que nous avons imposées à notre échantillon, voir la section « *Les données retenues pour les estimations* » ainsi que l'annexe I de notre premier article.

consécutives. Le nombre d'observations variera en fonction des spécifications ajoutées au modèle passant de 6626 observations pour un modèle des moindres carrés ordinaires dans lequel nous estimons l'effet de différentes caractéristiques sur les dépenses en formation structurée à 1076 observations lorsque nous tenons compte de l'effet de la productivité antérieure comme l'un des déterminants possibles des dépenses en formation structurée.

Par comparaison avec la majorité des études longitudinales antérieures (voir tableau 1 dans la section 2), notre panel est composé de données des milieux de travail. À titre descriptif (voir tableau 3, annexe I), les dépenses moyennes en formation structurée par emplacement au sein de notre échantillon sont de l'ordre de 19 113,94 \$. Le nombre moyen d'employés au sein des entreprises est de 41 personnes.

En ce qui a trait aux secteurs d'activités, si nous pouvons facilement observer de 1999 à 2005, une forte présence du secteur du commerce de détail et des autres services commerciaux (21,1 %) au Canada, nous pouvons remarquer aussi que le 2^e secteur en importance est représenté par le secteur de la finance et des assurances (19,6 %). Nous pouvons retenir aussi que la plupart des firmes sont regroupées dans le secteur des services, représentant en moyenne 72,3 % de l'échantillon¹³¹. Parmi l'ensemble des entreprises à l'étude, la proportion moyenne d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien était de l'ordre de 66,7 %. Les résultats présentés montrent aussi qu'en moyenne 5,4% des établissements ont un service distinct de ressources humaines formé de plus d'une personne au sein de leur emplacement¹³². Les données montrent aussi qu'en moyenne 21,3% des établissements mentionnaient avoir une présence syndicale au sein de leur emplacement.

Nous pouvons voir aussi que 4,2% des établissements ont indiqué ne pas être directement en concurrence avec d'autres entreprises, tandis que 26,9% sont en concurrence directe au niveau international. Dans l'ensemble, la proportion de nouvelles

¹³¹ Ce pourcentage est obtenu en regroupant la proportion des établissements issus des secteurs 7 à 14 inclusivement pour la période à l'étude.

¹³² Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Chaykowski et Slotsve (2006) dans leur étude réalisée avec les données de l'EMTE pour la période de 1999 à 2002 auprès des établissements canadiens.

embauches est estimée en moyenne à 36,3 % tandis que le taux moyen de roulement volontaire est de 14,3 %.

Pour ce qui est des variables liées aux caractéristiques de la main-d'œuvre, le portrait descriptif obtenu pour la période de 1999 à 2005 montre que le salaire moyen au sein des entreprises est de 27 097,59 \$, que notre échantillon est composé en moyenne de 47,2% femmes, de 17,7 % d'employés à temps partiels et d'environ 19,9 % d'employés contractuels.

La section suivante présente les résultats de nos estimations.

4. Les résultats empiriques

Dans cette section, nous présentons les résultats de nos estimations quant à l'impact des déterminants sur les dépenses en formation structurée au sein des entreprises canadiennes. La discussion de nos résultats sera divisée en cinq parties. Dans la première section, nous discutons des modèles estimés avec les moindres carrés ordinaires principalement dérivés du modèle de Frazis et al. (2000). Dans la seconde section, nous nous intéressons aux tests d'erreurs de spécification du modèle. Selon l'hypothèse retenue, deux méthodes d'estimations s'offrent à nous pour corriger cette source de biais : le modèle à effets fixes en comparaison avec le modèle à effets aléatoires. La troisième section, pour sa part, s'intéresse à la décomposition du taux de roulement, principalement à l'effet que peut avoir la proportion de nouvelles embauches sur les dépenses en matière de formation. Ensuite, dans la quatrième section, nous discutons de l'effet possible de la productivité antérieure sur les dépenses actuelles de formation. Enfin, la cinquième partie présente uniquement les estimations réalisées quant à l'impact des caractéristiques organisationnelles sur les dépenses en formation structurée. Les résultats complets pour l'ensemble des spécifications sont présentés aux tableaux 4 à 9 à l'annexe IV.

On peut noter également, que les estimations (qui ne sont pas toutes présentées ici) dans lesquelles on utilise les catégories professionnelles comme variable additionnelle de contrôle affectent très peu la taille des coefficients estimés et permettent d'assurer la robustesse de nos résultats¹³³.

4.1 Les déterminants des dépenses en formation structurée, le cas des moindres carrés ordinaires

Comme la majorité des études empiriques antérieures, la taille des entreprises semble avoir un effet positif et significatif sur les investissements en formation (Belzil et Hansen, 2006; Dostie et Pelletier, 2007; Frazis et al., 2000). Nos résultats montrent que lorsque l'on tient compte de la taille des entreprises, les dépenses en formation structurée sont significatives. Ainsi, la dimension longitudinale de nos données ne modifie pas l'hypothèse de départ selon laquelle les entreprises de grandes tailles font des économies d'échelle dans la formation de leur main-d'œuvre. Nos résultats montrent, en règle générale pour les spécifications du modèle 2 (mise à part l'estimation réalisée à l'aide des effets fixes) qu'une augmentation de 10 % du nombre total d'employés engendre une hausse d'environ 9,6 à 9,8 % des dépenses en formation structurée. L'impact positif du salaire moyen sur les dépenses en formation est un indicateur supplémentaire du niveau de capital humain. Ainsi, lorsque l'on s'intéresse à l'effet du salaire moyen, on peut observer aux modèles 2.1 à 2.5, qu'une hausse totale de 10 % du salaire moyen au sein d'un emplacement entraîne une augmentation variant de 2,8 % (spécification 2.5 avec effets fixes) à 6,1 % (spécification MCO, cluster) dans les dépenses en formation structurée réalisées par l'employeur¹³⁴.

¹³³ Les résultats des estimations réalisées en contrôlant pour les catégories professionnelles sont disponibles sur demande.

¹³⁴ Parce que nous n'avons pas de variable d'éducation (ex. niveau de scolarité), cette estimation peut donc être biaisée à la hausse. À interpréter avec prudence.

Ensuite, lorsque l'on s'intéresse à l'effet de la variable «syndicat» (indicateur dichotomique de présence syndicale) sur les dépenses en formation structurée, nos résultats confirment la relation théorique proposée par Freeman et Medoff (1984) à savoir que les syndicats peuvent encourager l'offre de formation au sein des firmes. Une explication classique liée à ce phénomène est que la présence syndicale semble associée à une stratégie plus structurée en matière de formation en particulier lorsque nous tenons compte des autres variables telles que la taille et le salaire moyen au sein de la firme. Les estimations réalisées avec la méthode des MCO ainsi que la méthode des effets aléatoires (RE) montrent que la présence syndicale accroît les dépenses en formation structurée. Nous pouvons voir au tableau 4, pour les spécifications du modèle 2 que la présence d'un syndicat augmente d'environ 15 % les dépenses en formation structurée comparativement à un emplacement où il n'y a pas de syndicat. Nos résultats vont dans le même sens que les travaux antérieurs de Green et al. (1999) ainsi que de O'Connell et Byrne (2009).

Tel que montré aux modèles 2.1 à 2.5, les pratiques de GRH et les pratiques de rémunération sont liées positivement aux dépenses en formation. À titre d'exemple, l'introduction d'une pratique de GRH additionnelle augmente de 1 % à 7 % les dépenses en formation structurée au sein de l'emplacement et ce, comparativement à une entreprise qui n'introduit pas l'une ou l'autre de ces pratiques. Cette variation de l'effet des pratiques peut être attribuable notamment à l'estimateur utilisé. Ainsi, en observant les résultats aux modèle 2.1 à 2.5, on note que l'effet d'une pratique additionnelle de GRH diminue d'intensité au fur et à mesure que l'on tient compte de l'effet des caractéristiques propres aux firmes (estimateurs RE et FE) et de l'autocorrélation des erreurs (estimateurs AR1, RE). Donc, en appliquant les corrections appropriées, on peut conclure que l'introduction d'une pratique de GRH supplémentaire au sein de l'entreprise augmente les dépenses en formation structurée de 1 %.

À travers l'ensemble de nos estimations, on observe une constante quant à l'effet positif et significatif du taux de roulement total (incluant les nouvelles embauches et les départs définitifs) sur les dépenses en formation. En général, si nous faisons référence aux résultats présentés aux tableaux 4 et 5, une augmentation de 10 points de

pourcentage du taux de roulement total au sein des firmes entraîne une hausse variant de 0,4 % à 0,7 % des dépenses en formation. Ainsi, ces résultats suggèrent que plus le roulement des employés est élevé, plus les emplacements de notre échantillon financent de la formation structurée.

Selon nous, une façon additionnelle d'expliquer ces résultats, qui demeurent peu importe les techniques d'estimations utilisées (MCO, RE, FE, AR1), est de décomposer cette variable en trois indicateurs, soit : 1) la proportion de nouvelles embauches et 2) la proportion de départs volontaires définitifs (en d'autres termes, le taux de roulement volontaire) ou encore 3) la proportion de sorties (incluant les retraites sans incitatif, les renvois justifiés, les autres départs permanents et les démissions sans incitatif). Étant donné que seule l'étude de Forrier et Sels (2003) estime l'effet des embauches et des départs, de manière indépendante, sur les investissements en formation, nous n'avons pas d'attente particulière quant à l'effet de l'un ou l'autre de ces indicateurs sur les investissements en formation. Toutefois, nous envisageons qu'une relation positive entre la variable mesurant la proportion d'embauches et les dépenses en formation permettrait de mettre de l'avant que les employeurs investissent davantage en début de relation afin d'accroître les retours sur leurs investissements au cours de la période où le travailleur est à son emploi. Nous approfondirons cette réflexion à la [section 4.3](#) qui présentera les résultats associés à ce que nous avons appelé « la décomposition du taux de roulement ».

Enfin, concernant la relation entre le statut d'emploi et les dépenses en formation, notre attente de départ est confirmée par nos résultats empiriques. Au niveau de l'offre de formation de la part des employeurs, nos résultats montrent qu'une augmentation de 10 points de pourcentage d'employés à temps partiel, dans la composition totale de main-d'œuvre de la firme, réduit de 1,6 % à 2,6 % (tableau 4) les dépenses en formation structurée. Nos résultats montrent aussi que les entreprises de notre échantillon dépensent pour la formation des employés contractuels : la présence d'employés à contrat au sein d'un emplacement augmente les dépenses en formation d'environ 10 % ([modèles 2.1 et 2.2](#)) comparativement à une entreprise qui n'utilise pas les services d'employés contractuels. Ainsi, tout comme Leuven et Oosterbeek (1999),

nous sommes portés à croire que ces résultats peuvent refléter le fait que ce sont les nouveaux travailleurs qui obtiennent davantage de formation. Nous pensons que les employeurs pourraient envisager une stratégie minimale d'investissements en formation afin que les employés nouvellement embauchés aient un niveau de connaissances de base pour fonctionner adéquatement au sein de l'organisation et aussi afin qu'ils soient plus rapidement productifs.

Le portrait proposé par nos résultats, lorsque l'on prend en considération les effets individuels et l'autocorrélation des erreurs (modèles 2.3 à 2.5), montre que l'effet de la présence d'employés à contrat devient négatif et non significatif. Nos résultats, pour ces variables, ne permettent pas de confirmer l'explication théorique associée au partage du risque des investissements en formation entre l'employeur et l'employé. À ce titre, on aurait pu s'attendre plutôt à ce que les employeurs investissent moins dans la formation de ce type de travailleurs, puisque ces derniers sont plus enclins à quitter la firme dû à la nature déterminée de leur contrat de travail.

4.2 Les tests de spécifications

Par ailleurs, comme nous l'avons vu dans le cadre du premier article traitant des effets différés de la formation sur la productivité des entreprises canadiennes, l'un des intérêts du caractère longitudinal des données disponibles avec l'EMTE, c'est que l'on peut contrôler pour l'hétérogénéité individuelle et temporelle des données. Les deux méthodes d'estimation sont le modèle à effets fixes (FE) et le modèle à effets aléatoires (RE) car ils permettent de contrôler pour des caractéristiques d'entreprises non observées susceptibles d'influencer leur performance. Tel que nous l'avons précisé dans le cadre de nos articles précédents, le choix entre les modèles à effets fixes et à effets aléatoires repose sur l'hypothèse d'exogénéité du terme d'erreur par rapport à la variable de formation et pourrait dépendre aussi de la conviction du chercheur sur la pertinence d'un modèle, plutôt qu'un autre, à appliquer pour ces estimations (Baltagi, 2008; Greene, 2000).

Dans notre cas, les résultats du test de spécification d'Hausman rejettent l'hypothèse d'absence de corrélation¹³⁵ entre les effets spécifiques individuels et les variables explicatives du modèle. Ce résultat suggère de considérer la présence d'effets spécifiques dans le traitement de nos données. Ainsi, lorsque l'on compare au tableau 4, les estimations réalisées à l'aide des effets aléatoires (modèle 2.3) et des effets fixes (modèle 2.4), on peut observer que les coefficients de l'estimation réalisée avec les effets aléatoires sont supérieurs (sauf pour la présence syndicale et la présence d'employés contractuels) à ceux du modèle à effets fixes. De plus, nous préférons un modèle à erreurs composées (effets aléatoires) puisque la variation intra-individuelle du modèle 2.4 ($R^2 = 0,0813$) est plus faible que la variation inter-individuelle obtenue dans le modèle 2.3 ($R^2 = 0,7182$). Ainsi, dans le cas des déterminants de l'intensité de la formation, en l'occurrence des dépenses en formation, l'essentiel de la variabilité a lieu selon nos informations entre les firmes, appuyant encore une fois le choix du modèle à effets aléatoires. Ainsi, le fait d'effectuer un arbitrage coûts-bénéfices entre les différents déterminants au niveau organisationnel (tant au niveau des pratiques de gestion adoptées, de l'effet de certaines caractéristiques structurelles ou encore de la structure du marché) est propre à une entreprise et permet d'expliquer la variation des comportements en matière de dépenses de formation entre les firmes.

Pour compléter cette section, nous avons procédé aussi au test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan afin de tester l'hypothèse de variance constante des résidus et au test d'autocorrélation des erreurs. L'idée générale du test de Breusch-Pagan est de vérifier si le carré des résidus peut être expliqué par les variables du modèle (Baltagi, 2008). Si la valeur calculée du χ^2 est supérieure à la valeur critique du χ^2 au seuil retenu, alors on peut rejeter l'hypothèse d'homogénéité de la variance. Les résultats de ce test (annexe II) ont permis d'accepter l'hypothèse nulle d'homogénéité de la variance (χ^2 calculé = 1,44; $p=0,2309$). L'hypothèse de la variance constante, au sein de notre échantillon, est donc acceptée.

¹³⁵En d'autres mots, il s'agit de tester l'hypothèse H_0 : « il n'y a pas de différences significatives entre les coefficients des deux estimateurs ».

Le test d'autocorrélation, pour sa part, rapporte la statistique du test de Durbin-Watson (DW). Sachant que l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation des erreurs, nos résultats montrent au modèle 2.5 que lorsque l'on tient compte de la dimension longitudinale de nos données, avec la méthode des effets aléatoires, qu'il y a effectivement présence d'autocorrélation dans les résidus estimés puisque la valeur du DW est de 1,14¹³⁶. En conséquence, nous apporterons aux modèles à effets aléatoires les corrections appropriées (AR1) pour tenir compte de l'autocorrélation des erreurs. À titre d'exemple, lorsque nous corrigeons pour l'autocorrélation des erreurs, on note que pour le modèle des MCO avec l'option cluster (modèle 15), que le coefficient de détermination (R^2) passe d'une valeur de 0,6262 à une valeur 0,7149, pour un modèle AR(1), RE (modèle 15.3) reflétant une meilleure qualité dans les résultats obtenus après les corrections effectuées.

4.3 La décomposition du taux de roulement : l'effet des nouvelles embauches

Les estimations réalisées aux modèles 10 à 11.1 (tableau 6) montrent que la proportion de nouvelles embauches a un effet positif et fortement significatif sur les dépenses en formation structurée au sein des entreprises. Cette relation positive et significative entre les embauches et les dépenses en formation demeure lorsque l'on tient compte de la proportion des départs volontaires sans incitatifs (modèle 10.2) ou de la proportion des sorties (modèle 11.1). Par exemple, au modèle 10.2, une augmentation de 10 points de pourcentage dans la proportion de nouvelles embauches au sein d'une entreprise entraîne une hausse de 0,5 % des dépenses en formation structurée. Les travailleurs nouvellement embauchés semblent stimulés les investissements en formation. Nos résultats vont dans le même sens que ceux obtenus précédemment par Forrier et Sels (2003). Ces résultats suggèrent aussi que l'acquisition de nouveaux

¹³⁶ Les résultats pour la statistique Durbin-Watson, pour l'ensemble des spécifications de type AR(1) sont disponibles sur demande. La statistique de Durbin-Watson (DW) indique le degré d'autocorrélation dans une série chronologique. La statistique DW peut prendre des valeurs allant de 0 à 4. Une valeur inférieure à 1 ou supérieure à 3 indique une autocorrélation évidente. Une valeur voisine de 2 indique qu'il y a possiblement absence d'autocorrélation de premier ordre (Gujarati, 2004).

employés représente une source de nouveaux besoins en formation ou d'une demande nouvelle de compétences au sein de l'entreprise. Nos résultats appuient aussi les prémisses théoriques associées à la théorie du capital humain, à savoir que les investissements en formation peuvent avoir plus de valeur aux yeux des employeurs, si ces dépenses ont lieu en début de relation d'emploi, afin que l'entreprise et l'employé récupèrent le maximum de bénéfices par la suite.

4.4 L'impact de la productivité antérieure

Les estimations réalisées aux modèles 13 et 14 montrent l'effet de la productivité antérieure (temps t-1) sur les dépenses actuelles en formation (temps t). La première remarque que nous pouvons faire au sujet de ces résultats, c'est que la productivité antérieure a un effet positif sur les dépenses en formation. Ensuite, le fait que l'on contrôle pour les catégories professionnelles, dans les différentes spécifications du modèle 13, comparativement au modèle 14, augmente légèrement la puissance du modèle (valeur R^2) mais sans modifier de façon marquée la taille des coefficients et le sens de la relation. Par exemple, si l'on compare le modèle 13.4 avec le modèle 14.4, les coefficients associés à la productivité antérieure sont de l'ordre de 0,07 pour les deux modèles. Ainsi, on peut dire qu'une augmentation de 10 % dans la productivité, pour une année, engendre pour l'année suivante une augmentation des dépenses en formation de 0,7 %. Nos résultats viennent appuyer l'une de nos propositions théoriques, à savoir que la performance antérieure des firmes peut être un moteur de croissance pour les investissements en formation au sein des firmes.

4.5 L'effet de la concurrence et de la proportion de femmes

Tel que nous l'avons indiqué dans le cadre de la recension des écrits empiriques, des éclaircissements supplémentaires s'avéraient nécessaires quant à l'effet de la concurrence sur les investissements en formation ainsi qu'à l'impact du genre sur l'intensité de la formation offerte au sein des entreprises.

Nous présentons les résultats associés à ces variables en deux temps : nous exposerons d'abord, nos résultats concernant l'effet possible de la présence de concurrence sur les dépenses en formation, et ensuite, ceux relatifs à l'impact du sexe.

D'abord, nous avons conclu à la section portant sur l'effet possible de la concurrence sur le marché des produits et services, que les résultats dégagés antérieurement étaient discutables puisque une seule étude longitudinale, celle réalisée par Dostie et Pelletier (2007) ne permettait pas de trouver d'effet significatif entre le niveau de concurrence sur le marché des produits et services (faible, moyen, fort) et la proportion d'employés formés.

De notre côté, nos résultats indiquent au modèle 7 que la présence de concurrents à l'international et l'absence de concurrents directs ont des effets positifs sur les dépenses en formation au sein des entreprises respectivement de 11 % et de 29 % comparativement aux autres types de concurrence. Par ailleurs, les résultats issus des régressions multivariées sont contraires, dans le cas de l'absence de concurrents directs, à ceux obtenus pour la corrélation bivariée¹³⁷.

Nos résultats quant à l'effet de la situation concurrentielle ou non concurrentielle d'une firme sur ses investissements en formation peuvent s'expliquer à notre connaissance, par deux facteurs, soit l'internalisation du capital humain (Doeringer et Piore, 1971) et le degré de spécificité de la formation (Becker, 1964).

Selon les travaux de Doeringer et Piore (1971) l'entreprise peut réaliser un arbitrage entre l'internalisation ou l'externalisation de ses pratiques pour fidéliser sa main-d'œuvre. Plus précisément, en ce qui concerne le capital humain, une entreprise dispose de deux choix soit acheter sur le marché du travail une main-d'œuvre qualifiée où le coût de la formation initiale et continue ont été pris en charge par d'autres agents économiques (individu, autres entreprises, État), soit prendre en charge les

¹³⁷ Les résultats de la corrélation de Pearson montre que la relation entre le fait de ne pas avoir de concurrents directs et les dépenses en formation est négative ($r = -0,1996$) et faible. Tandis que le coefficient de Pearson est positif ($r = 0,2319$) entre la présence de concurrents à l'international et les dépenses en formation. Les matrices de corrélations sont disponibles sur demande. Ces estimations ont été réalisées en date du 22 avril 2009.

investissements en formation. Toutefois, ces stratégies d'investissements en capital humain ne sont pas nécessairement indépendantes l'une de l'autre, et peuvent être complémentaires au sein d'une même firme.

Ensuite, concernant le degré de spécificité de la formation, on peut s'attendre à ce que plus la formation offerte au sein d'une entreprise est spécifique aux besoins de l'employeur, plus ce dernier aura tendance à internaliser les investissements réalisés. En d'autres mots, la proposition de la théorie du capital humain selon laquelle une firme accepte de réaliser un investissement en formation sera d'autant plus vraie, si les gains futurs (en productivité) permettent de rentabiliser cet investissement et que les nouvelles connaissances générées ne peuvent être utilisées par des concurrents effectifs ou potentiels.

Ainsi, dans le cas où une entreprise n'est pas en concurrence directe sur le marché des produits et services, c'est-à-dire une situation qui induit la présence d'un monopole sur le marché des biens et services, on peut supposer que cette absence de concurrence conduit à l'internalisation de l'accumulation de son capital humain pour augmenter ses profits. Donc, l'enjeu pour une firme dans cette situation est la capacité à former sa main-d'œuvre (Ferrary, 2002), ce qui permettrait de justifier des dépenses en formation plus élevées lorsqu'une l'entreprise est en situation de monopole sur le marché des biens et services.

Par ailleurs, lorsqu'une firme est en situation de concurrence, dans notre cas une entreprise qui est en concurrence directement avec des entreprises internationales, on peut supposer qu'une stratégie d'externalisation des investissements en capital humain serait plus efficace. Nos résultats peuvent suggérer, que le fait qu'une entreprise en situation de concurrence dépense davantage en formation est plutôt un signal pour les travailleurs disponibles sur le marché du travail, que cette entreprise en est une qui investit dans sa main-d'œuvre. La dépense en formation devient alors un incitatif pour recruter et fidéliser les travailleurs dotés des compétences recherchées (Ferrary, 2002).

Dans un autre ordre d'idées, en ce qui concerne l'impact possible du sexe sur les investissements en formation, les résultats antérieurs issus de trois études longitudinales (Booth et Bryan, 2002; Dostie et Pelletier, 2007; Lazareva, 2006) ont montré qu'une hausse de la proportion de femmes au sein des firmes diminuait l'offre de formation en matière de proportion d'employés formés, de formation financée par l'employeur ou encore de formation formelle.

À ce sujet, nos résultats montrent au tableau 5, que plus la proportion d'employés féminins est élevée au sein des emplacements de notre échantillon, moins ces derniers dépensent en formation. À titre d'exemple, au modèle 8, une hausse de 10 points de pourcentage de femmes dans la composition totale de la main-d'œuvre au sein d'une entreprise entraîne une baisse d'environ 2,7 % des dépenses en formation au sein de cette même organisation. Bien que nous n'utilisions pas les mêmes indicateurs d'intensité de formation, nos résultats vont dans le même sens que les résultats obtenus par Dostie et Pelletier (2007) ainsi que ceux de Lazareva (2006). Plus particulièrement, les résultats de Lazareva (2006) montraient qu'une augmentation de la proportion de femmes avait pour effet de réduire l'offre de formation financée par l'employeur, ce que nos résultats viennent de confirmer.

Par ailleurs, nos résultats peuvent suggérer que la variable « proportion de femmes » capte l'effet associé au statut de travail, dans notre cas, à la proportion d'employés à temps partiel. Si nous nous attardons à l'effet du temps de travail, nous pouvons remarquer que l'ajout de la variable sexe au modèle 8 fait en sorte que la relation entre le pourcentage d'employés à temps partiel et les dépenses en formation n'est plus significative, comparativement à l'estimation du modèle 7 (sans prise en compte de la variable sexe). De plus, la valeur du coefficient du statut d'emploi passe de -0,0021 dans le modèle 7, à -0,0013 dans le modèle 8, lorsque l'on ajoute la proportion de femmes dans l'estimation. Ce qui suggère possiblement une corrélation entre le sexe de l'individu et son statut d'emploi. La réalisation¹³⁸ d'un test de corrélation de Pearson

¹³⁸ Les résultats des matrices de corrélation sont disponibles sur demande. Ces estimations ont été réalisées en date du 22 avril 2009.

montre qu'il y a une association positive ($r = 0,4289$) et significative ($p = 0,01$) entre ces deux variables. Au-delà la présence de corrélation entre ces deux variables, nos résultats peuvent suggérer aussi la présence d'une double discrimination (techniquement, on peut faire référence à un biais de spécification potentiel) à l'égard des femmes en emploi : c'est-à-dire que les employés féminins sont davantage celles qui occupent (par choix ou non) des postes à temps partiel. Ainsi, l'effet négatif qui est attribuable au statut d'emploi en est plutôt un qui est attribuable à la présence des femmes, puisque le coefficient de régression de la proportion d'employés à temps partiel (modèle 7) reflète non seulement l'effet du statut d'emploi sur les dépenses en formation mais également l'effet de la corrélation entre le sexe et le statut d'emploi, ce qui en fait un coefficient biaisé par le sexe de l'individu qui détient ce type d'emploi¹³⁹.

Étant donné que la décision d'investir en formation, de la part de l'employeur, est basée en quelque sorte sur l'espérance de vie du travailleur au sein de son entreprise, on peut alors supposer qu'un employé qui détient ces caractéristiques, c'est-à-dire le fait d'être une femme et d'avoir un emploi à temps partiel, réduira l'offre de formation à son égard. En d'autres mots, on peut s'attendre à ce qu'une entreprise qui détient une proportion plus élevée de femmes et d'employés à temps partiel dépense moins en formation qu'une autre firme, toutes choses égales par ailleurs.

4.6 L'impact des caractéristiques organisationnelles

Dans un dernier temps, nos résultats montrent que les variables associées aux économies d'échelle ainsi qu'à la croissance de la productivité de l'entreprise tendent à expliquer davantage les dépenses en formation au sein des entreprises, toutes choses égales par ailleurs. Pour les fins de la discussion, nous faisons référence au modèle 18.3 qui représente notre modèle préféré puisqu'il tient compte à la fois de l'autocorrélation des erreurs et de la présence d'effets individuels aléatoires (tableau 9)¹⁴⁰.

¹³⁹ Pour une explication de la présence d'un biais de sélection sur l'estimation des coefficients de régression, voir Johnston (1972).

¹⁴⁰ Les résultats présentés pour les estimations des modèles 15 et 16 sont disponibles à titre informatif.

D'abord, lorsque l'on s'arrête à la composition du modèle 18.3, on peut noter que parmi les coefficients estimés, six réfèrent à des variables liées aux économies d'échelle (taille, salaire moyen, pratiques de rémunération, pratiques de GRH, présence syndicale et présence d'un service de ressources humaines), trois coefficients estiment l'effet de la croissance économique (investissements en capital physique par employé, la proportion d'employés utilisant un ordinateur dans leur travail quotidien, la présence de pratiques innovatrices) tandis que le coefficient de la proportion de nouvelles embauches est plutôt associé à la logique de partage des coûts et bénéfices des investissements en formation. Le coefficient de l'utilisation du financement extérieur à la firme est plutôt, quant à lui, un indicateur de la structure du marché de la formation.

Ensuite, lorsque l'on s'intéresse à l'effet de ces différentes variables dans l'explication des dépenses en formation, on note que tous les coefficients estimés sont positifs. Ces résultats peuvent suggérer qu'une entreprise de grande taille, qui investit davantage en capital physique par employé par rapport à la moyenne, au sein de laquelle une proportion élevée de travailleurs utilisent un ordinateur dans leur travail quotidien, où la proportion de nouvelles embauches est élevée, et pour laquelle l'employeur introduit un système cohérent de pratiques (liées à la rémunération, à la GRH, à l'innovation), dépense davantage en formation qu'une entreprise qui ne possède pas ces caractéristiques, toutes choses égales par ailleurs.

Toutefois, bien que nos résultats montrent que la présence syndicale et celle d'un service de ressources humaine distinct composé d'au moins une personne favorisent les investissements en formation, on ne peut conclure à un effet significatif de ces variables.

Par extension d'idées, le modèle 18.3 peut être considéré comme une application des nouvelles théories de la croissance endogène au niveau microéconomique. Les nouvelles théories de la croissance endogène ont identifié quatre facteurs de croissance, soit : les rendements d'échelle, l'innovation ou le progrès technologique, le capital humain ainsi que l'intervention judicieuse de l'État (notamment avec les travaux de Romer, 1986 et de Lucas, 1988; Guellec et Ralle, 2003). Nous retrouvons parmi les

variables retenues dans le modèle 18.3 l'ensemble des facteurs théoriques précédemment identifiés. Ainsi, une entreprise qui engendre des investissements dans d'autres sphères d'activités que la formation telles qu'au niveau du capital physique, qui retient un système cohérent de pratiques ou encore favorise l'utilisation d'une technologie au sein de son organisation engendrera un cercle vertueux de croissance économique de l'entreprise. Dans ce sens, nous sommes d'avis que les dépenses en formation peuvent refléter l'adoption d'une telle stratégie d'investissement.

Enfin, si nous comparons ces résultats avec ceux obtenus dans notre modèle de base (modèle 2.5), nous pouvons noter qu'il n'y a pas de différence marquée quant à la valeur des coefficients estimés, et que le sens des relations demeure inchangé même si l'on prend en considération des variables additionnelles dans le modèle 18.3, ce qui assure la robustesse de nos estimations. La valeur des coefficients de détermination ($R^2 = 0,7177$) dans le modèle 2.5 ainsi que dans le modèle 18.3 ($R^2 = 0,7192$) réitère la qualité de nos estimations.

Conclusion

Dans le cadre de ce dernier article nous cherchons à analyser les déterminants des dépenses en formation au sein des entreprises à l'aide des données issues du questionnaire des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* de Statistique Canada.

On peut résumer les arguments principaux de la théorie du capital humain comme suit : la croissance économique des entreprises ne dépend pas uniquement de l'accumulation du capital physique mais aussi des investissements en capital humain. À ce titre, une firme évaluera les retours générés par ses investissements en capital humain avant de poursuivre ou d'accroître une dépense en formation. Cette évaluation sera guidée notamment par la nature même de la formation offerte au sein de l'entreprise : si une formation est davantage spécifique, alors le volume optimal d'investissements pour ce type de formation ne s'obtiendra que si les coûts et les bénéfices sont partagés par l'entreprise et les travailleurs (Becker, 1964; OCDE, 2003). À l'inverse, s'il s'agit de la formation à caractère général, alors l'employeur n'aura pas d'intérêt économique à financer la totalité des coûts des activités de formation, puisque d'autres entreprises pourront s'approprier l'augmentation de la productivité du travailleur nouvellement formé. Par extension d'idées, la spécialisation des facteurs de production (tels que le capital physique et le capital humain) ainsi que la qualité des facteurs structurent l'apport de la théorie de la croissance endogène dans l'explication des investissements en capital humain.

Dans l'ensemble, les études antérieures présentaient les facteurs explicatifs de l'intensité ou de l'incidence de la formation sous forme de liste de déterminants sans les lier directement à des concepts théoriques. Parmi les 24 études retenues, la plupart des études recensées s'appuient sur des données transversales (17 études sur 24), dont 11

utilisent des données au niveau des entreprises ou des données appariées. Toutefois, ces travaux ne permettent pas de tenir compte des effets spécifiques inobservés propres aux entreprises.

Comme nous l'avons vu, les raisons économiques qui peuvent être associées à l'accumulation du capital humain au sein des entreprises montrent des relations positives pour trois variables, soit : la taille, la présence syndicale et certaines pratiques de gestion. De plus, nous avons noté un manque de recherches empiriques quant à la logique de partage des coûts en matière de formation, pour conclure à une relation claire, notamment entre le taux de roulement des employés, décomposé selon la proportion de nouvelles embauches et la proportion de départs volontaires, et les investissements en formation. Enfin, les études antérieures ont présenté des résultats discutables au niveau de l'effet possible de la concurrence, des secteurs d'activités ou encore du sexe de l'individu sur l'offre de formation au sein des entreprises.

En conséquence, nous contribuons à l'analyse des résultats pour différentes raisons. D'abord, plutôt que de présenter une liste exhaustive des facteurs expliquant les dépenses en formation structurée au sein des entreprises, nous avons regroupé les déterminants sous quatre catégories, soit : 1) qu'il y a des raisons économiques associées à l'accumulation du capital humain au sein des firmes; 2) qu'il y a une logique de partage des coûts et des bénéfices bien présente dans la compréhension des dépenses en formation; 3) que la structure du marché du travail influence les investissements réalisés en formation et 4) que la formation fait partie d'un cercle vertueux de croissance de la productivité des entreprises. Ensuite, nous nous inscrivons dans le courant de recherche actuel sur les déterminants des investissements en formation, en utilisant le caractère longitudinal de données issues de l'EMTE, afin de contrôler notamment pour le biais associé aux caractéristiques non observées au sein des firmes.

Suite à notre étude, plusieurs pistes de recherche méritent d'être approfondies. À titre d'exemple, une analyse des déterminants des dépenses en formation pourrait être réalisée par des estimations selon la taille des emplacements, ou encore selon les secteurs d'activités (par exemple, selon l'intensité d'utilisation de la technologie). Également, l'appariement des données issues du questionnaire des employés de l'EMTE permettrait de vérifier si d'autres hypothèses de la théorie du capital humain associées par exemple à la mobilité sur le marché du travail, à la prise en compte explicite de la scolarité des travailleurs, ou au mode de financement des activités de formation influenceraient les investissements en capital humain réalisés par l'employeur.

Bibliographie

Acemoglu, D. et J.S. Pischke (1998). Why Do Firms Train? Theory and Evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112 (1), 79–119.

Acemoglu, D. et Pischke, J-S. (1999a). The Structure of Wages and Investment in General Training. *The Journal of Political Economy*, Vol. 107 (3), 539-572.

Acemoglu, D. et Pischke, J-S. (1999b). Beyond Becker: Training in Imperfect Labour Markets. *Economic Journal*, Vol. 109 (453), 112-142.

Addison, J.T. et Belfield, C.R. (2008). Unions, Training, and Firm performance. *IZA Discussion Paper no 3294*.

Almeida-Santos, F. et Mumford, K. (2004). *Employee Training and Wage Compression in Britain*. Department of Economics and Related Studies: University of York.

Arellano, M. et Honoré, B. (2001). *Panel Data Models : Some Recent Developments*. In Heckman, J. et Leamer, E. (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, Ch. 53.

Asplund, R. (2004). The provision and effects of company training: a brief review of the literature. *Discussion Paper no 907*, Helsinki: The Research Institute of the Finnish Economy.

Bailey, A. (2007). *Un investissement rentable - Mettre l'investissement en formation en rapport avec les résultats d'entreprise et l'économie*, Rapport de recherche, Centre du savoir sur l'apprentissage et le milieu de travail, Conseil canadien sur l'apprentissage : Ottawa.

Baldwin, J.R. (1999). Innovation, formation et réussite. *Document de recherche no 137*, Direction des études analytiques, Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J. R., Gray, T. et Johnson, J. (1995). *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication*. Cahier de recherche. Statistique Canada : Ottawa.

Baldwin, J.R., Rama, E. et Sabourin, D. (1999). Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90. Division de l'analyse micro-économique. *Document de recherche no 11F0019MPE105 au catalogue*. Statistique Canada : Ottawa.

Ballot, G., Fakhfakh, F. et Taymaz, E. (2006). How Benefits from Training and R&D, the Firm or the Workers?. *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 44 (3), 473-495.

Ballot, G., Fakhfakh, F. et Taymaz, E. (1998). Formation continue, Recherche et développement et performance des entreprises. *Formation Emploi*, (64), 43-58.

Baltagi, B.H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Fourth edition.

Barron, J.M., Berger, M.C. et Black, D.A. (1999). Do Workers Pay for On-The-Job Training? *Journal of Human Resources*, Vol. 34 (2), 235–252.

Barron, J.M., Fuess, S. et Loewenstein, M. (1987). Further analysis of the effects of Unions on Training. *Journal of Political Economy*, Vol.95 (3), 632-640

Bartel, A. (1995). Training, Wage Growth and Job Performance; Evidence from a Company Database. *Journal of Labor Economics*, Vol.13 (3), 401-425.

Bartel, A. et Sicherman, N. (1998). Technological Change and the Skill Acquisition of Young Workers, *Journal of Labor Economics*, Vol.16 (4), 718–755.

Bassanini, A., Booth, A., Brunello, G., De Paola, M. et Leuven, E. (2005). Workplace Training in Europe. *IZA Discussion Paper no 1640*.

Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, New York : National Bureau of Economic Research.

Belzil, C. et Hansen, J. (2006). The determinants of training opportunities: effects of human capital and firm characteristics. *Working Paper 2006 B-10*, Skills Research Initiative, Human Resources and Skills Development Canada, Industry Canada, Social Sciences and Humanities Research Council of Canada: Canada.

Betcherman, G., McMullen, K. et Davidman, K. (1998). La formation et la nouvelle économie : un rapport de synthèse. *Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques*. Ottawa.

Booth, A.L. (1993). Private Sector Training and Graduate Earnings. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75 (1), 164-170.

Booth, A.L. et Bryan, M.L. (2002). Who Pays for General Training? New Evidence for British Men and Women. *IZA Discussion Paper no 486*.

Budria, S. et Peirera, P. T. (2004). On the Returns to Training in Portugal . *IZA Discussion Paper no 1429*.

Chaykowski, R et Slotsve, G. (2003). Employer-sponsored training by firm size. *Cahier de recherche B-02*, Collection Documents de travail, Ressources humaines et Développement des compétences Canada : Industrie Canada.

Chaykowski, R et Slotsve, G. (2006). Firm Provision of Training : Establishment Level Analysis. *Cahier de recherche B-12*, Initiative de recherche sur les compétences, Ressources humaines et Développement des compétences Canada : Industrie Canada.

Chicha, M.T. (1997). *L'équité salariale: mise en oeuvre et enjeux*. Cowansville, Québec: Éditions Yvon Blais.

Chowhan, J. (2005). Qui assure la formation? Les industries de haute technologie ou les établissements de haute technologie? *Document de recherche no 11-622-MIF au catalogue - no 006*. Statistique Canada : Ottawa.

Croce, G. et Tancioni, M. (2007). Disentangling factors behind training participation in Italy. *Working Paper no 101*, Dipartimento di Economia Pubblica: Italy.

Cousineau, J.-M. (2005). *Emploi et salaire*. Les Presses de l'Université de Montréal.

Doeringer, P.B. et Piore, J.M. (1971). *Internal Labour Markets and Manpower Analysis*. D.C Heath and Company, Lexington, Massachusetts.

Doms, M., Dunne, T. et Troske, K. (1997). Workers, wages, and Technology. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112 (1), 253-290.

Dostie, B. et Montmarquette, C. (2007). *La formation parrainée par les employeurs au Canada : Synthèse de la documentation à l'aide de données extraites de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés*. Série de recherches sur l'apprentissage : Ressources humaines et Développement social Canada.

Dostie, B. et Pelletier, M.-P. (2007). Les rendements de la formation en entreprise. *Canadian Public Policy/Analyse des Politiques*. Vol. XXXIII (1), 21-40.

Duncan, G. et Stafford, F.P. (1980). Do union members receive compensating wage differentials? *American Economic Review*, Vol. 70 (3), 355-371.

Ferrary, M. (2002). Les conséquences de la dérégulation d'un monopole sur la politique d'investissement en capital humain – Le secteur des télécommunications. *Revue d'économie industrielles*, Vol. 100 (3^e trimestre), 63-92.

Forrier, A. et Sels, L. (2003). Flexibility, turnover and training. *International Journal of Manpower*, Vol. 24 (2), 148-168.

Fortin, N. et Parent, D. (2006). The Training Divide: A Canada-US Comparison of Employee Training. *Working Paper 2006 B-09*, Skills Research Initiative, Human Resources and Skills Development Canada, Industry Canada, Social Sciences and Humanities Research Council of Canada: Canada.

Fournier, J.-G. (2000). Formation et action syndicale. Article publié dans la revue *Gestion*, consulté dans le recueil collectif *Former pour performer*, sous la direction de D. Bouteiller, Collection Racines du Savoir, 342-347.

Frazis, H., Gittleman, M. et Joyce, M. (2000). Correlates of Training : An Analysis Using Both Employer and Employee Characteristics. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 53 (3), 443-463.

Freeman, R.B. et Medoff, J.L. (1984). *What do Unions do?* New York: Basic Books.

Goux, D. et Maurin, E. (2000). Returns to firm-provided training: evidence from French worker–firm matched data. *Labour Economics*, Vol. 7 (1), 1-19.

Green, F., Machin, S. et Wilkinson, D. (1999). Trade Unions and Training Practices in British Workplaces. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52 (2), 179-195.

Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*, 4th ed., London: Prentice-Hall.

Guellec, D. et Ralle, P. (2003). *Les nouvelles théories de la croissance*, Collection Repère no 161, 5^e édition, La Découverte: Paris.

Gujarati, D.N. (2004). *Économétrie*. Traduction de la 4e édition américaine par Bernard Bernier. De Boeck.

Gunderson, M. (2005). *Le salaire minimum au Canada : Théorie, données et orientations*, Document préparé pour la Commission sur l'examen des normes du travail fédérales.

Hansson, B. (2008). Job-Related Training and Benefits for Individuals: A Review of Evidence and Explanations. *OECD Education Working Papers No. 19*, OCDE: Paris.

Hansson, B. (2003). Company-based determinants of training and the impact on company performance: Results from an international HRM survey. *Discussion Paper*, The Institute for Employee and Corporate Development, Uppsala University: Sweden.

Hashimoto, M. (1981). Firm Specific Human Capital as a Shared Investment. *American Economic Review*, Vol. 71 (3), 1070-1087.

Hausman, J. (1978). Specification tests in Economics. *Econometrica*, Vol. 46 (6), 1251-1271.

Heckman, J.J. et Klenow, P.J. (1997). *Human Capital Policy*, University of Chicago Press, Chicago: Illinois

Huselid, M.A. (1995). The Impact of Human Resource Management Practices on Turnover, Productivity and Corporate Financial Performance. *Academy of Management Journal*, Vol. 38 (3), 635-672.

Johnston, J. (1972). *Econometric methods*, 2e édition, McGraw-Hill.

Jones, J.T. (2005). The determinants of training in Australian manufacturing SMEs. *Education + Training*, Vol. 47 (8/9), 605-615.

Kennedy, S., Drago, R., Sloan, J. et Wooden, M. (1994). The effect of Trade Unions on the Provision of Training: Australian Evidence. *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 32 (4), 565-80.

Labrie, Y. et Montmarquette, C. (2005). La formation qualifiante et transférable en milieu de travail. *Rapport de projet*. CIRANO : Montréal.

Lazareva, O. (2006). Firm-paid vs worker-paid on-the-job training in Russia: Determinants and returns. *Working Paper Series no 06/05*. Economics Education and Research Consortium.

Lazear, E.P. (2009). Firm-Specific Human Capital: A Skill-Weights Approach. *Journal of Political Economy*, Vol. 117 (5), 914-940.

Leuven, E. et Oosterbeek, H. (1999). The Demand and Supply of Work-Related Training. *Research in Labor Economics*, Vol. 18, 303-330.

Loewenstein, M.A. et Spletzer, J.R. (1998). Dividing the Costs and Returns to General Training. *Journal of Labor Economics*, Vol. 16 (1), 142-171.

Loewenstein, M.A. et Spletzer, J.R. (1999). General and Specific Training: evidence and implications. *The Journal of Human Resources*, Vol. 34 (4), 710-733.

Lucas, R.E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22(1), 3-42.

Lynch, L. (1991). Gender and Productivity: The Role of Off-the-Job vs. On-the-Job Training for the Mobility of Women Workers. *The American Economic Review*, Vol. 81 (2), 151–156.

Lynch, L. (1992). Private-Sector and the Earnings of Young Workers. *American Economic Review*, Vol. 82 (1), 299-312.

Lynch, M. et Black, S. (1998). Beyond the Incidence of Employer-Provided Training. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52 (1), 64–81.

MacDuffie, J.P. (1995). Human resources bundles and manufacturing performance: Organizational logic and flexible production systems in the world auto industry. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48 (2), 197-221.

Martin, C. (2003). Explaining Labour Turnover: Evidence from UK Establishments. *Labour*, Vol. 17 (3), 291-412.

Maximiano, S. et Oosterbeek, H. (2006). On the determinants of workers' and firms' willingness to train. *Discussion Paper*, School of Economics and the Tinbergen Institute.

Mincer, J. (1983). Union Effects: Wages, Turnover, and Job Training. *Research in Labor Economics*, Vol. 5 (2), 217-252.

Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press: New York.

Normand, C. (2002). Diffusion du capital humain et effets d'entreprise : Approche par frontière de gains sur données appariées marocaines et tunisiennes. *Revue économique*, Vol. 53 (3), 647-658.

O'Connell, P.J. et Byrne, D. (2009). The determinants and Effects of Training at work: Bringing the Workplace Back In. *Working Paper no 289*, ESRI.

OCDE (2003). Améliorer les qualifications et les compétences des travailleurs. Ch.5. Dans *Perspectives de l'emploi de l'OCDE : 2003 Vers des emplois plus nombreux et meilleurs*, 259-329.

Parent, D. (1995). Survol des contributions théoriques et empiriques liées au capital humain. *Série scientifique no 95s-28*. CIRANO : Montréal.

Parent, D. (1999). Wages and Mobility: The Impact of Employer-Provided Training. *Journal of Labor Economics*, Vol. 17 (2), 298-317.

Parsons, D.O. (1972). Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates. *Journal of Political Economy*, Vol.80 (6), 1120-1143.

Rabemananjara, R. Et Parsley, C. (2006). Employee Training Decisions, Business Strategies and Human Resource Management Practices: A Study by Size of Business. *Cahier de recherche no lu188-31 au catalogue*. Direction générale de la politique de la petite entreprise : Industrie Canada.

Romer, P. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political economy*, Vol. 94(5), 1002-1037.

Schöne, P. (2006). Determinants and developments of employer provided training: evidence from a wage compressed environment. *Journal of Vocational Education & Training*, Vol. 58 (2), 237-254.

Siebert, W.S. et Zubanov, N. (2009). Searching for the optimal level of employee turnover: a study of a large UK retails organization. *Academy of Management Journal*, Vol. 52 (2), 294-313.

Statistique Canada (1999). *Enquête sur le milieu de travail et les employés – 1999*. Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail et la Division de la statistique du travail. Statistique Canada : Ottawa.

Statistique Canada (2007). Guide pour l'analyse de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2004. *Document numéro au catalogue 71-221-GIF*. Ministre de l'Industrie.

Stevens, M. (1994). A Theoretical Model of On-the-Job Training with Imperfect Competition. *Oxford Economic Papers*, Vol. 46 (4), 537-562.

Stevens, M. (1999). Human Capital Theory and UK Vocational Training Policy. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 15 (1), 16-32.

Stevens, M. (2001). Should Firms Be Required to Pay for Vocational Training? *Economic Journal*, Vol. 111 (473), 485-505.

Turcotte, J., Léonard, A. et Montmarquette, C. (2003). La série sur le travail en évolution : Nouveaux déterminants de la formation dans les emplacements canadiens. *Cahier de recherche no 71-584-MIF#5 au catalogue*, Statistique Canada : Ottawa.

Veum, J.R. (1995). Sources of training and their impact on wages. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48 (4), 812-826.

Whitfield, K. (2000). High-Performance Workplaces, Training, and the Distribution of Skills. *Industrial Relations*, Vol. 39 (1), 1-25.

Zeytinoglu, I.U., Cooke, G.B., Jiao, C. (2005). Determinants of On-the-Job Training in Canada: Effects of Workplace Characteristics, Employment Status and Personal Characteristics on Differentiated Training Experiences. *Interim Paper Prepared for: HRSD and Industry Canada*. Canada.

Annexe I – Statistiques descriptives

Tableau 3
Statistiques descriptives – Moyennes des variables incluses dans les estimations,
Données de 1999 à 2005

Variables	Moyenne	Erreur-type pondéré
Taux de roulement volontaire (en pourcentage) (démissions sans incitatif/effectif total *100)	14,3330	1,0688
Taux de roulement total (en pourcentage) (nouvelles embauches et les démissions sans incitatif/effectif total *100)	50,6526	2,9280
Proportion des nouvelles embauches (en pourcentage)	36,3196	2,2899
Proportion des sorties (en pourcentage) (incluant les retraites sans incitatif, les renvois justifiés, les autres départs permanents et les démissions sans incitatif)	19,7610	1,3396
Salaire moyen au sein de l'entreprise : ln (masse salariale brute/nombre total d'employés)	10,2072	0,0269
ln (valeur ajoutée/effectif total)	11,1297	0,0311
ln (nombre total d'employés)	2,9595	0,0457
Nombre total d'employés	40,9819	1,9559
Taille de l'établissement		
1 à 19 employés	0,8252	0,0074
20 à 99 employés	0,1539	0,0072
100 à 499 employés	0,0194	0,0011
500 employés et plus	0,0014	0,0002
ln (investissement en capital physique/nombre d'employés total)	1,1340	0,0565
ln (dépenses de formation structurée/nombre total d'employés)	5,5376	0,0509
ln (dépenses de formation structurée)	8,4972	0,0613
Présence d'un service de ressources humaines (=1 ou 0 autrement) (service des RH distinct formé de plus d'une personne)	0,0542	0,0052
Présence d'un syndicat (=1 ou 0 autrement)	0,2131	0,0183
Investissements en capital physique (en dollars)	4 396 320,00	554 496,10
Dépenses de formation structurée (en dollars)	19113,94	1483,54
Présence de concurrents directs (=1 ou 0 autrement)		
au niveau canadien	0,5842	0,0218
au niveau américain	0,3832	0,0202
au niveau international	0,2687	0,0195
au niveau local	0,8121	0,0166
Aucune concurrence	0,0418	0,0082
Pratiques liées à la gestion des ressources humaines		
Pratiques de GRH (échelle de 0 à 6, où 0 = aucune pratique et 6 = toutes) (incluant : Programmes de suggestions des employés, Conception flexible des tâches, Partage de l'information avec les employés, Équipes de résolution de problèmes, Comités mixtes patron/employés et Groupes de travail autonomes).	0,7012	0,0429
Pratiques liées à la rémunération (échelle de 0 à 5 où 0 = aucune pratique et 5 = toutes) (incluant : Primes au rendement individuel, Systèmes de primes collectives, Régime de participation aux bénéfices, Rémunération au mérite ou rémunération en fonction des compétences, Régimes d'achat d'actions).	0,8485	0,0435

Pratiques de gestion (échelle de 0 à 11)	1,5497	0,0726
Proportion d'employés utilisant l'ordinateur (en pourcentage)	66,7384	1,5721
<u>Présence d'innovation (cet emplacement a-t-il introduit...)</u>		
Procédés améliorés	0,7103	0,0211
Produits ou services améliorés	0,8136	0,0167
Nouveaux procédés	0,5664	0,0211
Nouveaux produits ou services	0,7046	0,0199
Nouveau logiciel important et/ou du nouveau matériel	0,3118	0,0163
Technologie commandée ou assistée par ordinateur	0,0679	0,0089
Présence de pratiques innovantes (échelle de 0 à 6)	3,2980	0,0711
<u>Stratégies d'entreprise (importance de la stratégie variant de 1 à 5)</u> (où 1 = pas important; 2 = un peu important; 3 = important; 4 = très important; 5 = essentiel)		
Stratégie 1 - Exécution de recherche et de développement	1,3298	0,0556
Stratégie 2 - Élaboration de nouveaux produits / services	2,0154	0,0708
Stratégie 3 - Mise au point de nouvelles techniques de production / d'exploitation	2,0911	0,0664
Stratégie 4 - Expansion du marché dans de nouvelles régions	1,8425	0,0696
Stratégie 5 - Gestion de la qualité totale	3,0194	0,0696
Stratégie 6 - Amélioration de la qualité des produits / services	3,5426	0,0492
Stratégie 7 - Réduction des coûts de la main-d'oeuvre	2,7145	0,0566
Stratégie 8 - Recours accru aux travailleurs à temps partiel, temporaires ou à contrat	1,2174	0,0425
Stratégie 9 - Réduction des autres coûts d'exploitation	3,0318	0,0474
Stratégie 10 - Réorganisation des méthodes de travail	2,3457	0,0471
Stratégie 11 - Collaboration accrue entre la direction et les employés	2,5002	0,0690
Stratégie 12 - Perfectionnement des compétences des employés	3,3073	0,0460
Stratégie 13 - Renforcement de la participation des employés	3,0383	0,0461
Stratégie 14 - Amélioration de la coordination avec les clients et fournisseurs	2,8496	0,0548
Stratégie 15 - Amélioration des mesures du rendement	3,0211	0,0631
<u>Source de financement utilisée pour la formation structurée offerte aux employés</u>		
Programme du gouvernement fédéral (=1 si utilisée ou 0 autrement)	0,0129	0,0032
Programme du gouvernement provincial (=1 si utilisée ou 0 autrement)	0,0897	0,0189
<u>Caractéristiques individuelles</u>		
Proportion de femmes (en pourcentage)	47,1674	1,4693
Proportion d'employés à temps partiel (en pourcentage)	17,6834	1,1337
Présence d'employés contractuels (=1 ou 0 autrement)	0,1991	0,0155
<u>Secteurs d'activités (14)</u>		
Industrie 1 - Foresterie, extraction minière, période et gaz	0,0111	0,0020
Industrie 2 - Fabrication tertiaire à forte intensité de main-d'œuvre	0,0380	0,0058
Industrie 3 - Fabrication primaire	0,0222	0,0046
Industrie 4 - Fabrication secondaire	0,0296	0,0042
Industrie 5 - Fabrication tertiaire à forte intensité de capital	0,0705	0,0141
Industrie 6 - Construction	0,1056	0,0154
Industrie 7 - Transport, entreposage et commerce de gros	0,0991	0,0159
Industrie 8 - Communications et autres services publics	0,0127	0,0021
Industrie 9 - Commerce de détail et autres services commerciaux (référence)	0,2113	0,0229
Industrie 10 - Finance et assurances	0,1959	0,0161

Industrie 11 - Services immobiliers et services de location	0,0127	0,0033
Industrie 12 - Services aux entreprises	0,0689	0,0116
Industrie 13 - Enseignement et services de soins de santé	0,0947	0,0144
Industrie 14 - Information et industries culturelles	0,0276	0,0042
<u>Années</u>		
1999	0,1776	0,0169
2000	0,1325	0,0138
2001	0,1416	0,0143
2002	0,1137	0,0137
2003	0,1313	0,0152
2004	0,1483	0,0165
2005	0,1551	0,0153

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 5 mai 2009 et du 26 janvier 2010.

```
rho | .59578383 (fraction of variance due to u_i)
```

```
hausman eq1
```

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	eq1	.	Difference	S.E.
lnT	.8322194	.9815847	-.1493652	.0368817
lnWE	.2741082	.4406094	-.1665011	.0267384
mTX_PART	-.0011759	-.0029585	.0017826	.0008519
mSYND	-.1232476	.0239139	-.1471615	.050061
CONTRAT_di	-.0269482	.0143958	-.041344	.0087749
TX_ROULb	.0006347	.0006442	-9.51e-06	.0000457
BENEFICES	-.0081323	-.0040586	-.0040737	.0020673
PRAT_ORG	.0132698	.0174192	-.0041494	.0016578

```
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```
chi2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 113.15
Prob>chi2 = 0.0000
```

Test de significativité des effets aléatoires

```
xtttest0
```

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
```

```
lnDEPF[docket,t] = Xb + u[docket] + e[docket,t]
```

```
Estimated results:
```

	Var	sd = sqrt(Var)
lnDEPF	3.829464	1.956902
e	.6060193	.7784724
u	.8932263	.9451065

```
Test: Var(u) = 0
```

```
chi2(1) = 4860.98
Prob > chi2 = 0.0000
```

Donc, correction pour autocorrélation nécessaire.

Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan

```
qui reg lnDEPF lnT l.lnVAE lnWE mTX_PART mSYND CONTRAT_di TX_ROULb BENEFICES PRAT_ORG
year1 year2 year3 year4 year5 year6 INDUSTRIE1 INDUSTRIE2 INDUSTRIE3 INDUSTRIE4
INDUSTRIE5 INDUSTRIE6 INDUSTRIE7 INDUSTRIE8 INDUSTRIE10 INDUSTRIE11 INDUSTRIE12
INDUSTRIE13 INDUSTRIE14
```

```
hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: fitted values of lnDEPF
```

```
chi2(1) = 1.44
Prob > chi2 = 0.2309
```

Donc, correction pour variance hétérogène pas nécessaire.

Annexe III – Méthode de cohérence interne par l'alpha de Cronbach

Note sur l'alpha de Cronbach (Thiétart et al., 2007; 274)

Le coefficient de alpha de Cronbach est une mesure de la cohérence interne d'une échelle construite à partir d'un ensemble d'indicateurs ou d'items. La valeur de alpha de Cronbach varie de 0 à 1 : plus sa valeur est près de 1, plus la cohérence interne de l'échelle est forte (ou sa fiabilité est élevée). On retient généralement des valeurs supérieures ou égales à 0,7.

Pour les pratiques de gestion des ressources humaines (échelle additive de 0 à 6)

* Alpha de Cronbach

```
alpha wrk_org1 wrk_org2 wrk_org3 wrk_org4 wrk_org5 wrk_org6, asis generate (PRAT_GESTION) item
```

```
Test scale = mean(unstandardized items)
```

Item	Obs	Sign	average		interitem covariance	alpha
			item-test correlation	item-rest correlation		
wrk_org1	4702	+	0.6572	0.4391	.0507884	0.6687
wrk_org2	4702	+	0.5639	0.3776	.0588576	0.6856
wrk_org3	4702	+	0.7479	0.5558	.0430788	0.6261
wrk_org4	4702	+	0.7029	0.5216	.0480487	0.6405
wrk_org5	4702	+	0.6117	0.3902	.0544898	0.6839
wrk_org6	4702	+	0.5196	0.3625	.0627051	0.6913
Test scale					.0529947	0.7071

Pour les pratiques de rémunération (échelle additive de 0 à 5)

```
alpha primes_ind primes_coll part_bnf rem_merit actions, asis generate (PRAT_REMUN) item
```

```
Test scale = mean(unstandardized items)
```

Item	Obs	Sign	average		interitem covariance	alpha
			item-test correlation	item-rest correlation		
primes_ind	6484	+	0.6920	0.3794	.0368029	0.5423
primes_coll	6484	+	0.6012	0.3425	.0441435	0.5548
part_bnf	6484	+	0.5413	0.2632	.050314	0.5984
rem_merit	6484	+	0.7032	0.4285	.0348039	0.5067
actions	4863	+	0.5932	0.3839	.0446206	0.5499
Test scale					.042206	0.6070

Pour les pratiques innovantes (échelle additive de 0 à 6)

```
alpha TEC_ORG NOUV_TEC AML_PRD AML_PRC NOUV_PRD NOUV_PRC, asis generate
(PRAT_INNOVANTES) item
```

```
Test scale = mean(unstandardized items)
```

Item	Obs	Sign	average		interitem covariance	alpha
			item-test correlation	item-rest correlation		
TEC_ORG	11347	+	0.3194	0.1915	.0917707	0.7873
NOUV_TEC	10495	+	0.4276	0.2011	.0836798	0.7977
AML_PRD	11347	+	0.8092	0.6693	.0530805	0.6794
AML_PRC	11347	+	0.8214	0.6924	.0523931	0.6721
NOUV_PRD	11347	+	0.7495	0.5889	.0591142	0.7052
NOUV_PRC	11347	+	0.7952	0.6631	.0559189	0.6833
Test scale					.0660837	0.7638

Pour les pratiques organisationnelles, regroupant les pratiques liées à la GRH et à la rémunération (échelle additive de 0 à 11)

```
alpha wrk_org1 wrk_org2 wrk_org3 wrk_org4 wrk_org5 wrk_org6 primes_ind primes_coll
part_bnf rem_merit actions, asis generate (PRAT_GLOBAL) item
```

```
Test scale = mean(unstandardized items)
```

Item	Obs	Sign	average		interitem covariance	alpha
			item-test correlation	item-rest correlation		
wrk_org1	4702	+	0.5836	0.4276	.0328873	0.6940
wrk_org2	4702	+	0.4719	0.3358	.0362802	0.7088
wrk_org3	4702	+	0.6625	0.5169	.0306458	0.6787
wrk_org4	4702	+	0.5879	0.4452	.033177	0.6924
wrk_org5	4702	+	0.4973	0.3328	.0351132	0.7086
wrk_org6	4702	+	0.4436	0.3304	.0373701	0.7111
primes_ind	6484	+	0.5567	0.3464	.0351034	0.7169
primes_coll	6484	+	0.5119	0.3535	.0355547	0.7038
part_bnf	6484	+	0.4238	0.2509	.0380353	0.7213
rem_merit	6484	+	0.5806	0.4009	.0337164	0.7002
actions	4863	+	0.4899	0.3592	.0360522	0.7041
Test scale					.0348978	0.7235

Annexe IV – Résultats des estimations

Tableau 4
Résultats des estimations quant aux déterminants des dépenses en formation structurée au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005 (MCO, RE, FE, AR1)

Variable dépendante :	Modèle 1*	Modèle 2	Modèle 2.1	Modèle 2.2	Modèle 2.3	Modèle 2.4	Modèle 2.5	Modèle 3	Modèle 3.1	Modèle 3.2	Modèle 3.3
In (dépenses en formation structurée)	Modèle de Frazis et al. MCO	MCO	MCO	MCO, option cluster ^a	RE	FE	AR1, RE	MCO	MCO, option cluster ^a	MCO avec les années	MCO, option cluster ^a , années
Variables explicatives											
In (nombre total d'employés)	-0,0292** (0,0126)	0,9708*** (0,0126)	0,9630*** (0,0128)	0,9630*** (0,0236)	0,9810*** (0,0189)	0,8420*** (0,0416)	0,9781*** (0,0186)	0,9733*** (0,0126)	0,9733*** (0,0233)	0,9641*** (0,0128)	0,9641*** (0,0236)
In (masse salariale/effectif total)	0,6125*** (0,0315)	0,6125*** (0,0315)	0,6085*** (0,0315)	0,6085*** (0,0568)	0,4294*** (0,0345)	0,2848*** (0,0430)	0,4457*** (0,0339)	0,6060*** (0,0315)	0,6060*** (0,0569)	0,6032*** (0,0315)	0,6032*** (0,0569)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	-0,0020** (0,0009)	-0,0020** (0,0009)	-0,0021** (0,0009)	-0,0021** (0,0015)	-0,0026*** (0,0010)	-0,0013 (0,0013)	-0,0016* (0,0009)	-0,0020** (0,0009)	-0,0020** (0,0015)	-0,0021** (0,0009)	-0,0021** (0,0015)
Présence d'un syndicat	0,1539*** (0,0345)	0,1539*** (0,0345)	0,1589*** (0,0345)	0,1589** (0,0646)	0,0647 (0,0486)	-0,1221* (0,0698)	0,0555 (0,0452)	0,1657*** (0,0344)	0,1657*** (0,0646)	0,1681*** (0,0344)	0,1681*** (0,0646)
Présence d'employés contractuels	0,1107*** (0,0326)	0,1107*** (0,0326)	0,0999*** (0,0327)	0,0999** (0,0444)	-0,0094 (0,0276)	-0,0348 (0,0290)	-0,0305 (0,0252)	0,1116*** (0,0326)	0,1116*** (0,0444)	0,0994*** (0,0327)	0,0994** (0,0445)
Taux de roulement total	0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,0002)	0,0007*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)	0,0007*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,0002)	0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,0002)
Pratiques de rémunération (0 à 5)	-0,0244* (0,0139)	-0,0244* (0,0139)	0,0093 (0,0160)	0,0093 (0,0175)	0,0169 (0,0122)	0,0119 (0,0125)	0,0265*** (0,0102)				
Pratiques de GRH (0 à 6)	0,0571*** (0,0117)	0,0571*** (0,0117)	0,0724*** (0,0126)	0,0724*** (0,0146)	0,0280*** (0,0096)	0,0199** (0,0098)	0,0140* (0,0081)				
Pratiques de gestion (0 à 11)								0,0209*** (0,0062)	0,0209*** (0,0056)	0,0467*** (0,0086)	0,0467*** (0,0102)
Catégories professionnelles (7)	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6626	6626	6626	6626	6626	6626	6626	6626	6626	6626	6626
Nombre total de firmes (n)				1354 ^a	1354	1354	1354		1354 ^a		1354 ^a
R carré du modèle	0,1388	0,6344	0,6359	0,6359	0,7182 ^b	0,0813 ^c	0,7177 ^b	0,6336	0,6336	0,6355	0,6355
R carré ajusté	0,1360	0,6332	0,6344					0,6325		0,6340	

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 16 avril 2009 et du 26 janvier 2010 (modèles 2.1 à 2.5). **Notes :** * La variable dépendante dans le modèle 1 représente logarithme des dépenses en formation structurée/effectif total. 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %. 2^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 5
Résultats des estimations quant aux déterminants des dépenses en formation structurée
au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005 (MCO)

Variable dépendante :	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8	Modèle 9
In (dépenses en formation structurée)	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Variables explicatives						
In (nombre total d'employés)	1,0671*** (0,0177)	1,0682*** (0,0174)	1,0608*** (0,0174)	1,0557*** (0,0175)	1,0574*** (0,0175)	1,0269*** (0,0183)
In (masse salariale/effectif total)	0,5537*** (0,0340)	0,4412*** (0,0344)	0,4582*** (0,0345)	0,4518*** (0,0345)	0,4314*** (0,0350)	0,4330*** (0,0349)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	-0,0026*** (0,0010)	-0,0021** (0,0010)	-0,0020** (0,0010)	-0,0021** (0,0010)	-0,0013 (0,0010)	-0,0011 (0,0010)
Présence d'un syndicat	0,1385*** (0,0352)	0,2001*** (0,0349)	0,2009*** (0,0348)	0,1976*** (0,0348)	0,1871*** (0,0349)	0,1847*** (0,0349)
Présence d'employés contractuels	0,0960*** (0,0336)	0,0785** (0,0331)	0,0774** (0,0330)	0,0738** (0,0330)	0,0829** (0,0331)	0,0721** (0,0331)
Taux de roulement total	0,0004*** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)
Pratiques de gestion (0 à 11)	0,0509*** (0,0089)	0,0395*** (0,0088)	0,0327*** (0,0089)	0,0313*** (0,0089)	0,0308*** (0,0089)	0,0212** (0,0091)
In (investissements en capital physique/effectif total)	0,1816*** (0,0230)	0,1537*** (0,0227)	0,1505*** (0,0227)	0,1469*** (0,0227)	0,1400*** (0,0227)	0,1346*** (0,0228)
Proportion des employés utilisant un ordinateur (en pourcentage)		0,0075*** (0,0005)	0,0072*** (0,0005)	0,0071*** (0,0005)	0,0075*** (0,0005)	0,0074*** (0,0005)
Pratiques innovatrices (0 à 6)			0,0411*** (0,0087)	0,0410*** (0,0087)	0,0417*** (0,0087)	0,0412*** (0,0086)
Aucune concurrence				0,2920*** (0,0802)	0,2995*** (0,0801)	0,2867*** (0,0800)
Concurrence à l'international				0,1089*** (0,0392)	0,1087*** (0,0391)	0,1018*** (0,0391)
Proportion de femmes (en %)					-0,0027*** (0,0008)	-0,0029*** (0,0008)
Présence d'un service de ressources humaines						0,2700*** (0,0478)
Catégories professionnelles (7)	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6140	6140	6140	6140	6140	6140
Nombre total de firmes (n)						
R carré du modèle	0,6150	0,6275	0,6289	0,6300	0,6307	0,6326
R carré ajusté	0,6133	0,6258	0,6271	0,6281	0,6287	0,6306

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 16 avril 2009.

Notes : 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %

Tableau 6
Résultats des estimations quant aux déterminants des dépenses en formation structurée au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005 (MCO) : taux de roulement décomposé

Variable dépendante :	Modèle 10	Modèle 10.1	Modèle 10.2	Modèle 11	Modèle 11.1
In (dépenses en formation structurée)	<i>MCO</i>	<i>MCO</i>	<i>MCO</i>	<i>MCO</i>	<i>MCO</i>
Variables explicatives					
In (nombre total d'employés)	0,9744*** (0,0127)	0,9642*** (0,0123)	0,9730*** (0,0127)	0,9651*** (0,0124)	0,9733*** (0,0127)
In (masse salariale/effectif total)	0,6036*** (0,0315)	0,6165*** (0,0313)	0,6065*** (0,0316)	0,6146*** (0,0313)	0,6058*** (0,0316)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	-0,0019** (0,0009)	-0,0018** (0,0009)	-0,0020** (0,0009)	-0,0017** (0,0009)	-0,0020** (0,0009)
Présence d'un syndicat	0,1629*** (0,0344)	0,1616*** (0,0344)	0,1661*** (0,0345)	0,1588*** (0,0344)	0,1644*** (0,0344)
Présence d'employés contractuels	0,1112*** (0,0327)	0,1165*** (0,0326)	0,1118*** (0,0327)	0,1144*** (0,0326)	0,1108** (0,0327)
Proportion des nouvelles embauches (en %)	0,0007*** (0,0002)		0,0005** (0,0002)		0,0005** (0,0002)
Proportion des démissions sans incitatif (en %)		0,0012*** (0,0004)	0,0007 (0,0005)		
Proportion des sorties (en %)				0,0009*** (0,0003)	0,0005 (0,0003)
Pratiques de gestion (0 à 11)	0,0211*** (0,0062)	0,0202*** (0,0062)	0,0209*** (0,0062)	0,0203*** (0,0062)	0,0209*** (0,0062)
Catégories professionnelles (7)	Non	Non	Non	Non	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Non	Non	Non	Non	Non
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6626	6674	6626	6674	6626
Nombre total de firmes (n)					
R carré du modèle	0,6335	0,6366	0,6336	0,6366	0,6336
R carré ajusté	0,6324	0,6355	0,6325	0,6355	0,6324

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 16 avril 2009.

Notes : 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %

Tableau 7

Résultats des estimations quant aux déterminants des dépenses en formation structurée au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005 : est-ce que la productivité antérieure affecte les dépenses en formation ?

Variable dépendante :	Modèle 12	Modèle 13	Modèle 13.1	Modèle 13.2	Modèle 13.3	Modèle 13.4	Modèle 14	Modèle 14.1	Modèle 14.2	Modèle 14.3	Modèle 14.4
In (dépenses en formation structurée)											
	<i>MCO modèle inspiré de Frazis et al., 2000</i>	<i>MCO</i>	<i>MCO, option cluster^a</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1), RE</i>	<i>MCO</i>	<i>MCO, option cluster^a</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1), RE</i>
Variables explicatives											
In (nombre total d'employés)	1,0682*** (0,0208)	1,0394*** (0,0214)	1,0394*** (0,0361)	1,0741*** (0,0292)	1,0184*** (0,0644)	1,0775*** (0,0284)	1,0308*** (0,0213)	1,0308*** (0,0367)	1,0722*** (0,0292)	1,0188*** (0,0642)	1,0763*** (0,0284)
In (masse salariale/effectif total)	0,4905*** (0,0432)	0,3904*** (0,0439)	0,3904*** (0,0748)	0,3424*** (0,0437)	0,2607*** (0,0537)	0,3720*** (0,0422)	0,4261*** (0,0432)	0,4261*** (0,0747)	0,3495*** (0,0436)	0,2644*** (0,0537)	0,3784*** (0,0421)
In Productivité (valeur ajoutée/effectif total) t-1	0,0805*** (0,0227)	0,0407* (0,0223)	0,0407 (0,0345)	0,0693* (0,0224)	0,0419 (0,0261)	0,0659*** (0,0220)	0,0474** (0,0225)	0,0474 (0,0352)	0,0716*** (0,0224)	0,0394 (0,0261)	0,0684*** (0,0220)
In (investissements en capital physique/effectif total)	0,2479*** (0,0319)	0,1992*** (0,0319)	0,1992*** (0,0488)	0,1502*** (0,0365)	0,0911* (0,0501)	0,1610*** (0,0346)	0,2028*** (0,0320)	0,2028*** (0,0523)	0,1525*** (0,0363)	0,0977** (0,0497)	0,1638*** (0,0344)
Proportion d'employés à temps partiel (en %)	-0,0019* (0,0011)	0,0000 (0,0012)	0,0000 (0,0018)	-0,0014 (0,0013)	-0,0012 (0,0016)	-0,0003 (0,0012)	-0,0012 (0,0011)	-0,0012 (0,0018)	-0,0024* (0,0012)	-0,0015 (0,0016)	-0,0013 (0,0012)
Présence d'employés contractuels	0,0858** (0,0385)	0,0514 (0,0377)	0,0514 (0,0511)	-0,0037 (0,0310)	-0,0216 (0,0328)	-0,0197 (0,0293)	0,0599 (0,0378)	0,0599 (0,0513)	-0,0049 (0,0310)	-0,0225 (0,0327)	-0,0212 (0,0292)
Taux de roulement total (en %)	-0,0001 (0,0003)										
Proportion des nouvelles embauches (en %)		0,0000 (0,0003)	0,0000 (0,0005)	0,0004 (0,0003)	0,0007** (0,0004)	0,0004 (0,0003)	0,0000 (0,0003)	0,0000 (0,0005)	0,0004 (0,0004)	0,0007** (0,0004)	0,0004 (0,0003)
Proportion des employés utilisant un ordinateur (en %)		0,0061*** (0,0006)	0,0061*** (0,0009)	0,0061*** (0,0006)	0,0007 (0,0007)	0,0025*** (0,0006)	0,0068*** (0,0006)	0,0068*** (0,0009)	0,0030*** (0,0006)	0,0008 (0,0007)	0,0027*** (0,0006)
Pratiques de gestion (0 à 11)	0,0387*** (0,0106)	0,0139 (0,0106)	0,0139 (0,0119)	0,0169** (0,0077)	0,0181** (0,0079)	0,0163** (0,0067)					
Pratiques de rémunération (0 à 5)							-0,0418** (0,0190)	-0,0418** (0,0199)	0,0192 (0,0135)	0,0279** (0,0137)	0,0224* (0,0118)
Pratiques de GRH (0 à 6)							0,0545*** (0,0156)	0,0545*** (0,0173)	0,0153 (0,0111)	0,0096 (0,0113)	0,0121 (0,0097)
Pratiques innovatrices (0 à 6)		0,0383*** (0,0098)	0,0383*** (0,0128)	0,0341*** (0,0076)	0,0342*** (0,0079)	0,0286*** (0,0072)	0,0400*** (0,0098)	0,0400*** (0,0129)	0,0349*** (0,0076)	0,0349*** (0,0079)	0,0292*** (0,0072)
Présence d'un syndicat	0,1021*** (0,0395)	0,1713*** (0,0395)	0,1713*** (0,0698)	0,0761 (0,0523)	-0,0561 (0,0740)	0,0569 (0,0496)	0,1510*** (0,0391)	0,1510*** (0,0692)	0,0565 (0,0516)	-0,0724 (0,0725)	0,0401 (0,0491)
Présence d'un service de ressources humaines		0,2394*** (0,0553)	0,2394*** (0,0614)	-0,0013 (0,0390)	-0,0558 (0,0396)	0,0208 (0,0331)	0,2437*** (0,0557)	0,2437*** (0,0616)	-0,0031 (0,0390)	-0,0521 (0,0395)	0,0184 (0,0329)

Financement au niveau provincial (=1 ou 0 autrement)		0,4124*** (0,0617)	0,4124*** (0,0757)	0,1219** (0,0503)	0,0438 (0,0529)	0,1166** (0,0484)					
Catégories professionnelles (7)	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	4533	4533	4533	4533	4533	4533	4533	4533	4533	4533	4533
Nombre total de firmes (n)			1076 ^a	1076	1076	1076		1076 ^a	1076	1076	1076
R carré du modèle	0,5991	0,6222	0,6222	0,6869 ^b	0,0966 ^c	0,6097	0,6150	0,6150	0,6817 ^b	0,0943 ^c	0,6043
R carré ajusté	0,5967	0,6191				0,6867 ^b	0,6123				0,6813 ^b

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 16 avril 2009 (modèles 12), du 26 janvier 2010 (modèle 13) et du 12 février 2010 (modèles 14).

Notes : 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 % 2. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 8
Résultats des estimations quant aux déterminants des dépenses en formation structurée au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005 : Caractéristiques organisationnelles seulement

Variable dépendante :	Modèle 15	Modèle 15.1	Modèle 15.2	Modèle 15.3	Modèle 16	Modèle 16.1	Modèle 16.2	Modèle 16.3
In (dépenses en formation structurée)	<i>MCO, option cluster^a</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1), RE</i>	<i>MCO, option cluster^a</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1), RE</i>
Variables explicatives								
In (nombre total d'employés)	1,0943*** (0,0288)	1,0948*** (0,0243)	0,9647*** (0,0510)	1,0985*** (0,0240)	1,0863*** (0,0286)	1,0916*** (0,0242)	0,9610*** (0,0510)	1,0966*** (0,0239)
In (masse salariale/effectif total)	0,4915*** (0,0587)	0,4007*** (0,0364)	0,2568*** (0,0460)	0,4174*** (0,0359)	0,4935*** (0,0578)	0,4036*** (0,0363)	0,2580*** (0,0460)	0,4195*** (0,0359)
In (investissements en capital physique/effectif total)	0,1547*** (0,0331)	0,1415*** (0,0255)	0,1383*** (0,0362)	0,1600*** (0,0250)	0,1535*** (0,0328)	0,1404*** (0,0254)	0,1373*** (0,0362)	0,1592*** (0,0249)
Taux de roulement total (en %)	0,0004** (0,0002)	0,0007*** (0,0001)	0,0007*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)	0,0004** (0,0002)	0,0007*** (0,0001)	0,0007*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)
Proportion des employés utilisant un ordinateur (en %)	0,0069*** (0,0008)	0,0030*** (0,0005)	0,0004 (0,0006)	0,0028*** (0,0005)	0,0070*** (0,0008)	0,0031*** (0,0005)	0,0004 (0,0006)	0,0028*** (0,0005)
Pratiques de gestion (0 à 11)	0,0309*** (0,0105)	0,0213*** (0,0069)	0,0160** (0,0072)	0,0198*** (0,0057)	0,0330*** (0,0104)	0,0218*** (0,0070)	0,0162** (0,0071)	0,0200*** (0,0057)
Pratiques innovatrices (0 à 6)	0,0413*** (0,0115)	0,0318*** (0,0071)	0,0294*** (0,0074)	0,0242*** (0,0065)	0,0392*** (0,0114)	0,0316*** (0,0071)	0,0294*** (0,0074)	0,0242*** (0,0065)
Financement au niveau provincial (=1 ou 0 autrement)					0,4583*** (0,0698)	0,1792*** (0,0480)	0,1031** (0,0503)	0,1320*** (0,0446)
Catégories professionnelles (7)	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6140	6140	6140	6140	6140	6140	6140	6140
Nombre total de firmes (n)	1276 ^a	1276	1276	1276	1276 ^a	1276	1276	1276
R carré du modèle	0,6262	0,7152 ^b	0,0886 ^c	0,6195	0,6303	0,7181 ^b	0,0894 ^c	0,6216
R carré ajusté				0,7149 ^b				0,7171 ^b

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 16 avril 2009 (modèles15) et du 26 janvier 2010 (modèle 16).

Notes :

1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 % 2. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes.

Tableau 9

Résultats des estimations quant aux déterminants des dépenses en formation structurée au sein des entreprises au Canada de 1999 à 2005 : Caractéristiques organisationnelles seulement (avec proportion de nouvelles embauches)

Variable dépendante :	Modèle 17	Modèle 17.1	Modèle 17.2	Modèle 17.3	Modèle 18	Modèle 18.1	Modèle 18.2	Modèle 18.3
In (dépenses en formation structurée)								
	<i>MCO, option cluster^a</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1), RE</i>	<i>MCO, option cluster^a</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>AR(1), RE</i>
Variables explicatives								
In (nombre total d'employés)	1,0938*** (0,0287)	1,0926*** (0,0243)	0,9572*** (0,0510)	1,0969*** (0,0240)	1,0301*** (0,0302)	1,0774*** (0,0248)	0,9573*** (0,0510)	1,0843*** (0,0245)
In (masse salariale/effectif total)	0,4895*** (0,0587)	0,3992*** (0,0365)	0,2560*** (0,0460)	0,4163*** (0,0359)	0,4829*** (0,0576)	0,4019*** (0,0363)	0,2579*** (0,0460)	0,4166*** (0,0359)
In (investissements en capital physique/effectif total)	0,1518*** (0,0335)	0,1362*** (0,0256)	0,1301*** (0,0364)	0,1557*** (0,0251)	0,1348*** (0,0331)	0,1337*** (0,0255)	0,1300*** (0,0364)	0,1520*** (0,0251)
Proportion des nouvelles embauches (en %)	0,0006* (0,0003)	0,0009*** (0,0002)	0,0009*** (0,0002)	0,0008*** (0,0002)	0,0006** (0,0003)	0,0009*** (0,0002)	0,0009*** (0,0002)	0,0008*** (0,0002)
Proportion des employés utilisant un ordinateur (en %)	0,0069*** (0,0008)	0,0031*** (0,0005)	0,0004 (0,0006)	0,0028*** (0,0005)	0,0072*** (0,0008)	0,0033*** (0,0005)	0,0004 (0,0006)	0,0030*** (0,0005)
Pratiques de gestion (0 à 11)	0,0310*** (0,0105)	0,0214*** (0,0070)	0,0161** (0,0072)	0,0199*** (0,0057)				
Pratiques de rémunération (0 à 5) ^d					-0,0236 (0,0176)	0,0077 (0,0127)	0,0117 (0,0130)	0,0215** (0,0106)
Pratiques de GRH (0 à 6) ^d					0,0570*** (0,0143)	0,0293*** (0,0100)	0,0221** (0,0102)	0,0162* (0,0084)
Pratiques innovatrices (0 à 2)	0,0414*** (0,0115)	0,0319*** (0,0071)	0,0295*** (0,0074)	0,0243*** (0,0065)	0,0390*** (0,0112)	0,0318*** (0,0071)	0,0294*** (0,0074)	0,0243*** (0,0065)
Présence d'un syndicat					0,1712*** (0,0615)	0,0812* (0,0489)	-0,0939 (0,0724)	0,0622 (0,0458)
Présence d'un service de ressources humaines					0,2715*** (0,0538)	0,0325 (0,0369)	-0,0350 (0,0375)	0,0367 (0,0297)
Financement au niveau provincial (=1 ou 0 autrement)					0,4366*** (0,0699)	0,1827*** (0,0481)	0,1046** (0,0504)	0,1331*** (0,0446)
Catégories professionnelles (7)	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Secteurs d'activités (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années dichotomiques (7)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre total d'observations (N)	6140	6140	6140	6140	6140	6140	6140	6140
Nombre total de firmes (n)	1276 ^a	1276	1276	1276	1276 ^a	1276	1276	1276
R carré du modèle	0,6262	0,7156 ^b	0,0876 ^c	0,6195	0,6347	0,7211 ^b	0,0889 ^c	0,6231
R carré ajusté				0,7152 ^b				0,7192 ^b

Source : EMTE 1999-2005, calculs de l'auteur, en date du 26 janvier 2010.

Notes : 1. Écarts types robustes entre parenthèses. *** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 % 2. ^b représente le R carré between (variabilité inter-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets aléatoires et ^c représente le R carré within (variabilité intra-individuelle de la VD expliquée par celles des VI) dans le modèle avec les effets fixes. 3. ^d Pour le modèle 18 : Le regroupement des pratiques de rémunération et organisationnelles (sur une échelle additive de 0 à 11) ne modifient pas les résultats des estimations. Ces estimations sont disponibles sur demande (en date du 12 février 2010).

Annexe V– Recension des études empiriques

Tableau 10 Résumé des études transversales des déterminants de la formation						
ÉTUDES TRANSVERSALES						
Auteurs Année Pays	Données utilisées ¹⁴¹	VD et VI	Méthodologie Estimateurs utilisés	Biais techniques	Principaux résultats	Élasticité des variables d'intérêt
Addison, J.T. et C.R. Belfield (2008) Grande- Bretagne	Les données utilisées sont issues du Workplace Employee Relations Survey de 1998 et du Workplace Employment Relations Survey de 2004. Utilisation de données liées (employeurs-employés). n= 2191 établissements comptant au moins 10 employés (WERS98) et 2295 établissements comptant au moins 5 employés (WERS04).	<u>VD</u> <u>Incidence</u> : Probabilité d'offrir de la formation à plus de 0 % des travailleurs (= 1, 0 % = 0 autrement). <u>Intensité</u> : proportion d'employés ayant reçu de la formation formelle au cours des 12 derniers mois. <u>Durée</u> : Interaction entre le nombre de jours de formation et la proportion d'employés formés. <u>VI</u> Présence syndicale, table de négociation, table concertée, un seul syndicat, expérience requise pour l'emploi (mois), sécurité d'emploi, cibles de formation, âge de l'établissement, propriétaire britannique, firme unique, femmes (%), temps partiel (%), employés manuels (%), ratio capital/travail, taille de l'entreprise, concurrence sur le marché, équipes de travail, cercles de qualité, groupe de consultation, accès à l'information, participation financière, industrie (8).	Les estimations ont été réalisées à l'aide du Probit (incidence de la formation) et du Tobit (intensité et durée de la formation).	√ Biais d'aggrégation	Les résultats montrent que la présence syndicale a un effet positif sur l'offre de formation avec les données au niveau des individus plutôt qu'au niveau des données des établissements. Par ailleurs, les résultats diffèrent de la littérature antérieure sur plusieurs points : 1) l'absence dans l'ensemble des estimations de l'effet simple de la présence syndicale sur l'incidence, la durée et l'intensité de la formation; 2) L'interaction entre la formation et la table de négociation (proxy de la présence syndicale) a un effet sur l'incidence de la formation (log heures payées). Les résultats pour les emplacements montrent que l'expérience antérieure (mois), les cibles de formation et la sécurité d'emploi ont un impact positif sur l'incidence, l'intensité et la durée de la formation.	Interaction entre la formation et la présence syndicale augmente la probabilité d'avoir de la formation (0,03). Une table de négociation concertée augmente la durée de la formation (0,69), un syndicat seul réduit la durée (-0,47) tandis que la présence d'une table de négociation augmente la durée des formations (0,70). Expérience requise pour occuper l'emploi a un effet positif sur l'ensemble des VD : Probabilité d'offrir de la formation (0,39 plus de chance), Intensité (13,86) et Durée (1,20).
Almeida-Santos, F. et K.A. Mumford (2004) Australie	Données issues du Australian Workplace Industrial Relations Survey de 1995. Enquête liée (employeurs-employés)	<u>VD</u> Probabilité que l'employé reçoive de la formation (à l'embauche et en cours d'emploi). <u>VI</u>	Modèle de Acemoglu et Pischke sur la probabilité de former un travailleur dans un emplacement.	√ Hétérogénéité individuelle non observée Par ailleurs, la présence de biais	<u>Caractéristiques individuelles</u> Il existe une relation significative et négative entre l'âge (ancienneté) des employés et la probabilité de recevoir de la formation. Les auteurs ont trouvé peu d'évidences sur la relation entre les	Une augmentation du taux de démission est associée à 3,5 % moins de chances qu'un employé reçoive de la formation.

¹⁴¹ Les études qui utilisent des données au niveau de la firme seront identifiées en **caractère gras (auteur, année, pays)**.

	n =1494 établissements et 13991 observations.	<p>Habilités (deux niveaux faible et élevé); les habiletés sont aussi complémentaires avec la formation reçue; taux de roulement volontaire; force de négociation (membre d'un syndicat, densité syndicale); conditions du marché (récession, croissance, etc.); coûts de la formation; offres salariales extérieures à la firme; compression des salaires et autres caractéristiques de l'organisation.</p> <p>La production marginale du travailleur est fonction des habiletés et des compétences acquises, via la formation, et devrait être croissante, différenciée et concave. La firme a aussi intérêt à offrir de la formation générale, tant qu'elle est complémentaire à la formation spécifique.</p>	Probit	sur les résultats a un faible impact compte tenu des variables explicatives ajoutées au modèle	<p>habiletés et l'offre de formation. La formation offerte est aussi liée fortement et négativement aux qualifications professionnelles déjà acquises. De plus, il n'y a pas de différence significative dans la probabilité de recevoir de la formation selon le sexe, l'origine ethnique ou la situation parentale.</p> <p><u>Caractéristiques organisationnelles</u> Le taux de roulement volontaire est faiblement significatif et négatif. Les équipes de travail ont un effet positif sur la probabilité de recevoir de la formation, tout comme la présence d'un service de ressources humaines. Par ailleurs, les entreprises de grandes tailles offrent moins de formation tout comme celles qui reconnaissent la présence d'un syndicat.</p>	<p>Une augmentation du nombre d'employés est associée à 4,3 % moins de chances de recevoir de la formation.</p> <p>La présence d'un service de ressources humaines augmente la probabilité de recevoir de la formation de 2,18 %.</p>
Belzil, C. et J. Hansen (2006) Canada	<p>Les données sont issues deux enquêtes statistiques : l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (NLSY) principalement de la cohorte de 1979 (de 1979 à 1994) et l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 1999.</p> <p>n = 19 222 individus (EMTE) et 667 individus (NLSY)</p>	<p><u>VD</u> 1) Formation sur le lieu de travail (si l'employé a reçu de la formation au cours des 12 derniers mois =1, 0 autrement); 2) Formation financée par l'employeur au cours des 12 derniers mois (=1, 0 autrement); 3) Formation à l'extérieur du lieu de travail (si l'employé a reçu de la formation au cours des 12 derniers mois, 0 autrement); 4) Si l'employé a reçu de la formation, peu importe le type, au cours des 12 derniers mois (=1, 0 autrement).</p> <p><u>VI</u> 1) <u>Caractéristiques individuelles</u> : âge, sexe, niveau d'éducation, salaire, profession, enfants, statut d'immigrant, membre d'un syndicat (couvert par une convention collective). 2) <u>Caractéristiques de l'entreprise</u> : nombre d'employés, employés temps</p>	Régression non paramétrique MCO (moindres carrés ordinaires), régression logistique;	√ Hétérogénéité non observée	<p>Les résultats obtenus à partir de l'EMTE montrent que l'incidence de la formation est plus forte dans les industries à coefficient élevé de compétences. Les secteurs des communications et de la finance et des assurances offrent davantage de formation. L'effet de la taille sur la formation : les entreprises de grande taille (500 employés et plus) forment davantage. Les entreprises qui ont augmenté leurs profits de 2000 à 2001 ont offert davantage de formation en 2001 comparativement aux autres entreprises. La formation financée par l'employeur est davantage présente dans les entreprises de grande taille et dans les entreprises qui ont augmenté leurs profits. Relation positive entre le niveau de compétences et l'offre de formation. Il y a une association positive entre la formation, la performance en milieu de travail et l'utilisation de la technologie. Les employés qui utilisent de la technologie reçoivent davantage de</p>	<p>Le fait d'utiliser de la technologie augmente la probabilité de 0,107 de recevoir de la formation OJT. Les entreprises de 500 employés et plus ont 0,056 plus de chances d'offrir de la OJT. Le fait d'être membre d'un syndicat (couvert par une convention collective) diminue de 0,014 les chances de recevoir de la formation structurée OJT. Le secteur des communications et celui de la finance et des assurances offrent davantage de formation : 0,113 et 0,107.</p>

		plein (%), employés utilisant de la technologie (%), performance (changement dans la main-d'œuvre, masse salariale, profits), industries.			formation que les autres employés.	
Chaykowski, R. et G. Slotsve (2006) Canada	EMTE 1999-2002 réalisée par Statistique Canada Les estimations ont été réalisées sur les données transversales liées (employeurs-employés) de 2002 et le portrait descriptif sur les données de 1999 à 2002. L'échantillon final a été restreint aux organisations à but lucratif ayant complété un exercice financier, représentant 4118 organisations.	<u>VD</u> <u>Mesure de l'incidence :</u> Décisions de formation structurée (si l'établissement offre de la formation structurée =1, 0 autrement) Décisions de formation informelle (si l'établissement offre de la formation informelle =1, 0 autrement) <u>Mesure de l'intensité :</u> Logarithme des dépenses en formation/employé <u>VI</u> Taille de l'établissement, industries (14) occupations, innovation, taux de roulement, compétitivité (provenance et intensité), variables institutionnelles (proportion d'établissements couverts par une convention collective, présence d'une unité de ressources humaines, pratiques innovatrices (Conception flexible des tâches, équipes de résolution de problèmes, groupes de travail autonomes, coités mixtes patronaux-syndicaux, innovation), investissement étranger, établissements multiples, stratégies d'affaires	Les auteurs ont estimé trois modèles de décisions de la formation selon que l'employeur voit les décisions de formation structurée et les décisions de formation informelle comme distinctes (modèle 1), non corrélées mais simultanées (modèle 2) ou corrélées et simultanées (modèle 3). Les auteurs ont également réalisé le calcul de effets marginaux pour faciliter l'interprétation des modèles probit et probit bivarié. Modèles d'intensité (INT) et d'incidence (INC) Pour estimer le modèle 1, utilisation de probit (INC) et d'un modèle de sélection (INT). Pour le modèle 2, les estimations ont été réalisées à l'aide du Probit bivarié avec absence de corrélation (INC), et d'un modèle de sélection bivarié avec absence de corrélation entre les équations de décisions (INT). Le modèle 3 a été estimé par le biais du modèle probit bivarié avec présence de corrélations (INC), et d'un modèle de sélection bivarié avec présence de corrélations entre les équations de décisions (INT).	n/a	L'absence de distinction entre les décisions relatives au type de formation cache des différences importantes. Les entreprises de grande taille sont plus susceptibles d'offrir de la formation structurée. Les résultats montrent que la probabilité d'offrir de la formation (structurée ou informelle) augmente avec l'utilisation de pratiques innovatrices (complémentaires). Les pratiques d'innovation au niveau du processus de production ou au niveau des produits et services augmentent la quantité de formation. De plus, la compétitivité (autre que locale) peut avoir un impact positif sur l'offre de formation structurée. La compétitivité internationale a un impact positif que la proportion d'employés formés. Un taux de roulement élevé augmente la probabilité de la formation. Enfin, les entreprises de certains secteurs d'activités (finance et assurance, services aux entreprises, communications et services publics) sont plus susceptibles d'offrir de la formation structurée	L'offre de formation structurée (probit bivarié) augmente en fonction de la taille (0,24). La probabilité d'offrir de la formation structurée (probit bivarié) est plus grande lorsque l'on introduit une innovation dans les procédés (0,78), lorsque l'entreprise diminue son effectif (0,51), plus la proportion d'actifs détenus à l'étranger est grande (0,01) et lorsque l'entreprise intègre des équipes de résolution de problèmes (0,80). Par ailleurs, l'offre de formation structurée (probit bivarié) est plus faible au Québec (-0,44) comparativement en Ontario.
Croce, G. et M. Tancioni (2007)	Les données sont issues du Isolex PLUS survey qui contient de l'information sur les caractéristiques	<u>VD</u> Probabilité de participer à des activités de formation (=1, ou 0 autrement).	Les estimations sont réalisées à l'aide d'un modèle probit univarié et bivarié.	n/a	Les résultats montrent que la probabilité de participer à des activités de formation dépend autant de caractéristiques individuelles qu'organisationnelles. À ce titre, les femmes demandent plus de	La probabilité de participer à des activités de formation est plus réduite pour les femmes (-0,012) ainsi que pour les employés à temps partiels

Italie	individuelles de 40 386 individus quant à leur participation sur le marché du travail. n= 12050 individus	<u>VI</u> Âge de l'employé, ancienneté, taille de l'entreprise, sexe, si l'employé est le chef de famille, personnes à charge, région de résidence, niveau d'éducation, secteur d'activités de la firme, durée des contrats de travail (temporaire, permanent), temps partiel, temps plein, niveau hiérarchique.			formation que leurs collègues masculins mais ont moins de chances de participer à des activités de formation parrainées par l'employeur. Les employés temporaires ont aussi moins de chance de participer à des activités de formation bien qu'ils puissent faire des demandes à leurs employeurs.	(-0,114).
Forrier, A. et L. Sels (2003) Belgique	Les données sont issues du projet de recherche <i>Training Policy in Flemish Companies : Determinant Factors and Bottlenecks</i> . L'enquête a été réalisée en Belgique en 1999 auprès de 4 secteurs : alimentation, ventes et technologie. n = 223 entreprises avec plus de 40 employés.	<u>VD</u> Investissement en formation : pourcentage de la masse salariale totale (coûts totaux liés au travail). <u>VI</u> Nombre de départs volontaires (%), Nombre de départs involontaires (%) à l'initiative de l'employeur, Nombre de nouveaux employés (%), Nombre d'employés à contrat déterminé (%), moyenne d'heures travaillées par les employés d'agence, marché de travail interne (échelle composée de 3 items : favoriser recrutement interne plutôt qu'à l'externe, les candidats pour les postes de gestion proviennent de l'interne, préférence de recrutement à l'externe pour les postes de niveau inférieur), taille, secteurs d'activités.	Échelle de fiabilité avec alpha de Cronbach pour le marché de travail interne; corrélation de Pearson, modèles estimés de régression à l'aide des MCO et du cluster analysis pour vérifier l'effet de mouvements (croissance, décroissance au sein des entreprises).	n/a	Les résultats montrent que les nouveaux employés ont un effet positif et significatif sur les investissements en formation. Les départs volontaires ont aussi un effet positif et significatif sur les investissements en formation tandis que les départs à l'initiative de l'employeur n'ont pas d'effet sur les investissements en formation. Par ailleurs, l'hypothèse à l'effet qu'un marché de travail interne fort est associé à des investissements en formation plus élevés n'est pas confirmée.	La proportion de nouvelles embauches augmente le pourcentage des investissements en formation : élasticité de 4,47. Le pourcentage des départs volontaires augmente le pourcentage des investissements en formation : 0,07.
Fortin, N. et D. Parent (2006) Canada États-Unis	Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA 1994). n = 1993 observations (États-Unis) et 2671 observations (Canada)	<u>VD</u> <u>Incidence</u> : Probabilité d'offrir de la formation (=1 ou 0 autrement), Probabilité que l'employeur parraine de la formation (=1 ou 0 autrement). <u>Intensité</u> : Nombre total d'heures annuellement/employé <u>VI</u> Nationalité (canadienne, américaine), ethnique, canadien français, canadien anglais, autres canadiens, américains blancs, afro-américains, langue seconde, statut d'immigrant,	Les estimations sont réalisées à l'aide des modèles probit (incidence de la formation) et tobit (intensité de la formation)	✓ Hétérogénéité non observée ✓ Biais de sélection possible	Les résultats montrent que les différences entre le Canada et les États-Unis s'expliquent davantage par des facteurs liés à l'origine ethnique, à la langue et au sexe. Les résultats montrent que la fréquence et l'intensité de la formation sont moins élevées chez les Canadiens français que chez les Canadiens anglais. Les résultats montrent aussi de grandes différences entre les deux pays quant aux effets des mesures de littératie sur la formation.	Les entreprises de grande taille (500 employés et plus) offrent davantage de formation sur le lieu de travail (0,18) et offrent davantage de formation (0,16 à 0,21) selon les estimations. Les employés à temps partiels reçoivent moins de formation financée par l'employeur (-0,07 à -0,11) selon les estimations. Plus les employés sont scolarisés

		sexe, temps partiels, niveau de scolarité, littératie et habileté arithmétique, âge, taille de l'entreprise, industries et occupations.			Les effets de l'éducation, l'âge et la taille des entreprises sont de sens opposé pour les deux pays quant à l'incidence et à l'intensité de la formation. <u>Implications pour les politiques publiques:</u> Les résultats montrent l'écart de formation entre le Québec, le Nouveau-Brunswick, le Manitoba, et les autres provinces.	(grade universitaire) plus l'offre de formation est élevée (0,28).
Frazis, H., M. Gittleman et M. Joyce (2000) États-Unis	Le Survey of Employer Provided Training (SEPT95) de 1995 a été mené par le Bureau of Labor Statistics, permettant d'obtenir de l'information concernant les entreprises de 50 employés et plus au sujet de l'intensité et de l'incidence de la formation du point des employeurs et de leurs employés. n = 1062 organisations ont complété un questionnaire ainsi que 1073 employés.	<u>Modèle 1 : Incidence de la formation VD (2)</u> Probabilité d'offrir de la formation (point de vue de l'employeur) et probabilité de recevoir de la formation (point de vue de l'employé) <u>VI</u> Au niveau des caractéristiques de l'employeur : logarithme du nombre total d'emplois, logarithme des salaires, logarithme de la taille, proportion d'employés à temps partiel, présence syndicale, proportion de contractuels, taux de roulement, taux de croissance, bénéfices, nombre de pratiques organisationnelles, industries. Au niveau des caractéristiques des employés : origine ethnique, sexe, niveau d'étude complété, statut marital, âge, ancienneté, travail à temps partiel, occupations. <u>Modèle 2 : Intensité de la formation VD (2)</u> Nombre d'heures de formation formelle et dépenses en formation <u>VI</u> : utilisation des VI du modèle 1.	<u>Modèle 1</u> Probit <u>Modèle 2</u> Estimations réalisées à l'aide de régression avec MCO pour vérifier l'impact des caractéristiques organisationnelle et individuelles sur les dépenses et le nombre d'heures de formation.	n/a	Pour le modèle de l'incidence de la formation, il a été démontré que les milieux de travail innovateurs sont plus susceptibles d'offrir de la formation formelle, et leurs employés ont plus de chances de recevoir de la formation formelle. La probabilité d'offrir de la formation augmente aussi en fonction de la taille de l'organisation. De plus, la présence du syndicat dans l'organisation réduit la autant la probabilité de recevoir que d'offrir de la formation. La présence de travailleurs contractuels est liée positivement à la probabilité de recevoir de la formation. Le taux de roulement est associé négativement avec la probabilité de recevoir de la formation, mais n'a pas d'impact significatif sur l'offre de formation par l'employeur. Le niveau d'éducation est aussi lié positivement à la probabilité de recevoir de la formation. Pour le modèle de l'intensité de la formation, les heures de formation sont liées positivement aux bénéfices ainsi qu'un nombre de pratiques organisationnelles. Les résultats suggèrent aussi que la présence du syndicat au sein de l'organisation réduit les heures de formation formelle. Il semble aussi que la relation entre la taille de l'organisation et la formation soit plutôt indirecte. Pour ce qui est des dépenses en formation, des bénéfices élevés et de nombreuses pratiques organisationnelles sont associés à des	La taille de l'entreprise augmente les dépenses en formation (18,7), tandis que plus la proportion d'employés à temps partiels est importante, plus les dépenses en formation sont faibles (-15,2). Un taux de p roulement élevé diminue les dépenses en formation (-111,3). La présence syndicale réduite aussi les dépenses en formation (-135,0).

					dépenses en formation élevées. La présence du syndicat a aussi une relation négative avec les dépenses en formation.	
Green, F., S. Machin et D. Wilkinson (1999) Grande-Bretagne	Les données sont issues de deux sources. La première source de données Employers' Manpower and Skills Practices Survey de 1990 permet d'obtenir des informations sur les pratiques de formation, de recrutement et les besoins en compétences. La deuxième source de données est le Quarterly Labour Force Survey de 1993. n = 1693 établissements britanniques issus du EMSPS et 60 000 répondants de QLFS.	<u>VD</u> Incidence : Probabilité d'offrir ou de recevoir de la formation (=1, 0 autrement) en tenant compte de l'effet de la syndicalisation (comparaison syndiqué/ non-syndiqué). Intensité : nombre de jours de formation reçus pendant la dernière année, durant la dernière semaine et heures de formation reçus (comparaison syndiqué/ non-syndiqué). <u>VI</u> Reconnaissance du syndicat, employés manuels (%), Secteur public, femmes (%), temps partiels (%), minorités (%), besoins de compétences au sein de l'entreprise, moins de cinq concurrents, établissement avec un seul site, taille de l'entreprise, industries, régions	Estimations réalisées à l'aide d'un modèle Probit (incidence) et du Tobit (intensité). Utilisation du ratio de Mills.	√ Hétérogénéité non observée √ Endogénéité possible (mais contrôlée par l'utilisation de variables de contrôle).	Les établissements syndiqués offrent davantage de formation que les établissements non syndiqués. Les travailleurs manuels employés dans les établissements syndiqués reçoivent plus d'heures de formation dans la semaine précédant l'enquête que les autres travailleurs. La taille de l'entreprise a un effet positif sur l'incidence de formation (probabilité d'offrir de la formation), mais n'a pas d'effet significatif sur l'intensité de la formation (jours ou heures). Il n'y a pas d'évidence empirique qui montre que l'ajout de la présence syndicale affecte négativement l'offre de formation. L'interaction entre la présence syndicale et les autres caractéristiques (engagement et comité consultatif) est considérée comme un mécanisme de représentation des employés ce qui influence positivement l'intensité et l'incidence de la formation.	Les emplacements syndiqués offre environ 0,9 jours de formation de plus que les emplacements non syndiqués au cours de l'année qui a précédé l'enquête. Dans les établissements syndiqués, les employés manuels reçoivent 0,17 heures de formation de plus par semaine et les employés non manuels 0,34 heures de formation de plus par semaine comparativement aux employés dans les établissements non syndiqués.
Hansson, B. (2003) Méta-analyse Europe (Grande-Bretagne, France, Allemagne, Suisse, Espagne)	Les données sont issues du Cranet Survey, enquête indépendante sur les pratiques et les politiques de GRH, pour l'année 1999 auprès de 8487 entreprises issues de 26 pays. n = 3688 entreprises ont répondu à la question de l'intensité de la formation et 4726 entreprises à la question de l'incidence.	<u>VD</u> Intensité : Pourcentage de la masse salariale retenu pour la formation. Incidence : Pourcentage d'employés formés au cours de la dernière année. <u>VI</u> Politique de formation (=1 si politique écrite, 0 autrement), analyse des besoins de formation (=1, 0 autrement), marché de travail interne (postes vacants), proportion d'employés syndiqués (%), employés manuels (%), employés âgés de 45 ans et plus (%), Gradués (%), taille (nombre de personnes), innovation	Les estimations sont réalisées à l'aide des MCO.	√ Correction pour la variance hétérogène (test de White).	Les résultats montrent que l'offre de formation au sein des entreprises est largement déterminée par les facteurs spécifiques à l'entreprise tels que les pratiques de GRH. Le taux de roulement ne semble pas être un facteur déterminant dans l'offre de formation au niveau national. Les bénéfices de la formation semblent plus grands que les coûts du roulement des employés. Les facteurs qui déterminent l'intensité et l'incidence de la formation sont : l'analyse des besoins de formation (+) et si l'entreprise favorise les promotions à l'interne (-). L'incidence de la formation est aussi influencée par les profits	L'effet d'une politique de formation sur le pourcentage d'employés formés : élasticité de 9,82. L'effet de la présence syndicale réduit le pourcentage de la masse salariale accordé à la formation et augmente le pourcentage d'employés formés : -0,12 et 0,81. Le taux de roulement n'a pas d'effet significatif sur le pourcentage de la masse salariale retenu pour la

		(très important =1, 0 autrement), profits (5 niveaux), performance de l'organisation par rapport au concurrence (top 10 en %), taux de roulement, industries (9).			antérieurs (+) et par une politique de formation écrite (+). L'intensité de la formation et l'incidence de la formation ne mesurent pas la même chose puisque les déterminants sont différents. Un des résultats les plus importants, c'est que la décision du nombre d'employés à former est associée avec les profits antérieurs, peu importe la décision du montant qui sera investi en formation. Le roulement de la main-d'œuvre est coûteux et la rétention des employés semble être la solution pour accroître le savoir au sein de l'entreprise et pour générer davantage de profits à partir des investissements en formation.	formation, ni sur le pourcentage d'employés formés. Mêmes conclusions pour la taille .
Leuven, E et H. Oosterbeek (1999) Canada États-Unis Pays-Bas Suisse	Les données sont issues du International Adult Literacy Survey (IALS). Analyse comparative : Canada et États-Unis; Pays-Bas et Suisse. n = 2000 à 4500 individus par pays.	<u>VD</u> <u>Participation à la formation</u> : (=1 pour participation, 0 autrement) <u>Intensité</u> : nombre de semaines de formation. <u>VI</u> Sexe, âge, niveau de scolarité, variables démographiques (origine ethnique, lieu de résidence), emploi temporaire, à contrat, temps plein, temps partiel, ancienneté. Industries (7), occupations (6)	Les estimations sont réalisées à l'aide d'un modèle probit et des MCO, tobit bivarié.	√ Biais de sélection possible	Les résultats des estimations (Probit et MCO) sont similaires à la littérature antérieure. Aux États-Unis et Pays-Bas les femmes participent moins à la formation que les hommes. Au Canada, en Suisse et aux États-Unis l'intensité de la formation des femmes est plus faible. Sauf pour la Suisse, les travailleurs à temps plein participent plus à la formation et sur de plus longues périodes que les employés à temps partiels. Les employés à contrat participent autant à la formation que les employés permanents, sauf que l'intensité diffère.	Pays-Bas et États-Unis, la probabilité de participer à la formation pour une femme est réduite respectivement de : - 0,26 et de -0,15. Pour le Canada, estimations non significatives. Pays-Bas, Suisse et États-Unis, les femmes reçoivent moins de semaine de formation que les hommes, respectivement de : -0,33, - 0,54 et de -0,30. Pour le Canada, estimations non significatives. Les employés à temps plein reçoivent plus de semaine de formation : Au Canada (0,55) et aux Pays-Bas (0,55). Estimations non significatives pour la Suisse et les États-Unis.
Lynch, L.M. et S. E. Black (1998)	Les données sont issues du EQW National Employers Survey de 1994.	<u>VD</u> <u>Incidence</u> : Probabilité d'offrir de la formation au sein de l'établissement (=1, 0 autrement). <u>Intensité</u> : Proportion d'employés	Les estimations sont réalisées à l'aide d'un modèle Logit (probabilité d'offrir de la formation) et Tobit (proportion d'employés formés).	n/a	Les résultats montrent que les programmes de formation formelle sont associés positivement à la taille de l'entreprise, la présence de pratiques haute performance (gestion de la qualité	Plus la proportion de femmes est élevée, plus le pourcentage d'employés formés est élevé dans le secteur manufacturier (0,002).

<p>États-Unis</p>	<p>L'enquête a été réalisée auprès d'établissements privés de plus de 20 employés. Sur échantillonnage d'établissements manufacturiers de plus de 100 employés.</p> <p>n = 2945 établissements dont 1621 secteur manufacturier et 1324 du secteur non manufacturier.</p>	<p>formés selon le secteur d'activités (manufacturier, non manufacturier).</p> <p><u>VI</u> <u>Caractéristiques de la firme :</u> Employés non gestionnaires (%), utilisation d'un ordinateur, taille de l'entreprise (4 catégories), établissements multiples, niveau d'emploi, industries (21), ratio capital travail, R&D. <u>Caractéristiques individuelles :</u> faible niveau de compétences, niveau d'éducation moyen, employés de moins de 1 an d'ancienneté (%), minorités (%), femmes (%), occupation (%), membre d'un syndicat. <u>Caractéristiques des pratiques :</u> benchmark, qualité totale, partage du temps de travail, rotation d'emploi (%), équipe de travail autonome (%), nombre de niveaux hiérarchiques, nombre d'employés/superviseur</p>			<p>totale), à la production intensive en capital et au niveau de scolarité des travailleurs.</p> <p>La proportion d'employés formés est plus élevée dans les établissements qui réalisent de grands investissements en capital physique ou qui ont adopté de nouvelles formes d'organisation du travail, particulièrement dans le secteur manufacturier.</p> <p>Les résultats suggèrent aussi que la formation parrainée par l'employeur est un complément plutôt qu'un substitut pour les investissements en capital physique et pour l'éducation.</p>	<p>L'utilisation de pratiques de gestion de la qualité totale augmente la probabilité d'offrir de la formation dans le secteur manufacturier de 0,62 à 1,28 fois selon le type de formation.</p> <p>Plus grande est la proportion d'employés qui utilisent un ordinateur, plus la probabilité d'offrir de la formation est élevée (0,01 à 0,003) selon le type de formation.</p> <p>L'utilisation de pratiques de R&D augmente le pourcentage d'employés formés dans le secteur non manufacturier (0,10).</p>
<p>Maximiano, S. et H. Oosterbeek (2006) Hollande</p>	<p>Les données sont issues du Monitor Postniveel Onderwijs Survey (Monitot Post-niveel Education) en 2005 auprès de 2828 individus âgés de 16 à 65 ans.</p> <p>n = 2828 individus</p>	<p><u>VD</u> Probabilité à offrir de la formation et participer à la formation, selon la bonne volonté de l'employeur et de l'employé (=1, 0 autrement).</p> <p><u>VI</u> Âge, sexe, enfants à charge, statut d'immigrant, années de scolarité, taille de l'entreprise, secteurs d'activités, emploi temporaire, ancienneté, heures de travail.</p>	<p>Les estimations sont réalisées à l'aide d'un modèle probit bivarié.</p>	<p>√ Hétérogénéité non observée</p>	<p><u>Les principaux résultats sont :</u> (1) le taux de formation plus faible des travailleurs âgés est dû principalement à la volonté des firmes d'offrir de la formation aux travailleurs âgés et non à la volonté des travailleurs de participer à des activités de formation. (2) Les travailleurs ayant un niveau de scolarité plus faible ont moins de chance de participer à des activités de formation ce qui est dû à leur faible volonté d'y participer. (3) Les différences dans les taux de formation entre les firmes de différentes tailles et dans des secteurs différents peuvent être expliquées d'un côté autant par le manque de volonté d'offrir de la formation du côté des firmes, que par la faible participation des travailleurs de l'autre. (4) Les faibles taux de formation des travailleurs temporaires et des employés</p>	<p>La probabilité d'offrir de la formation est plus élevée dans le secteur financier et des assurances (0,29).</p> <p>Plus la taille est élevée, plus la probabilité d'offrir de la formation est grande (0,01).</p> <p>Les employés temporaires ont moins de chance de recevoir de la formation (-0,24). Plus les employés sont scolarisés, plus les chances sont élevées de recevoir de la formation (0,06).</p>

					avec plusieurs années d'ancienneté peuvent être expliqués par la faible volonté de participer à des activités de formation.	
O'Connell, P.J. et D. Byrne (2009) Irlande	Les données sont issues du NCPP/ESRI Changing Workplace Survey réalisé par le Economic and Social Research Institute et le Irish National Centre for Partnership and Performance, au cours de la moitié de l'année 2003. n = 5200 employés	<u>VD</u> Probabilité de l'entreprise offre de la formation au cours des deux dernières années (=1 ou 0 autrement); Offre de formation générale versus offre de formation spécifique (=1, 0 autrement). <u>VI</u> Sexe, âge, niveau de scolarité, statut marital, contractuel, temps partiel, ancienneté, membre d'un syndicat, employé du secteur public, taille, réorganisation, introduction d'une nouvelle technologie Pratiques de haute performance (échelle additive): introduction de pratiques conciliation travail-famille, nouveau chef exécutif, participation, consultation, système de reconnaissance, politique d'emploi flexible.	Analyses de régression ont été réalisées à l'aide de Probit bivarié et de Probit multinomial. Alpha de Cronbach pour cohérence interne des échelles additives pour les pratiques de gestion haute performance.	√ Biais de sélection	<u>Pour les caractéristiques individuelles :</u> Les résultats montrent que les femmes sont moins portées à participer à des activités de formation. L'âge a aussi un effet. Les individus âgés de 25 à 39 ans sont plus susceptibles de recevoir de la formation, que ceux de moins de 25 ans. Le niveau de scolarité influence aussi la probabilité de recevoir de la formation : plus le niveau de scolarité est élevé, plus la probabilité est grande. Les employés qui sont mariés ou en couple, sont aussi plus susceptibles de recevoir de la formation. <u>Pour les caractéristiques de la firme :</u> Les employés plus âgés sont moins susceptibles de recevoir de la formation. Les employés temporaires ont aussi moins de chances de recevoir de la formation que les employés permanents, tout comme les employés à temps partiels. Les employés syndiqués ont plus de chances d'être formés. Par ailleurs, l'inclusion des caractéristiques de l'entreprise dans le modèle, élimine les différences au niveau de sexe quant à la participation dans les activités de formation. Les employés qui travaillent dans des entreprises de grande taille, ont plus d'opportunités de formation. <u>Pour les pratiques de gestion haute performance :</u> les entreprises qui ont inclus des nouvelles pratiques dans les deux dernières années (ex. technologie, politiques conciliation travail-famille, systèmes de rémunération de la performance, consultation) sont toutes associées à une augmentation de la probabilité d'offrir de la formation.	La probabilité que l'entreprise offre de la formation augmente lorsque l'on introduit de nouvelles technologies (0,20), lorsqu'il y a un système de rémunération de la performance (0,15), lorsqu'il y a plus de 100 employés (0,30). Par ailleurs, l'offre de formation est réduite pour les femmes (-0,09) et pour les employés à temps partiels (-0,13). Ces caractéristiques ne sont plus significatives lorsque l'on prend en compte les caractéristiques de la firme. L'offre de formation générale augmente davantage lorsque l'on intègre des pratiques liées à la participation des employés (0,18), à la consultation (0,40) et au système de rémunération de la performance (0,27).

<p>Schöne, P. (2006) Norvège</p>	<p>Les données proviennent d'une enquête transversale liée (employeurs-employés) de 1997 à 2003. L'échantillon est composé d'établissements privés et publics de plus de 10 employés.</p> <p>n = 2058 à 1852 observations (emplacements) selon les estimations réalisées.</p> <p>Les données de 2003 sont retenues pour l'analyse des déterminants de la formation.</p>	<p><u>VD</u> 1) Incidence de la formation : % d'employés; 2) Intensité de la formation : Coûts totaux de la formation en 2002, incluant les coûts directement liés aux cours et aux programmes de formation.</p> <p><u>VI</u> <u>Caractéristiques des firmes :</u> Employés temporaires (%), indice de flexibilité (échelle additive de variables dichotomiques : consultant, travailleurs contractuels), Rotation d'emploi (%), équipes de travail (%), autonomie (%), utilisation d'un ordinateur (%), équipements technologiques (%), entreprise avec plusieurs établissements, taux de roulement (embauches et départs/effectif moyen), nombre d'employés (5 catégories), industrie.</p> <p><u>Caractéristiques des individus :</u> Niveau d'éducation (%), femmes (%), membre d'un syndicat (%), âge (moyenne), temps partiel (%), temps plein (%).</p>	<p>Analyses de régression ont été réalisées à l'aide des MCO, du Probit ordonné (% d'employés formés) et du tobit (coûts de formation) avec les données transversales de 2003.</p>	<p>n/a</p>	<p><u>Pour le modèle représentant la proportion d'employés formés,</u> les entreprises avec une plus grande proportion d'employés temporaires forment moins leurs employés. Les nouvelles pratiques de gestion (équipes de travail, autonomie, rotation) demandent davantage d'employés compétents, donc est un canal pour accroître la proportion d'employés formés. Les firmes qui utilisent plus la technologie sont celles qui forment davantage d'employés. Les firmes qui ont des employés plus scolarisés forment plus. Plus la proportion de femmes est élevée, plus la proportion d'employés formés est élevée. La taille et la proportion d'employés formés sont liées négativement. Les entreprises dans lesquelles une large proportion des employés sont syndiqués offrent davantage de formation.</p> <p><u>Pour le modèle des coûts de formation,</u> les résultats sont similaires au modèle de la proportion d'employés formés (indicateurs de technologie, utilisation des équipes de travail, la syndicalisation, le temps de travail et le niveau d'éducation). Par ailleurs, il y a une relation positive entre les employés temporaires (%) et les coûts de formation. Les résultats montrent aussi que plus la proportion de femmes est élevée, plus les coûts de formation sont faibles.</p>	<p><u>Proportion d'employés formés</u> Plus la proportion d'employés féminins est élevée, plus la proportion d'employés formés est élevée (0,007). Plus la proportion d'employés à temps pleins est élevée, plus la proportion d'employés formés est élevée (0,006). Plus la proportion d'employés syndiqués est élevée, plus la proportion d'employés formés est élevée (0,005). Plus la proportion d'employés utilisant un ordinateur est élevée, plus la proportion d'employés formés est élevée (0,004).</p> <p><u>Coûts de formation</u> Plus la proportion d'employés féminins est élevée, moins les coûts de formation sont élevés (-0,007). Plus la proportion d'employés à temps pleins est élevée, plus les coûts de formation sont élevés (0,01). Plus la proportion d'employés syndiqués est élevée, plus les coûts de formation sont élevés (0,004). Plus la proportion d'employés utilisant un ordinateur est élevée, plus les coûts de formation sont élevés (0,004).</p>
<p>Turcotte, J., A. Léonard et C. Montmarquette (2003) Canada</p>	<p>Les données sont issues de l'EMTE, réalisée par Statistique Canada pour la période de 1999.</p> <p>n= 6 322 emplacements et 23 540 employés.</p>	<p><u>VD</u> 1) Probabilité d'offrir ou non de la formation structurée (=1 si l'emplacement offre de la formation structurée ou 0 autrement). 2) Logarithme du pourcentage de travailleurs formés de façon structurée. 3) Décision de suivre une formation (structurée et en cours d'emploi)*</p>	<p>Analyses de régression ont été réalisées à l'aide du probit bivarié, probit séparé et du tobit.</p> <p>Utilisation de l'inverse du ratio de Mills afin de contrôler le biais de sélection.</p>	<p>✓ Hétérogénéité non observée ✓ Biais de sélection</p>	<p><u>Pour les caractéristiques individuelles :</u> Les résultats montrent que l'utilisation de la technologie (ordinateur) est associée positivement à la probabilité de participer à chacun des types de formation. Les professionnels sont plus susceptibles de suivre une formation que les autres catégories de travailleurs, sauf les gestionnaires. Les travailleurs permanents ont une plus grande</p>	<p>La probabilité d'offrir de la formation structurée augmente lorsque les employés utilisent un ordinateur (0,11), lorsque les employés sont permanents (0,09) et plus le nombre d'heures travaillées est élevé (0,01). La présence des femmes et la couverture</p>

		<p><u>VI</u> Emplacement couvert par une convention collective, emplacement touché par la loi 90, ententes sur la formation, formation parrainée par l'employeur, Innovation, marché de ventes le plus important, masse salariale, niveau des prix, nombre de compétiteurs, travailleurs formés (%), emplois vacants (%), travailleurs non standards (%), travailleurs par profession (%), taille de l'emplacement, taux de roulement, utilisation de la technologie, utilisation de subventions ou de programmes du gouvernement.</p> <p>* Les résultats du modèle de régression pour les employés ne sont pas reportés dans ce tableau.</p>			<p>probabilité de suivre une formation structurée. La participation à la formation structurée augmente aussi selon le niveau de scolarité. Les travailleurs à temps partiel sont moins susceptibles de participer à des activités de formation structurée que les employés à plein temps. Les résultats n'ont pas permis de montrer une différence selon le sexe dans la participation à la formation. Le fait d'être couvert par une convention collective n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de suivre une formation structurée, mais a un faible impact sur la formation en cours d'emploi.</p> <p><u>Pour les caractéristiques de la firme :</u> Les entreprises qui parrainent de la formation de type structuré affectent positivement la probabilité de participer à une formation. Les secteurs d'activités et les régions ont aussi un effet sur la participation à la formation.</p>	<p>syndicale n'ont pas d'effet sur l'offre de formation structurée.</p>
<p>Zeytinoglu, I.U., G.B. Cooke et C. Jiao (2005) Canada</p>	<p>Les données sont issues de l'EMTE, réalisée par Statistique Canada pour la période de 1999.</p> <p>Utilisation des données appariées (employeurs-employés) n= 24597 employés et 6351 emplacements.</p>	<p><u>VD</u> 1) Incidence : Proportion d'employés recevant de la formation structurée 2) Intensité : Nombre de jours de formation structurée reçu.</p> <p><u>VI</u> <u>Caractéristiques du travail</u> Statut d'emploi (régulier temps plein, régulier temps partiel, temporaire temps plein, temporaire temps partiel). <u>Caractéristiques de l'emplacement</u> Taille, proportion d'employés à temps plein (%), proportion d'employés à temps partiel (%), introduction d'une nouvelle technologie, introduction d'innovations, concurrence.</p> <p><u>Caractéristiques individuelles</u> Sexe, origine ethnique, immigrant après 1990, statut d'immigrant.</p>	<p>Analyses de corrélation, MCO, régression logistique.</p>	<p>√ Biais de sélection √ Colinéarité possible</p>	<p><u>Caractéristiques des firmes :</u> Les entreprises de grande taille offrent davantage de formation formelle. La moyenne de jours pour la formation sur les lieux de travail est marginalement plus élevée dans les emplacements qui ont implanté des nouvelles technologies. Pour ce qui est du temps de travail, les travailleurs temporaires à temps plein reçoivent davantage de formation (nombre de jours) que les travailleurs réguliers à temps plein et les travailleurs temporaires à temps partiel. Les résultats obtenus ne permettent pas de montrer une relation statistiquement significative entre la concurrence et l'incidence ou entre la concurrence et l'intensité de la formation.</p> <p><u>Caractéristiques des employés :</u> Les hommes reçoivent davantage de journées de formation. Les employés membres d'une minorité visible reçoivent</p>	<p>Les femmes reçoivent moins de jours de formation que leurs collègues masculins (-0,15).</p> <p>L'introduction d'une innovation au sein du milieu de travail augmente la proportion d'employés formés (rapport de cote : 1,08).</p>

		Variables de contrôle Secteur d'activité, niveau de scolarité profession, temps plein, caractéristiques syndicales (convention collective), statut marital, enfants à charge.			plus de jours de formation sur les lieux de travail que les natifs (groupe de référence), tandis que les immigrants reçoivent aussi plus de jours de formation sur les non-immigrants.	
--	--	--	--	--	--	--

Tableau 11						
Résumé des études longitudinales des déterminants de la formation						
ÉTUDES LONGITUDINALES						
Auteurs Année Pays	Données utilisées¹⁴²	VD et VI	Méthodologie Estimateurs utilisés	Biais techniques	Principaux résultats	Élasticité des variables d'intérêt
Bartel, A. (1995) États-Unis	Les données sont issues de dossiers personnels de 1986-1990 au sein d'une entreprise manufacturière. n = 19000 observations soit en moyenne 3800 individus/année	<u>VD</u> Probabilité de recevoir de la formation entre 1986 et 1990 (ou incidence) et le nombre de jours de formation reçus. <u>VI</u> Années d'éducation, ancienneté, source de recrutement (agence, référence, annonces, etc.), salaire relatif, emploi occupé, taux de roulement.	Analyse de régression réalisée à l'aide de Logit binomial, Tobit et MCO.	n/a	Les résultats obtenus, lorsque la variable dépendante est le nombre de jours de formation plutôt que l'incidence, sont relativement les mêmes pour les différents types de formation. Le salaire relatif est significatif, mais a un impact différent selon la nature du programme de formation offert par l'organisation.	n/a
Booth, A.L. et M.L. Bryan (2002) Grande-Bretagne	Les données sont issues des vagues 8-10 du British Household Panel Survey de 1998 à 2000. n = 8316 individus âgés de 16 à 65 ans qui travaillent à temps plein dans le secteur privé.	<u>VD</u> <u>Intensité</u> : nombre de jours de formation. <u>Incidence</u> : Probabilité de recevoir de la formation (=1, 0 autrement) selon le type de formation (4 catégories, 1 omise) <u>VI</u> Lieu de la formation, méthode de financement, sexe, accréditation de la formation, statut marital, niveau d'éducation, historique d'emploi (ancienneté, expériences sur le marché du travail), taille de	Les estimations ont été réalisées à l'aide de Probit et des MCO.	√ Biais de sélection	Les résultats montrent que la probabilité de recevoir de la formation, pour les hommes, est plus grande si la formation à lieu sur les lieux de travail, dans un centre de formation accrédité ou dans une école. La formation financée par l'employeur augmente la probabilité pour les hommes et les femmes de recevoir de la formation pour le maintien des compétences actuelles, et non pour l'adoption de compétences nouvelles ou futures. L'employé qui finance lui-même sa formation a moins de chance de recevoir de la formation (peu importe le type). Enfin, les résultats montrent que le	Le nombre de jours de formation reçus augmente selon le niveau de scolarité. Un employé avec un diplôme collégial a 14,8 jours de formation de plus qu'un autre employé (hommes) et 14,4 jours de plus de formation pour les femmes. L'employeur qui finance de la formation réduit le nombre de jours de formation reçus pour les hommes (-20,8) et pour les femmes (-7,5).

¹⁴² Les études qui utilisent des données au niveau de la firme seront identifiées en **caractère gras (auteur, année, pays)**.

		l'entreprise (7 catégories), occupations (5 catégories), industries, organisation à but non lucratif, type de contrat de travail, couvert par une convention collective, salaire horaire, taux de chômage.			financement de la formation par l'employeur tend à réduire le nombre de jours de formation et ce, davantage pour les hommes que les femmes.	
Budria, S. et P.T. Peirera (2004) Portugal	Les données sont issues du Portuguese Labour Force Survey. Cette enquête est trimestrielle. n = 45 000 individus Utilisation de données en panel de 1998 à 2000.	<u>VD</u> Probabilité de participer à la formation offerte par l'organisation. <u>VI</u> Caractéristiques socio-économiques : éducation, âge, secteur privé et secteur public, temps plein et temps partiel, taille de l'organisation, lieu de résidence, secteurs économiques (16) et régions (7).	Les régressions ont été estimées à l'aide du modèle logit multinomial, MCO. Utilisation de l'inverse du ratio de Mills afin de contrôler le biais de sélection. Les régressions ont été réalisées séparément pour les hommes et les femmes.	√ Hétérogénéité non observée √ Biais de sélection	Les résultats montrent qu'un niveau d'éducation élevé est associé à une participation à la formation plus élevée. Les individus plus âgés ont une probabilité moindre de recevoir de la formation. Toutefois, l'âge a un impact limité sur la probabilité de participer à de la formation sur les lieux de travail, comparativement à un impact négatif et important sur la formation offerte à l'extérieur des lieux de travail. Les entreprises de taille moyenne (20 et 500 employés), et les femmes oeuvrant dans les secteurs des finances, des assurances, de l'administration publique et du secteur des loisirs, du sport et de la culture ont plus de chance de participer à des activités de formation.	Les entreprises de moyenne taille (de 20 à moins de 500 employés) ont 2,51 fois plus de chance d'offrir de la formation. Les femmes travaillant dans les secteurs des finances et des assurances, dans l'administration publique, et dans le secteur de la culture, du sport et des loisirs ont respectivement : 1,86; 1,97 et 2,48 fois plus de chances de participer à des activités de formation.
Dostie, B. et M.-P. Pelletier (2007) Canada	EMTE 1999-2002 réalisée par Statistique Canada L'échantillon construit reflète les caractéristiques de l'employeur et des employés, par l'appariement des banques de données de l'EMTE. n = 9072 à 14407 observations selon les spécifications.	<u>VD</u> Proportion d'employés formés (formation formelle et formation informelle) <u>VI : Variables stratégiques et concurrentielles</u> Introduction de nouvelles technologies, proportion moyenne d'employés utilisant l'ordinateur, amélioration et introduction (des procédés, des produits et services), importance accordée aux stratégies (15 stratégies différentes), intensité de la concurrence. <u>VI : Variables liées aux caractéristiques de la main-d'œuvre</u> Proportion d'employés (contractuels, à temps plein et à temps partiel), proportion d'employés féminins, taux de roulement, taux d'inutilisation de	Les régressions ont été estimées à l'aide du modèle tobit de type II et probit. Utilisation de l'inverse du ratio de Mills afin de contrôler le biais de sélection.	√ Hétérogénéité non observée √ Biais de sélection	Les résultats obtenus montrent que l'introduction d'une nouvelle technologie a un impact positif sur la proportion d'employés qui reçoivent de la formation formelle et informelle. L'introduction de nouveaux produits et services, au sein de l'organisation, vient augmenter l'intensité de la formation formelle offerte. Logiquement, plus les stratégies de perfectionnement des compétences des employés sont jugées importantes par l'entreprise, plus l'entreprise offre de la formation (2 types) à ses employés. Les stratégies portant sur l'amélioration des produits et services ainsi que celles visant le renforcement de la participation des employés ont un impact sur la proportion d'employés recevant de la formation informelle. Les estimations montrent que le taux de roulement est lié positivement avec le	La probabilité de recevoir de la formation formelle augmente dans les cas suivants : si introduction d'une nouvelle technologie (0,25), plus la proportion d'employés utilisant un ordinateur est élevée (0,52), si introduction de nouveaux produits ou services (0,14), si l'entreprise accorde beaucoup d'importance à la stratégie de perfectionnement de ses employés (0,49), plus la taille de l'emplacement est grande (0,51). Toutefois, la probabilité de recevoir de la formation formelle est plus faible pour les femmes (-0,28).

		<p>la main-d'œuvre, ancienneté (nombre moyen d'années travaillés au sein de la firme), âge, éducation.</p> <p><u>VI : Variables structurelles</u> Taille de l'organisation, industrie, région, présence d'un syndicat dans l'organisation.</p>			<p>nombre d'employés qui reçoivent de la formation informelle. L'âge des travailleurs, ainsi que l'ancienneté au sein de l'organisation, ont un impact négatif sur le niveau de formation informelle offert par l'organisation. De plus, il y a un lien positif entre le niveau de scolarité et les possibilités de formation structurée.</p> <p>La présence d'un syndicat a une influence positive sur le nombre d'employés recevant de la formation formelle. Les résultats montrent aussi que plus la firme est grande (nombre d'employés), plus la probabilité qu'elle offre de la formation structurée ou en cours d'emploi sera élevée. Aussi, plus la proportion d'employés à temps partiels est élevée, plus le niveau de formation formelle est élevé. Les résultats présentent aussi des divergences entre les secteurs industriels et les régions.</p>	
<p>Jones, J.T. (2005) Australie</p>	<p>Les données sont issues du Business Longitudinal Survey, auprès des petites et moyennes entreprises manufacturières (moins de 200 employés), réalisée par le Australian Bureau of Statistics pour la période de 1994-1995 et de 1997 à 1998.</p> <p>n = 871 firmes</p>	<p><u>VD</u> Probabilité d'accroître le niveau de formation (en % d'augmentation).</p> <p><u>VI</u> Introduction d'une nouvelle technologie, changement dans la production, amélioration d'un produit, introduction de programmes d'amélioration de la qualité, changement dans la structure de la firme, réduction d'emploi.</p>	<p>Les estimations sont réalisées à l'aide de régressions logistiques.</p>	n/a	<p>Les résultats montrent que les changements organisationnels, notamment dans la technologie de production, dans l'amélioration du produit ou dans l'amélioration du processus ainsi que l'introduction de programmes de qualité influencent les entreprises à accroître les niveaux de formation offerts.</p> <p>Les résultats montrent aussi que l'innovation différencie la croissance (forte ou faible) des entreprises.</p>	<p>La probabilité d'accroître le niveau de formation au sein des entreprises est plus élevée (Réf, tableau 1, items 1 à 4 pour interprétation) si : l'entreprise introduit un changement majeur dans la technologie de production (38,9), de développer ou d'introduire une innovation (26,4), d'accroître les dépenses en formation (14,2) et d'améliorer ses programmes de gestion (26,5).</p>
<p>Lazareva, O. (2006) Russie</p>	<p>Les données sont issues du Russian Longitudinal Monitoring Survey pour la période de 1999 à 2003.</p> <p>n = 4845 à 9104 individus selon les</p>	<p><u>VD</u> Trois mesures de formation comme VD : incidence du financement de la formation par l'organisation et de l'employé, le nombre de jours de formation et l'opportunité d'obtenir un financement de l'employeur pour la formation</p>	<p>Les régressions ont été estimées à l'aide du modèle probit et logit multinomial.</p>	<p>√ Hétérogénéité non observée</p>	<p>Dans la même lignée de la théorie, les résultats montrent que les imperfections du marché du travail (concentration, proportion de petites entreprises, taux de chômage important) incitent les entreprises à offrir davantage de formation. Il y a plus de formation financée par l'employeur dans le secteur</p>	<p>Pour les entreprises du secteur privé, les hommes reçoivent davantage de formation (0,01) et davantage de formation financée par l'employeur (0,52) que les femmes. Plus la proportion d'employés non qualifiés est</p>

	spécifications retenues.	<p><u>VI</u> Taux de chômage, proportion d'employés qualifiés sans emploi, sexe âge, nombre d'années de scolarité, ancienneté, dépenses par membre de la famille (logarithme), profil de qualification (gestionnaire, professionnel, faiblement qualifié), nombre d'employés (logarithme), secteurs d'activités, déterminants du marchés du travail : concentration du marché (proportion des plus grandes entreprises), proportion d'employés dans les petites entreprises sur emploi de la région.</p>			<p>privé, dans les régions qui a moins d'opportunités extérieures et dans lesquelles les entreprises sont en situation de monopsonne sur le marché.</p> <p>Les entreprises du secteur des services offrent moins de formation à leurs employés. Le taux de chômage a un effet opposé sur l'offre de formation dans le secteur privé et dans le secteur public. Une explication possible c'est que les salaires dans le secteur privé correspondent davantage à la situation de non emploi, créant des incitations pour les firmes à offrir de la formation. Plus la proportion de travailleurs qualifiés et sans emploi est élevée, moins grande est l'offre de formation dans le secteur privé, puisque les firmes peuvent trouver une main-d'œuvre qualifiée disponible sur le marché.</p>	<p>élevée, moins l'offre de formation financée par l'employeur est élevée (-0,01).</p> <p>Plus la taille est grande, plus l'offre de formation financée par l'employeur est grande (0,14).</p>
Veum, J. (1995) États-Unis	<p>Les données sont issues du National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) représentant un échantillon de 10 000 individus de 14 à 22 ans pour l'année 1979.</p> <p>L'échantillon retenu est limité aux individus qui ont complété une formation en 1986 et qui ne sont pas retournés à l'école jusqu'en 1990 (année de l'entrevue).</p> <p>n = 4614 individus âgés de 21 à 29 ans en 1986 et de 25 à 33 ans en 1990. Résultats sont spécifiques à cette cohorte.</p>	<p><u>VD</u> Probabilité que l'employé reçoive de la formation (=1, 0 autrement) par type de formation : formation parrainée par l'employeur, formation professionnelle, formation à l'extérieur du lieu de travail. Probabilité que l'employé reçoive de la formation sur le lieu de travail (=1, 0 autrement) par type de formation : gestion, technique, par correspondance, à l'extérieur du travail, autres.</p> <p><u>VI</u> Sexe, origine ethnique, ancienneté, niveau d'éducation, expérience, taille de l'organisation, syndiqué, pourcentage de non emploi, statut marital, nombre d'emplois occupés, région, santé.</p>	Les régressions ont été estimées à l'aide du modèle probit.	√ Biais de sélection	<p>Les estimations réalisées suggèrent que le niveau de scolarité (éducation) est un facteur important dans l'acquisition de la formation, peu importe le type de formation offert par l'employeur. De plus, la probabilité de recevoir de la formation au sein de l'organisation est fortement corrélée avec les expériences antérieures, le nombre d'emplois occupés, avec la taille de l'organisation et le fait que l'employé soit syndiqué.</p>	<p>Plus le nombre d'emplois antérieurs est élevé à l'emploi actuel (expérience de travail), plus la probabilité de recevoir de la formation sur le lieu de travail est grande (1,37).</p> <p>Le fait d'être membre d'un syndicat augmente les chances de recevoir de la formation en cours d'emploi (16,85).</p> <p>Plus le nombre de semaines d'expérience est élevé, plus la probabilité de recevoir de la formation en cours d'emploi est élevée (0,06).</p>

Conclusion générale

Notre intérêt pour le sujet de *L'étude des déterminants et des effets de la formation au sein des entreprises canadiennes : au-delà de la productivité* résulte de trois principaux facteurs.

D'abord, les retours sur les investissements en formation et leurs effets sur la productivité des entreprises incitent à penser que l'estimation sur une plus longue période de temps s'impose. En effet, les résultats partiels de la littérature antérieure montrent la possibilité que les retours des investissements réalisés en formation puissent avoir des effets au-delà de l'année courante. À notre avis, tester cette hypothèse est essentiel pour avoir notamment un portrait plus juste des retours sur les investissements en formation au sein des entreprises mais aussi afin comprendre le comportement des firmes en termes d'offre de formation. Sur le plan théorique, cette hypothèse a du sens, mais au niveau empirique les liens formels entre la formation et la productivité des entreprises ne sont pas clairement identifiés. Ainsi, le principal écueil vient de la difficulté d'obtenir des estimations sans biais, puisque la plupart des travaux recensés utilisent un devis de recherche transversal. Ces études ne permettent pas de contrôler pour les deux principales sources de biais dans l'estimation des rendements de la formation, à savoir : l'hétérogénéité non observée entre les entreprises et le caractère potentiellement endogène de la formation. À titre d'exemple, comme le précisent Aubert, Crépon et Zamora (2009), le biais d'hétérogénéité se produit lorsqu'une entreprise est très productive et investit beaucoup dans la formation de ses travailleurs, mais sans qu'il y ait de lien causal entre ces deux facteurs. Ainsi, l'effort de formation pourrait être dû à des caractéristiques non observables telles que la technologie utilisée, certaines pratiques de gestion des ressources humaines, etc. Le biais de simultanéité a lieu, quant à lui, lorsque la productivité explique les efforts de formation suggérant, que le capital humain n'est plus totalement indépendant de la variable dépendante à l'étude. La littérature empirique retenue laisse toutefois entendre que le recours aux données

longitudinales permet de corriger ces sources de biais techniques. Pour notre part, nous utilisons l'instrumentation des investissements en formation par ses valeurs antérieures, ce qui permet de corriger pour le biais de simultanéité.

L'autre facteur qui nous incite à poursuivre les études sur les effets de la formation est la réticence existante de certains employeurs à investir davantage dans l'acquisition du capital humain, notamment en augmentant les dépenses en formation de la main-d'œuvre sachant que les retours sont substantiels. Une raison qui peut expliquer, en partie, cette crainte liée aux retours sur les investissements en capital humain pour l'employeur, est le risque de voir les employés quitter l'organisation pour des opportunités plus attrayantes sur le marché du travail. Nous pouvons expliquer théoriquement ce comportement des employeurs par la voie du modèle des coûts et des bénéfices associé à la formation dite spécifique. Les employés dans ce modèle peuvent s'accaparer une partie des gains après la période de formation, par l'obtention de salaire plus élevé. Pour l'employeur, ce gain sera représenté notamment par une augmentation de la productivité. Cette proposition s'avère vraie si l'employé n'a pas d'incitation à quitter l'entreprise pour trouver un emploi mieux rémunéré juste après la période de formation. La théorie des ressources internes offre une explication complémentaire au modèle des coûts et des bénéfices. Afin d'être en mesure de récupérer les bénéfices associés à l'investissement en capital humain et pour que sa main-d'œuvre formée soit un atout stratégique durable, l'employeur devra mettre en place des pratiques complémentaires aux investissements en capital humain afin de retenir sa main-d'œuvre qualifiée. Ce comportement des employeurs laisse envisager que la formation puisse avoir des effets sur d'autres indicateurs de performance, tels que le taux de roulement volontaire et une mesure du taux de roulement optimal.

La dernière raison concerne le choix des déterminants dans l'estimation des investissements en formation. Étant donné que les montants investis en formation sont substantiels, il est intéressant à notre avis de dégager les facteurs sur lesquels l'entreprise peut agir et donc, qui peuvent influencer sa décision d'investir en capital humain. En ce

qui a trait aux références théoriques quant à la formation au sein des entreprises, la théorie du capital humain apporte des éclairages intéressants dans l'explication des déterminants de la formation. Au niveau empirique, la limite actuelle est représentée par l'apport nettement insuffisant des études à caractère longitudinal utilisant des données d'entreprises dans l'explication de cette problématique. Or, les études longitudinales permettent un meilleur portrait de la situation de l'offre de formation au sein des entreprises notamment parce qu'elles contrôlent à la fois pour un plus grand nombre de variables et pour les biais techniques discutés précédemment. L'ambiguïté de certains résultats antérieurs est davantage, à notre avis, une question de méthode de recherche retenue par les chercheurs qui est conséquente à l'accès à des données d'entreprises de qualité ainsi qu'à la maîtrise des estimateurs propres aux devis de recherche longitudinaux.

De même, notre recherche s'inscrit dans le cadre des études s'intéressant aux comportements des entreprises en matière d'investissement en capital humain au Canada. En comparaison avec les écrits antérieurs, nous avons retenu un cadre théorique qui est composé principalement de la théorie du capital humain, de celle des ressources internes, de l'approche des coûts et des bénéfices ainsi que l'apport des nouvelles théories liées à la croissance endogène. Au cœur de cette structure théorique globale se trouvent trois principaux concepts, soit : l'acquisition du capital humain comme source d'investissement et comme outil stratégique, la production et celui de roulement de la main-d'œuvre. L'acquisition du capital humain a été mesurée à partir des dépenses en formation structurée au sein des entreprises. La production quant à elle, a été estimée à partir de la valeur ajoutée¹⁴³. Le roulement de la main-d'œuvre a été mesuré à l'aide de deux variables, soit : le taux de roulement volontaire des employés représentant le nombre total de départs définitifs divisé par le nombre total d'employés et, une mesure du taux de roulement optimal calculé à partir de la racine carrée de l'écart entre le taux de roulement volontaire moyen au sein de l'emplacement et le taux de roulement volontaire moyen au sein de l'industrie.

¹⁴³ La valeur ajoutée est déterminée par la valeur brute de la production de laquelle nous avons soustrait le coût des intrants secondaires (Dostie et Pelletier, 2007).

Nous avons donc retenu trois cas de figures, soit : 1) le cas où les investissements en formation pouvaient avoir un effet différé sur la productivité des entreprises; 2) le cas où les dépenses en formation pouvaient influencer deux dimensions du roulement de la main-d'œuvre et 3) le cas des déterminants des investissements en capital humain au sein des entreprises. Dans les deux premiers cas, les dépenses en formation ont été considérées comme une variable explicative de la productivité et du taux de roulement des employés. Dans le dernier cas, la formation a été traitée comme la variable dépendante à l'étude.

Pour ce faire, nous avons adopté une approche quantitative longitudinale, en utilisant des données secondaires issues du questionnaire des employeurs de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* pour les années 1999 à 2005 inclusivement.

Nous résumerons dans la prochaine section les principaux résultats issus de nos estimations réalisées dans le cadre de nos trois articles.

1. Les effets différés de la formation sur la productivité : un résumé des résultats obtenus

Pour estimer les rendements de la formation au niveau organisationnel, nous favorisons une fonction Cobb-Douglas présentée comme un processus de production permettant de relier la valeur ajoutée aux dépenses de formation au sein des organisations. L'utilisation d'une fonction Cobb-Douglas avec la production comme variable dépendante a permis d'étudier l'effet des efforts de formation sur la productivité puisque l'emploi (ou le facteur travail) a été considéré comme une variable explicative¹⁴⁴. À notre avis, ce choix méthodologique offre une solution plus flexible et moins contraignante dans l'estimation de l'effet des dépenses en formation structurée sur

¹⁴⁴ Les résultats d'estimation supportent l'hypothèse de rendements constants parce que les coefficients de la variable d'emploi sont très près de l'unité.

la productivité. Nos estimations ont été conduites à partir d'une fonction de production en contrôlant pour l'hétérogénéité non observée entre les entreprises et d'une éventuelle simultanéité des dépenses en formation structurée.

Pour avoir une estimation de référence des effets possibles de la formation sur la performance des entreprises, nous avons procédé à des estimations à l'aide de la technique des moindres carrés ordinaires (MCO). Par ailleurs, sans remettre en cause complètement l'idée que les différences de résultats, dans les études longitudinales antérieures, proviennent du fait que la formation soit endogène à la variable dépendante, nous avons vérifié le caractère prédéterminé ou endogène de la formation dans le cadre de nos estimations. Dans ce cas, parmi les options envisagées pour traiter du non respect des hypothèses sous-jacentes aux MCO, nous avons envisagé l'utilisation de variables instrumentales (IV), des effets aléatoires (RE) ou fixes (FE), l'usage de la correction pour l'autocorrélation de premier ordre (AR1) ainsi que le recours à l'analyse de données longitudinales.

Comme nous l'avons déjà signalé, le retard d'une année (ou plus) a été nécessaire puisqu'un problème d'endogénéité pouvait se poser si les décisions liées aux investissements en formation et à la productivité des entreprises étaient déterminées simultanément. Nous avons donc retenu un modèle dans lequel la longueur du retard est spécifiée ($t = 4$).

De façon générale, les résultats obtenus nous ont permis de constater que les entreprises gagnent à investir en formation, puisqu'elles récupèrent des bénéfices notamment sous forme de gains de productivité¹⁴⁵. En d'autres mots, nos estimations semblent confirmer l'existence de gains de productivité significatifs à court et à moyen termes pour les emplacements inclus dans notre échantillon.

¹⁴⁵ Nous n'avons toutefois pas fait le calcul explicite des bénéfices sur les coûts.

1.1 Le caractère endogène de la formation

La réalisation du test d'endogénéité de Nakamura-Nakamura montre que les résultats sont à la marge du seuil d'acceptation de l'hypothèse nulle (absence d'endogénéité). Un second estimateur qui s'est offert à nous pour tester la présence d'endogénéité est l'utilisation du test de Hausman. Les résultats obtenus suggèrent encore une fois de rejeter l'hypothèse nulle d'exogénéité des variables indépendantes, ce qui laisse la possibilité que la variable de formation soit endogène à la productivité. Pour corriger ce biais potentiel, la formation devrait être estimée avec des retards échelonnés, pour en documenter l'ensemble des retours possibles, d'où l'intérêt d'utiliser un modèle récursif pour mesurer les retours sur les investissements en formation avec plus d'une année de délais. Par exemple, le modèle avec la technique des variables instrumentales (t-1) montre que la partie exogène de la variable de formation exerce un effet positif et significatif sur la productivité. Ainsi, on peut voir qu'une augmentation de 10 % dans les dépenses de formation structurée par employé engendre une augmentation de 1,7 % de la productivité de l'entreprise pour l'année suivante.

1.2 Les effets différés de la formation sur la productivité et la complémentarité des facteurs de production

Nos résultats montrent aussi que les investissements en formation ont des effets positifs qui s'étalent sur une période de 3 années. De plus, la structure des retards (t-1 à t-4) pour expliquer l'impact de la formation sur la productivité des entreprises canadiennes a une forme en U inversé : elle connaît d'abord une période de croissance, atteint un sommet et décline par la suite tandis qu'elle est strictement décroissante pour l'investissement en capital physique. L'ajout des variables de contrôle ne change en rien ce constat. Nos résultats suggèrent donc que la conception que l'on se fait des investissements physiques, à savoir que ce type de rendement décroît rapidement après la réalisation d'une dépense à un moment donné, ne s'applique pas forcément aux investissements en capital humain.

L'insertion d'une variable d'interaction entre les investissements en capital physique et en formation dans l'estimation a permis de vérifier l'hypothèse à l'effet que les investissements en capital physique et en capital humain sont complémentaires et se supportent mutuellement.

Enfin, le fait d'utiliser un modèle avec des données longitudinales permet de réaliser une recherche dynamique. De ce fait, l'étude de la formation au sein des entreprises peut être mieux documentée notamment en termes d'effet causal, mais permet aussi de déceler des effets qui ne sont normalement pas perceptibles avec l'utilisation de données transversales, dont des effets ambigus à court terme, mais largement significatifs à moyen terme. Ces résultats d'estimation nous permettent de conclure que les investissements en formation structurée sont donc profitables pour les entreprises canadiennes puisqu'elles conservent une partie des gains, notamment en ce qui concerne l'augmentation de leur productivité.

2. L'impact de la formation sur le taux de roulement : un résumé des résultats obtenus

Dans le cadre de ce deuxième article, la question centrale est de comprendre pourquoi certains employeurs demeurent réticents à investir davantage dans la formation de leur main-d'œuvre, sachant que les dépenses réalisées sont substantielles. Pour répondre à cette interrogation, nous devons envisager une analyse théorique des coûts et des bénéfices de ces investissements. Bien que les investissements en formation puissent être considérés comme un des facteurs importants dans l'analyse du roulement de la main-d'œuvre au sein des entreprises, les facteurs sur lesquels un employeur peut agir se situent possiblement à l'intérieur même de son organisation. Nous cherchons donc à savoir si les dépenses en formation ont un impact significatif sur le taux de roulement volontaire et d'autre part, si certains facteurs organisationnels et liés à la gestion des ressources humaines peuvent avoir aussi un effet individuel sur le taux de roulement volontaire. Par la suite, nous avons estimé l'effet complémentaire de certaines variables sur le taux de roulement volontaire et sur une mesure du taux de roulement optimal.

Bien qu'imparfaite, notre mesure du taux de roulement optimal permet de montrer un portrait plus complet de la situation du roulement au sein des entreprises canadiennes. On peut alors considérer qu'une pratique qui favorise la rétention des employés devrait permettre à l'employeur de se rapprocher d'un taux de roulement optimal. En d'autres mots, plus une pratique de travail permet de réduire l'écart entre le taux de roulement moyen de l'emplacement par rapport au taux de roulement moyen au sein de l'industrie, meilleure cette pratique sera pour retenir les employés au sein de l'organisation.

Par hypothèse, nous avons vu que le type de formation pouvait avoir une influence sur le roulement volontaire des employés. À ce titre, dans le cas où la formation est à caractère général, c'est-à-dire qu'elle est valorisée dans d'autres entreprises, l'employeur n'aurait pas d'intérêt à en assurer le financement, puisqu'il n'est pas certain d'obtenir des retours en matière de productivité. Dans le cas contraire, plus la formation est dite spécifique, plus l'employeur serait intéressé à prendre le risque de financer une partie de ce type de formation, puisque l'employé sera aussi plus enclin à demeurer en emploi afin d'en récupérer les bénéfices, notamment en gains salariaux.

Les résultats obtenus quant à l'effet des dépenses en formation structurée par employé sur les taux de roulement volontaire et optimal montrent que la relation est positive dans les deux cas. Ces résultats suggèrent qu'un emplacement qui dépense plus que la moyenne en formation par employé et qui augmente davantage ses dépenses, augmentera aussi le taux de roulement volontaire au sein de son emplacement. Ces résultats suggèrent aussi que la mesure utilisée des dépenses en formation structurée est davantage associée à une formation à caractère général. Nos résultats proposent aussi que les investissements en formation au sein des entreprises peuvent viser davantage l'employabilité de la main-d'œuvre sur le marché du travail que la formation continue au sein des organisations. Nous reviendrons sur cette réflexion dans la section traitant des questions soulevées par nos résultats.

D'un autre côté, nos résultats montrent aussi que l'employeur qui accroît ses dépenses en formation structurée par employé creuse davantage l'écart avec un taux de roulement optimal à atteindre. Ainsi, un employeur qui dépense autant que la moyenne en formation structurée par employé au point de départ, et qui augmente ce type de

dépense, accentue l'écart entre le taux de roulement volontaire moyen et le taux de roulement volontaire moyen de l'industrie. Une explication alternative est possible pour comprendre l'effet d'un coefficient positif pour les dépenses de formation. Cette interprétation s'inscrit dans l'adaptation que nous proposons du modèle de Bluedorn. Nous pouvons dire qu'un coefficient positif pour la variable de dépenses en formation structurée par employé présente que l'utilité de cette pratique est supérieure à son coût. En conséquence, cette interprétation permettrait de suggérer aussi que les dépenses en formation sont une pratique de gestion des ressources humaines visant à atteindre un optimum, puisque leur utilité est supérieure à leur coût marginal.

Par ailleurs, si l'on s'intéresse plus particulièrement à l'effet du climat de travail sur le taux de roulement volontaire, nous avons pu noter que les coefficients obtenus sont négatifs et significatifs pour les spécifications utilisant les moindres carrés ordinaires et les effets aléatoires. La perception d'un bon climat de travail peut être un indicateur d'un environnement dans lequel l'employeur et les employés ont des intérêts communs pour assurer la croissance économique de la firme.

Dans un autre temps, l'un des objectifs était de montrer que l'adoption de pratiques au sein des milieux de travail pouvait former un tout cohérent et permettait dans une certaine mesure d'avoir des effets communs différents, en ce qui a trait à l'ampleur des coefficients, que si elles étaient prises individuellement. En d'autres mots, nous avons l'intérêt de vérifier si différents outils organisationnels associés aux relations industrielles avaient un effet sur la rétention des employés. De la sorte, la présence syndicale, une bonne perception du climat des relations de travail et le nombre de pratiques de rémunération mises en place au sein de l'entreprise conduisent à la rétention des employés au sein de l'organisation.

3. Les nouveaux déterminants des investissements en formation : un résumé des résultats obtenus

Dans le cadre de ce troisième article, nous complétons la réflexion précédemment entamée quant à l'effet des dépenses en formation sur les indicateurs de performance organisationnelle en examinant les déterminants susceptibles d'influencer les investissements en formation de la part des entreprises canadiennes. Pour y parvenir, nous avons retenu un modèle d'analyse précisant que les dépenses en formation structurée sont fonction de quatre types d'intrants: les raisons liées aux économies d'échelle, les caractéristiques liées au partage des coûts et des bénéfices, les caractéristiques associées à la structure du marché de la formation, les caractéristiques liées à la croissance économique de l'entreprise.

Comme la majorité des études empiriques antérieures, nos résultats montrent que les dépenses en formation structurée augmentent avec la taille des établissements. L'impact positif du salaire moyen sur les dépenses en formation est, quant à lui, un indicateur supplémentaire du capital humain (scolarité) des individus.

Ensuite, lorsqu'on s'intéresse à l'impact de la présence d'un syndicat sur les dépenses en formation structurée, nos résultats confirment la relation théorique proposée par Freeman et Medoff (1984), à savoir que les syndicats peuvent encourager l'offre de formation au sein des entreprises par l'amélioration des relations entre les travailleurs et l'employeur. Une explication classique liée à ce phénomène est que la présence syndicale est une courroie de transmission des préférences des travailleurs. Ainsi, plus les préférences des employés sont respectées par l'employeur, plus grande sera la satisfaction des travailleurs et en conséquence, plus faible sera le roulement. L'employeur pourra donc s'attendre à un meilleur rendement des investissements en formation et offrir aussi plus de formation à ses employés sachant que ces derniers sont moins enclins à quitter l'entreprise (Cousineau, 2005).

Les pratiques de gestion des ressources humaines et les pratiques de rémunération sont également liées positivement aux dépenses en formation.

En ce qui concerne la relation attendue entre le statut d'emploi et les dépenses en formation, notre attente de départ est confirmée. Plus la proportion d'employés à temps partiel est élevée, moins les dépenses en formation structurée seront élevées. Par contre, la présence d'employés à contrat au sein d'un emplacement augmente les dépenses en formation comparativement à une entreprise qui n'utilise pas les services d'employés contractuels. Cette relation est également confirmée lorsqu'on estime l'effet de la proportion de nouvelles embauches sur les dépenses en formation structurée. Ainsi, tout comme Leuven et Oosterbeek (1999), nous sommes portée à croire que ces résultats peuvent refléter le fait que ce sont les nouveaux travailleurs qui obtiennent davantage de formation.

3.1 L'impact des caractéristiques organisationnelles sur les dépenses en formation structurée

Nos résultats montrent qu'une entreprise de grande taille, qui investit davantage en capital physique par employé par rapport à la moyenne, au sein de laquelle un grand pourcentage de travailleurs utilisent un ordinateur, où il y a une proportion élevée de nouvelles embauches et pour laquelle l'employeur introduit un système cohérent de pratiques (liées à la rémunération, à la GRH, à l'innovation) dépense davantage en formation structurée qu'une entreprise qui ne possède pas ces caractéristiques, toutes choses égales par ailleurs.

Cependant, bien que nos résultats montrent que la présence syndicale et celle d'un service de ressources humaines distinct composé d'au moins une personne encouragent les investissements en formation, on ne peut conclure à un effet significatif de ces variables.

À la lumière des résultats de cet article, nous pouvons affirmer qu'une entreprise qui dépense davantage en formation sera aussi plus encline à investir en capital physique (ou au niveau du matériel) et à adopter des pratiques de travail innovatrices.

4. Questions soulevées par l'ensemble de nos résultats

Les résultats obtenus dans le cadre de nos trois articles soulèvent deux interrogations qui pourront constituer également des pistes futures de recherches. Nous proposons donc de réfléchir à ces interrogations sans y apporter de réponses complètes.

La première interrogation vise à approfondir le concept de « cercle vertueux » de croissance, puisqu'il semble que la croissance du capital humain est à son tour relayée par l'innovation qui, elle, entraîne aussi le développement de la croissance des firmes. Or, le fait que la croissance dépende en quelque sorte de la productivité des entreprises et des individus ne semble pas vraiment une idée contestée. Plusieurs travaux ont également, à leur façon, tenté d'identifier les déterminants de la croissance économique à long terme (Guellec et Ralle, 2003). Notre recherche, à son tour, apporte un éclairage à ce sujet, bien que nos contributions soient modestes dans l'ensemble de cette discussion. De par la nature longitudinale des données utilisées dans le cadre de notre recherche et des variables mises en relation pour expliquer la productivité des firmes, nos résultats tendent à confirmer que certains déterminants économiques tels que les investissements en formation tout comme ceux réalisés en capital physique et l'utilisation d'une mesure de l'utilisation de la technologie, ont des effets directs à court et à moyen termes sur la croissance de la productivité.

La lecture que nous faisons des nouvelles théories de la croissance endogène (Guellec et Ralle, 2003), nous laisse envisager deux hypothèses qui permettent d'expliquer l'apport des investissements en capital humain à la croissance économique, à savoir : 1) la possibilité que la formation soit considérée comme endogène à la productivité et 2) que la considération d'un taux de progrès technologique permet

d'expliquer les différences possibles dans les dépenses en matière de formation au sein des entreprises.

Ces deux propositions théoriques ont été testées dans le cadre de notre recherche. D'un côté, nos résultats montrent que notre mesure des dépenses en formation est possiblement endogène à la productivité des entreprises. C'est d'ailleurs pour cette raison, que nous avons retenu un modèle à retards échelonnés permettant de corriger pour cette source de biais et permettant d'estimer correctement les effets différés des dépenses en formation sur la productivité des emplacements canadiens. De l'autre côté, dans le cadre de notre troisième article, les investissements en capital physique par employé ainsi que la proportion d'employés utilisant un ordinateur montrent des effets positifs et significatifs sur les dépenses en formation.

Le fait de s'intéresser dans un autre temps à l'effet de la performance antérieure des entreprises permet de raffiner la présente discussion. Théoriquement, nous avons proposé dans le cadre de notre recherche, que le fait de ne pas investir en formation pourrait cloisonner une firme dans une suite de décisions ne lui permettant pas d'augmenter sa productivité : peu d'investissements en formation entraînerait une main-d'œuvre faiblement qualifiée ayant des compétences inadéquates pour l'utilisation de nouvelles technologies ce qui engendrait donc des investissements moindres en capital physique. Cet ensemble de décisions permettrait aussi de distinguer les entreprises qui affichent des rendements croissants de celles qui ont des rendements constants et même décroissants. Nos résultats montrent à cet égard qu'une productivité antérieure forte entraîne une hausse des dépenses en formation pour l'année courante.

En conséquence de nos résultats, une question sous-jacente semble inévitable, à savoir si l'on devrait se préoccuper de la faible productivité des entreprises canadiennes¹⁴⁶ ? Ma réponse est sans contredit « Oui » ! Pourquoi ? Parce que les

¹⁴⁶ Cette question réfère au discours prononcé par Mark Carney, gouverneur de la Banque du Canada, devant la *Ottawa Economics Association*, Ottawa (Ontario), le 24 mars 2010. Discours consulté le 12 avril 2010, sur le site Internet de la Banque du Canada : <http://www.bankofcanada.ca/fr/discours/2010/disc240310.html>

sociétés les plus productives sont celles qui génèrent des revenus plus élevés, et sont aussi celles qui sont dans une meilleure position pour maintenir des normes de travail avancées, des salaires élevés et de meilleures conditions de travail et ce, en demeurant compétitives sur le marché international. Les sociétés plus productives sont également celles où la main-d'œuvre est qualifiée, où les entreprises investissent dans la recherche et le développement, et globalement où les individus ont une meilleure qualité de vie.

La seconde question soulevée est de savoir où doit s'arrêter la responsabilité de l'État en matière d'investissements en formation au sein des entreprises ? La réflexion entourant l'intervention de l'État en matière de formation au sein des entreprises tente d'influencer les comportements des acteurs sur le marché du travail. Cette intervention de l'État en matière d'investissements en formation au sein des entreprises vise à améliorer et à corriger les imperfections du marché. Dans un marché sans imperfection, les individus et les employeurs réagiraient aux incitations du marché et engageraient des investissements appropriés en matière de développement du capital humain, sans que l'État n'intervienne (Becker, 1964). Toutefois, comme nous l'avons vu dans le cadre de cette recherche, les marchés ne fonctionnent pas toujours de cette façon, de sorte que l'État peut être appelé à contribuer au développement du capital humain. C'est ce que rappelle Charest (1999 : 441) en faisant référence aux travaux de Robert Reich (1992) en précisant que « le fer de lance pour assurer la compétitivité des économies industrialisées sera le développement des compétences de la main-d'œuvre ». Or, une population instruite et en acquisition continue de savoirs est un atout indéniable pour le Canada sur le plan du développement économique (Gunderson et Verma, 1994; Nicholson, 2003).

Ainsi, du point de vue de l'analyse économique, le problème des investissements en capital humain au sein des entreprises ne semble pas se situer au niveau de l'importance de cette intervention mais plutôt, de savoir à quel acteur revient la responsabilité d'intervenir, pour arriver à des résultats efficaces tant au niveau individuel que collectif (Bernier, 2004). Nous proposons trois explications pour comprendre la nécessité de la responsabilité de l'État en matière d'investissements en formation au sein

des entreprises, soit : d'une part, l'inefficacité observée des mécanismes d'ajustements des marchés de la formation, d'autre part, l'asymétrie d'information et aussi, les investissements en capital humain comme transaction rentable pour la société.

D'une part, les lacunes dans le marché de développement du capital humain ont été reconnues dans plusieurs travaux dont ceux de Becker (1964), de Stevens (1994) et de Parent (1995). Nous pouvons résumer, au mieux de nos connaissances, les inefficacités sur le marché de la formation comme étant des situations dans lesquelles des employeurs et des travailleurs ne sont pas en mesure de savoir si les investissements en matière de capital humain seront rentables. Comme le suggère Charest (2001 : 448), étant donné que les employeurs auront tendance à se limiter au financement d'une formation dite spécifique : « on assistera alors à un problème de sous-financement et de sous-production de la formation à caractère général, à moins que l'État n'en finance la totalité [ou que les frais liés à l'acquisition du capital humain soient entièrement déboursés par] les individus eux-mêmes ». C'est donc cette problématique qui motivera notamment l'État à intervenir pour contraindre les employeurs à investir dans la formation générale et à persuader les individus d'acquérir d'autres connaissances et compétences.

En d'autres mots, étant donné que les marchés de formation semblent incapables de fournir des stimulants suffisants aux particuliers et aux employeurs pour les inciter à investir dans la formation, les employeurs pourront demeurer hésitants à contribuer aux investissements en formation par crainte de voir leur main-d'œuvre quitter vers de meilleures opportunités d'emploi.

L'État doit aussi intervenir pour contrer les imperfections attribuées à l'asymétrie de l'information sur les marchés du travail. Une information incomplète ou insuffisante peut inciter les acteurs du marché du travail à prendre des décisions en matière de développement professionnel qu'ils n'auraient pas pris s'ils avaient eu accès à une information complète et de qualité. Par exemple, les individus ont tendance à se limiter à des formations peu coûteuses (pour accroître leur rendement individuel) et à cibler leurs préférences individuelles ou leurs propres capacités, ce qui pourra aller, d'un côté au

détriment du besoin du marché, bien qu'un individu performant sera par conséquent rentable économiquement, s'il réussit à s'insérer adéquatement sur le marché du travail.

Ainsi, pour palier ce manque d'information, l'État doit diffuser des informations qui serviront de base pour la création de politiques et de programmes. Le gouvernement canadien s'est attaqué à cette problématique en créant des enquêtes longitudinales. Par exemple, Statistique Canada, avec l'EMTE vise à promouvoir la recherche concernant les pratiques de formation au sein des entreprises, l'analyse du rendement des investissements en formation, l'étude de la participation des employés à ces programmes, ainsi qu'à leurs parcours de formation sur le marché du travail.

Enfin, la dernière explication consiste à montrer que les investissements en formation au sein des entreprises doivent être considérés comme des transactions rentables pour l'ensemble de la collectivité. S'il arrive qu'un individu ait les aptitudes et le talent pour poursuivre le développement de son capital humain, il se peut aussi que ses revenus ne lui permettent pas de mettre de l'avant ses aspirations (Bernier, 2004). Les personnes dont le niveau de scolarité ou de formation est limité ont donc peu ou pas accès à la formation. Cette situation risque de se résumer à une perte pour l'économie en général, puisque la distribution des revenus sera affectée par le niveau d'aptitudes des individus (Becker, 1964 : 61). Cette différence d'aptitudes représente une limite importante dans la démarche individuelle d'acquisition et du développement du capital humain, ce qui justifie l'intervention de l'État afin de combler le manque de revenus et de permettre une transaction qui sera rentable et conséquemment efficace pour l'économie en général.

Du côté des entreprises, les investissements en formation au sein des organisations favorisent aussi l'employabilité de la main-d'œuvre. Nos résultats l'ont montré, un employeur qui dépense en formation de la main-d'œuvre et qui augmente ses investissements en capital humain, entraînera une hausse du taux de roulement volontaire au sein de son entreprise. À la limite, si nous tenons compte, uniquement de cet indicateur de performance, ces résultats nous amènent à penser que la formation au sein des entreprises « n'est pas une préoccupation des employeurs » puisque les

investissements en formation sont concentrés principalement sur les nouvelles embauches et les problèmes de remplacement. Donc, les emplacements de notre échantillon semblent avoir davantage une préoccupation pour l'employabilité de leur main-d'œuvre. Cependant, ces résultats laissent envisager que les entreprises ne sont pas nécessairement perdantes dans ce processus. Bien qu'elles voient une partie de leur main-d'œuvre compétente quitter vers de meilleures opportunités d'emploi, les entreprises auront contribué à augmenter le niveau global de qualification sur le marché du travail, et en conséquence se doteront aussi d'une nouvelle main-d'œuvre plus qualifiée. Ainsi, de notre point de vue, l'employabilité serait donc associée au cercle vertueux de croissance économique des entreprises, puisqu'elle augmente globalement la qualité de la main-d'œuvre sur l'ensemble du marché du travail.

Dans la prochaine section, nous traiterons des défis liés à l'utilisation de données d'entreprises à caractère longitudinal.

5. Les défis liés à l'utilisation de données longitudinales issues d'entreprises

À la différence de modèles estimés en coupe transversale, les modèles d'analyse sur données de panel nécessitent de considérer la question de l'hétérogénéité des données. Comme nous l'avons rapporté dans le cadre de notre recherche, les effets spécifiques aux unités d'observation doivent être non corrélés avec les variables indépendantes, s'ils sont aléatoires ou au contraire, s'ils sont fixes, ils peuvent être corrélés implicitement avec les variables explicatives du modèle (Baltagi, 2008).

Ainsi, l'un des grands défis de notre recherche fut associé au choix de l'estimateur à utiliser. Bien que de plus en plus d'ouvrages s'intéressent à la question du choix des estimateurs à effets fixes et aléatoires, dans les analyses longitudinales (Baltagi, 2008; Hsiao, 2003; Lynn, 2009), il ne semble pas y avoir de préférences démontrées, dans les analyses empiriques consultées, quant à l'estimateur BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) dans le cadre d'un devis de recherche longitudinal.

Cependant, certaines règles techniques et un test permettent de faciliter le choix à effectuer entre un modèle à effets fixes ou à effets aléatoires.

D'abord, les règles techniques. Si l'on s'intéresse à chacune des unités d'observation, dans notre cas à chacun des emplacements constituant notre échantillon, on sera intéressé par l'estimation des effets fixes. Dans ce cas, on doit choisir des effets fixes (FE) spécifiques aux unités d'observation. On peut illustrer statistiquement les effets propres à chaque unité d'observation par la dimension intra-individuelle de la variance du coefficient de détermination (R^2 within). Dans notre cas, cette dimension représentera la variabilité de la variable dépendante à l'étude, soit : la production, le taux de roulement ou encore les dépenses en formation. En d'autres mots, le R^2 within donne une idée de la variation intra-individuelle de la variable dépendante expliquée par les variables indépendantes du modèle (Kpodar, 2007). Si l'on applique cette explication à nos données, on peut dire aussi que l'essentiel de la variance du modèle est interne à l'entreprise (Aubert, Crépon et Zamora, 2009).

D'un autre côté, si l'on veut réaliser des estimations en vue de prédire des comportements individuels, pour notre part les comportements des firmes, alors on doit retenir un modèle à erreurs composées ou à effets aléatoires (RE). Cette logique sera associée à la dimension inter-individuelle de la variance du coefficient de détermination (R^2 between). C'est la mesure de la part de la variabilité inter-individuelle de la variable dépendante à l'étude qui est expliquée par les variables explicatives du modèle. Le R^2 between donne l'idée des différences entre les firmes.

Ensuite, le test statistique. Les modèles à effets fixes et à effets aléatoires permettent de prendre en considération l'hétérogénéité des données. C'est le test de Hausman, réalisé dans le cadre de notre recherche, qui permet de tester laquelle des propositions (effets fixes ou aléatoires) est la plus appropriée aux données et aux modèles à tester. Dans le cadre de nos trois articles, nous avons retenu des modèles dans lesquels les caractéristiques individuelles et temporelles des unités d'observation étaient considérées comme aléatoires.

En résumé, à la lumière de cette discussion empirique et théorique ainsi que des résultats obtenus, nous avons préféré, dans l'estimation des effets différés de la formation sur la productivité, le modèle à effets aléatoires puisque la variation intra-individuelle est plus faible que les variations inter-individuelles. Dans le cas de la formation, l'essentiel de la variabilité a lieu entre les firmes, appuyant encore une fois le fait que l'effort passé de formation est un bon indicateur de l'effort actuel (Aubert et al., 2009).

Aussi, dans le cas de l'estimation des effets des investissements en formation sur le taux de roulement, l'essentiel de la variabilité a lieu selon nous entre les firmes, appuyant le choix du modèle à effets aléatoires. Ainsi, le fait d'adopter certaines pratiques de gestion pour réduire le roulement, le contrôler ou encore atteindre un niveau optimal est propre à une entreprise et permet d'expliquer la variation de comportements entre les firmes. De plus, dans le cas des déterminants de l'intensité de la formation, en l'occurrence des dépenses en formation, l'essentiel de la variabilité a lieu selon nous entre les firmes, appuyant encore une fois le choix du modèle à effets aléatoires. En conséquence, le fait de réaliser un arbitrage coûts-bénéfices entre les différents déterminants au niveau organisationnel, tant en ce qui concerne les pratiques de gestion adoptées, l'effet de certaines caractéristiques structurelles ou encore la structure du marché, est propre à une entreprise et permet d'expliquer la variation des comportements en matière de dépenses de formation entre les firmes.

Nous discuterons dans la partie suivante de l'apport des données longitudinales dans l'évaluation des rendements de la formation au sein des entreprises canadiennes.

6. Discussion de l'apport des données longitudinales

Par ailleurs, nos résultats présentent un intérêt certain à utiliser des données longitudinales dans l'étude des retours sur les investissements en formation. À l'instar de l'ouvrage de Peter Lynn *Methodology of Longitudinal Surveys* (2009), nous discutons des avantages à exploiter une banque de données longitudinales, telle que l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* de Statistique Canada.

Un premier avantage à utiliser de telles données tient à la taille de l'échantillon disponible qui est nettement plus grande, ce qui permet, également, d'obtenir des résultats d'estimation plus fiables. Le panel est alors une structure qui peut être soumise par exemple à l'influence de facteurs communs observables ou non observables (Hurlin et Mignon, 2007). Cette spécificité est particulièrement importante puisqu'elle entraîne des biais dans les résultats d'estimation lorsqu'elle est ignorée.

Un second avantage lié à l'utilisation d'un devis de recherche longitudinal dans l'étude des rendements de la formation, permet d'obtenir des mesures de stabilité ou d'instabilité (Lynn, 2009 : 5) des comportements des unités d'observation. Par exemple, un changement des niveaux de dépenses en formation, une variation dans le taux de roulement volontaire de la main-d'œuvre ou encore les fluctuations dans la productivité des firmes peuvent être adéquatement interprétés sur une période de temps assez longue pour discuter des changements dans les comportements des firmes. Ainsi, la combinaison des données disponibles de 1999 à 2005 permet de faire ces différences. Les données utilisées permettent donc d'obtenir plus de variabilité dans les comportements des firmes, plus de degrés de liberté et des modèles plus performants (Gujarati, 2004 : 635).

En conséquence, le troisième avantage de l'utilisation d'un modèle avec des données longitudinales permet d'être plus apte à réaliser une recherche dynamique. Ainsi, l'étude de la formation au sein des entreprises peut être mieux documentée, notamment en termes d'effet causal, mais permet aussi de déceler des effets qui ne sont normalement pas détectables avec l'utilisation de données transversales.

Comme l'ensemble des travaux consultés dans le cadre de cette recherche, la nôtre comporte également certaines limites. La prochaine partie met en évidence quelques limites associées à notre recherche ainsi qu'un bref rappel de nos contributions.

7. Limites de la recherche et retour sur nos contributions

La première lacune concerne la banque de données elle-même. Bien que l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE) offre une source d'informations riches et variées sur le comportement des emplacements canadiens, l'analyse de données déjà existantes ou secondaires, limite le choix des indicateurs. En fait le questionnaire des employeurs de l'EMTE contient peu de questions sur l'offre de travail. Mises à part des informations sur l'effectif total, la variation de l'effectif selon les pointes saisonnières, la répartition des employés selon les catégories professionnelles, le statut d'emploi ou encore la proportion d'hommes et de femmes, aucune information additionnelle n'est disponible sur les caractéristiques de la main-d'œuvre. Ces informations sont par ailleurs disponibles dans le volet employé de l'EMTE. Or, si l'on réfère à la théorie du capital humain, il se peut que certaines caractéristiques individuelles telles que l'âge, la scolarité, le revenu ou encore le profil antérieur d'emploi soient associées au taux de roulement volontaire au sein des entreprises. Dans la même voie, comme plusieurs chercheurs (Dostie et Pelletier, 2007; Kayahan, 2006), nous déplorons le manque d'informations pour calculer adéquatement le stock de capital physique.

La seconde limite s'intéresse quant à elle à l'opérationnalisation de certaines variables telles que la variable relative à la perception d'un bon climat de travail et celle associée à la présence d'un service de ressources humaines. Bien qu'il aurait été intéressant de créer un indice composé du climat de travail à l'aide du nombre de conflits, griefs ou de plaintes avec la perception des relations patron-employés, par souci d'économie de temps, nous avons préféré retenir une seule variable.

Dans le même ordre d'idées, nous avons retenu pour mesurer la présence d'un service de ressources humaines un seul indicateur, soit le fait qu'il y ait dans l'emplacement un service de ressources humaines distinct formé de plus d'une personne. À notre avis, cet indicateur demeure un bon choix, puisqu'il est le seul associé à la structure même d'un service de ressources humaines. Par contre, le fait que notre échantillon soit constitué d'une majorité de petites entreprises (environ 82,5 % des emplacements de notre échantillon ont 1 à 19 employés) pourrait expliquer la faiblesse de l'effet de cet indicateur sur la productivité des emplacements et sur la variation du taux de roulement volontaire. Toutefois, nous sommes d'avis que ce n'est pas le fait d'avoir ou non un service des ressources humaines distinct formé de plus d'une personne qui importe, mais bien la façon dont les pratiques sont mises en place et soutenues par la direction de l'emplacement.

La troisième limite est liée à notre échantillon. Puisque nous avons eu accès aux données de l'EMTE à partir du laboratoire satellite de Statistique Canada à Montréal, nous n'avons pas pu faire la distinction entre les provinces ou encore contrôler pour cette dimension, étant donné que cette information n'était pas accessible. Toutefois, l'objectif de notre étude consistait à analyser les comportements des emplacements canadiens. Le fait de ne pas contrôler pour les provinces pourrait engendrer une variabilité dans nos estimations, puisqu'il existe des disparités économiques, sociales et institutionnelles entre les provinces pouvant influencer les efforts en formation d'une province à l'autre.

Enfin, notre dernière limite concerne notre mesure du taux de roulement optimal. Bien qu'imparfaite, cette mesure offre la possibilité de tracer un portrait plus complet des comportements des firmes en matière de taux de roulement de la main-d'œuvre. Les études ultérieures pourraient explorer davantage une autre mesure d'un taux optimal, peut-être avec des données traitant des coûts associés à la rétention des employés et aux coûts associés au roulement de la main-d'œuvre. Notre mesure ne tient pas compte de ces informations, qui sont toutefois davantage en lien avec les modèles théoriques de Abelson et Baysinger (1984) et de Bluedorn (1982), car elles ne sont pas disponibles

dans la banque de données de l'EMTE. Nous pouvons faire l'hypothèse que ces indicateurs (coûts associés au roulement et à la rétention) contrasteraient encore plus les comportements des firmes et l'effet des outils organisationnels sur l'atteinte d'un taux de roulement optimal.

Malgré ces limites, nous sommes persuadée que notre recherche présente des contributions intéressantes, dans le sens qu'elle participe au renouveau du champ des relations industrielles.

Comme nous l'avons déjà mentionné, nos résultats sont basés sur des données empiriques de grande fiabilité, notamment en raison de la rigueur méthodologique des enquêtes de Statistique Canada. Par l'utilisation de données en panel, de modèles issus davantage de l'économétrie et le choix d'une méthodologie la supportant, nous contribuons à l'ouverture du champ méthodologique des relations industrielles ainsi qu'à son enrichissement. Nous montrons également que les études quantitatives longitudinales proposent de nouvelles perspectives de recherche et ne sont pas uniquement réservées aux économètres, de là l'importance de fournir les outils adéquats aux futurs chercheurs en relations industrielles et de les intéresser à cette méthode de recherche.

Cela dit, nous sommes d'avis que notre recherche est innovatrice dans le sens qu'elle s'intéresse à l'explication des comportements des firmes quant à leurs investissements en formation sur différents indicateurs de performance organisationnelle, mais aussi aux déterminants de ces investissements et ce, en tenant compte de l'effet du temps. Le point de vue de cet acteur a été peu étudié, comme nous l'avons vu par le passé et nécessite qu'on s'y intéresse davantage. Nous pensons aussi que d'autres recherches doivent être menées quant à l'évaluation des rendements de la formation et ce, à différents points de vues.

La dernière section présente les pistes futures de recherche qui permettront de poursuivre le développement des connaissances.

8. Les pistes futures de recherche

Dans le futur, à partir du modèle estimé dans le cadre de notre premier article, il pourrait s'avérer fort intéressant pour la politique publique de s'intéresser à l'effet différé des investissements en formation sur la productivité des entreprises selon la taille ou encore selon le degré d'innovation technologique. Ce questionnement s'inscrirait d'ailleurs dans la perspective des grappes industrielles d'activités. Par exemple, nous pourrions estimer l'effet différé des investissements en formation sur la productivité de PME innovantes selon l'appartenance à un secteur d'activité, soit : un secteur qui a une main-d'œuvre hautement qualifiée (ou spécialisée) ou encore, un secteur d'activité représenté par sa technologie ou ses investissements en capital physique.

Il pourrait être intéressant également de reprendre notre modèle d'analyse estimant le roulement de la main-d'œuvre et de l'appliquer à des organisations à but non lucratif ou encore à des entreprises du secteur public et parapublic. Cet intérêt a pris naissance suite à la lecture de l'étude de Potter et Dowd (2003), à savoir que l'environnement légal des organisations peut influencer le roulement de la main-d'œuvre. Ce questionnement s'inscrit davantage dans une perspective de changements institutionnels.

Une autre piste de recherche provient de l'apport possible de l'effet complémentaire entre le climat de travail et la présence syndicale. Ainsi, il s'avérerait intéressant de vérifier sur des données longitudinales canadiennes l'effet joint de ces deux variables sur la croissance de la productivité des firmes. Cette hypothèse prendrait notamment origine dans les travaux de Bellman (1992) sur la qualité des relations de travail. Cette proposition pourrait également s'inscrire dans les travaux s'intéressant à la problématique du développement des compétences en lien avec la concertation au sein des milieux de travail. Les partenariats permettent non seulement aux acteurs de prendre part activement aux décisions de formation continue, mais visent une approche de

collaboration à long terme en matière de développement des compétences au sein des milieux de travail.

Il serait aussi intéressant d'apparier les données issues du questionnaire des employeurs, dans le cadre de l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés*, avec les données provenant du questionnaire des employés. L'appariement des informations relatives aux investissements en formation, à l'offre de formation, à l'accès à la formation, au profil antérieur d'emploi permettrait d'avoir des modèles encore plus complets que ceux proposés dans le cadre de la présente recherche.

Enfin, nous pourrions envisager aussi d'étudier les effets différés de la formation sur la productivité des entreprises ou encore sur le roulement de la main-d'œuvre dans une perspective comparative avec des données américaines ou européennes, ce qui s'inscrirait davantage dans une meilleure compréhension du fonctionnement des systèmes nationaux des relations industrielles.

Appendice A

Exemples de questions tirées du questionnaire à l'intention des employeurs, *Enquête sur le milieu de travail et les employés - 2005*, Statistique Canada

Section A - Caractéristiques de la main-d'oeuvre

Q1. (a) Au cours de la dernière période de paye de mars 2005 et de mars 2004, combien d'employés recevant un formulaire T4 travaillaient à cet emplacement ?

Q1. (a) (i) Du nombre d'employés en mars 2005 (tel que déclaré à la question 1 (a)), combien étaient des hommes et combien étaient des femmes ?

Q1. (b) Du nombre d'employés en mars 2005 (tel que déclaré à la question 1 (a)), combien faisaient partie des catégories suivantes ? Employés permanents à temps plein; Employés permanents à temps partiel.

Q1. (c) Du nombre d'employés en mars 2005 (tel que déclaré à la question 1 (a)), combien étaient régis par une convention collective à cet emplacement ?

Q1. (e) Des employés OPÉRATIONNELS QUI NE SONT PAS RÉGIS PAR UNE CONVENTION COLLECTIVE déclarés à la question 1 (d) C., combien faisaient partie des catégories suivantes ? [Gestionnaire], Commercialisation ou ventes, Professionnels, Personnel technique / Métiers, Personnel de bureau / administratif, Travailleurs de la production sans métier ni certificat de compétence, Autres

Q1. (f) Des employés OPÉRATIONNELS RÉGIS PAR UNE CONVENTION COLLECTIVE déclarés à la question 1 (d) C., combien faisaient partie des catégories suivantes ? Commercialisation ou ventes, Professionnels, Personnel technique / Métiers, Personnel de bureau / administratif, Travailleurs de la production sans métier ni certificat de compétence, Autres

Q5. (a) Selon la raison de leur départ, veuillez donner une estimation du nombre d'employés qui ont quitté cet emplacement de façon définitive entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005. Réponse : A. Démissions (sans incitatif spécial); B. Mises à pied (pas de rappel prévu); C. Réductions spéciales de l'effectif; D. Renvoi justifié; E. Retraite (sans incitatif spécial); F. Autres départs permanents, *précisez*

Section B – Rémunération

Q6. (a) Votre système de rémunération comprend-il l'un ou l'autre des régimes suivants ?

A. Primes au rendement individuel; B. Systèmes de primes collectives; C. Régime de participation aux bénéfices; D. Rémunération au mérite ou rémunération en fonction des compétences; E. Régimes d'achat d'actions. (Oui/non)

Q7. Quelle a été la rémunération brute totale versée à cet emplacement du 1er avril 2004 au 31 mars 2005 pour l'ensemble des employés? (Si cette information n'est pas connue pour cette période, déclarez la rémunération brute totale pour votre dernier exercice financier complet.)

Q11. Quelles ont été les dépenses totales de cet emplacement pour les avantages sociaux entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005? (Si cette information n'est pas connue pour cette période, déclarez les dépenses totales liées aux avantages sociaux pour l'année civile ou pour votre dernier exercice financier complet.) Veuillez exclure les paiements obligatoires comme la contribution au RPC/RRQ, à l'assurance-emploi et à l'assurance-maladie.

Section C : Formation

Q14. (b) Donnez une estimation du nombre d'employés ayant reçu une formation structurée entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005. (Ce nombre doit comprendre les employés à temps plein, à temps partiel, permanents et non permanents.)

Q14. (c) Parmi la liste suivante, quelles étaient les sources de financement utilisées pour la formation structurée offerte aux employés de cet emplacement entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005 ? (Cochez toutes celles qui s'appliquent.) 1. Programmes du gouvernement fédéral; 2. Programmes du gouvernement provincial.

Q15. (a) Donnez une estimation du total des dépenses accordées à la formation dans cet emplacement entre le 1^{er} avril 2004 et le 31 mars 2005.

Section D : Pratiques de gestion des ressources humaines

Q17. Lequel des énoncés suivants décrit le mieux la façon dont se gèrent les questions relatives aux ressources humaines dans cet emplacement ? Il y a dans cet emplacement un service des ressources humaines distinct formé de plus d'une personne (=1 ou 0 autrement).

Q18. Pour le personnel opérationnel, lesquelles des pratiques suivantes sont appliquées officiellement dans cet emplacement ? A. Programmes de suggestions des employés; B. Conception flexible des tâches; C. Partage de l'information avec les employés; D. Équipes de résolution de problèmes; E. Comités mixtes patron-employés; F. Groupes de travail autonomes.

Section E : Négociation collective

Q27. (b) Selon vous, les relations patron-employés sont-elles : Bonnes (1) ? Satisfaisantes (2) ? Médiocres (3) ?

Section F : Rendement de l'emplacement

Q28. Laquelle des catégories suivantes décrit le mieux votre organisation ? (Si votre emplacement fait partie d'une organisation à emplacements multiples, veuillez utiliser l'organisation dans son ensemble pour déterminer la catégorie.) 1. Organisme à but non lucratif; 2. Entreprise à but lucratif

Q29. (a) Pour cet emplacement, quelles ont été les recettes d'exploitation brutes provenant de la vente ou de la location de tous les produits ou de la prestation de tous les services pour ce même exercice financier ? (Si vous n'avez pas complété votre premier exercice financier, veuillez fournir les recettes d'exploitation brutes jusqu'à ce jour.)

Q30. (a) Quelles ont été les dépenses brutes d'exploitation de cet emplacement pour le dernier exercice financier complet ? Veuillez inclure la rémunération, les avantages sociaux ainsi que le coût de l'achat des marchandises. (Si vous n'avez pas complété votre premier exercice financier, veuillez fournir les dépenses brutes d'exploitation jusqu'à ce jour.)

Q31. Quel pourcentage des actifs de cet emplacement est détenu par des intérêts étrangers ?

Section G : Stratégie d'entreprise

Q36. Êtes-vous directement en concurrence avec des entreprises locales, canadiennes ou internationales ? (Cochez toutes celles qui s'appliquent.) 1. Oui, entreprises d'appartenance canadienne; 2. Oui, entreprises d'appartenance locale; 3. Oui, entreprises d'appartenance internationale (autres qu'américaines); 4. Oui, entreprises d'appartenance américaine; 5. Non

Section H : Innovation

Q.40 Entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005, cet emplacement a-t-il introduit : A. De nouveaux produits ou services ?; B. Des produits ou services améliorés ?; C. De nouveaux procédés ?; D. Des procédés améliorés ? (Oui/non)

Section I : Utilisation de la technologie

Q43. À cet emplacement, combien d'employés utilisent actuellement un ordinateur dans le cadre de leur travail habituel ?

Q44. (a) Entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005, avez-vous installé un nouveau logiciel important et /ou du nouveau matériel dans votre emplacement ? Nous entendons ici l'installation de matériel ou de logiciels nouveaux plutôt que des mises à jour. (Oui/non)

45 (a) Entre le 1er avril 2004 et le 31 mars 2005, avez-vous mis en place une technologie commandée ou assistée par ordinateur dans votre emplacement ? (Oui/non)

