

Université de Montréal

L'influence des risques d'accidents sur la
détermination des salaires au Québec en 1979

par

Anne-Marie Girard

Département de sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
maître es sciences (M. Sc.)
en sciences économiques

juin 1987

© Anne-Marie Girard, 1987

TABLE DES MATIERES

LISTE DES TABLEAUX	v
LISTE DES FIGURES	xi
SOMMAIRE	xii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I: CADRE ANALYTIQUE	5
1.1 Aperçu général de la notion des différences compensatrices monétaires	7
1.2 Le principe des différences compensatrices dans le contexte de la théorie des prix hédoniques	13
1.3 Présentation générale du modèle de Thaler et Rosen (1975)	15
1.4 Hypothèses simplificatrices	17
1.4.1 Homogénéité des travailleurs et des producteurs	17
1.4.2 Détermination des valeurs d'équilibre	18
1.4.3 Un marché implicite	18
1.4.4 Ensemble de caractéristiques non dissociables	19
1.4.5 Indicateur de risque univarié	19
1.5 Le comportement des travailleurs	20
1.6 Le comportement des producteurs	27
1.7 L'équilibre sur le marché	32
1.8 Commentaires	34
1.8.1 Convexité de la courbe $W(p)$	36
1.8.2 Homogénéité des travailleurs	36
1.8.3 Déplacement de la courbe $W(p)$	37
1.8.4 La fréquence et la gravité des accidents non mortels	38

CHAPITRE II: REVUE DE LA LITTERATURE	40
2.1 Spécification des modèles utilisés	42
2.2 Données utilisées	49
2.3 Les variables dépendantes	54
2.4 Principaux résultats	56
2.4.1 Probabilité excédentaire de décès et primes de salaire	56
2.4.2 Taux de décès et primes de salaire	66
2.4.3 Variables de risque non mortels et primes de salaire	69
2.4.4 Mesures subjectives des risques et primes de salaire	75
2.4.5 Compensations de type non monétaires et primes de salaire	76
2.4.6 L'influence des caractéristiques socio-démographiques sur les primes de salaire	79
2.4.7 L'effet du syndicalisme sur les primes de salaire	81
2.4.8 Conclusion	85
CHAPITRE III: DESCRIPTION DES DONNEES	89
3.1 Description des enquêtes	90
3.1.1 L'enquête du Conseil de la langue française	92
3.1.2 L'enquête de Travail Canada	93
3.2 Définitions des variables	95
3.2.1 Variables de l'enquête du Conseil de la langue française	95
3.2.2 Variables de l'enquête de Travail Canada	99
3.2.3 Variables de la Commission de la santé et sécurité du travail	103
3.3 Description et comparaison des échantillons	109
CHAPITRE IV: SPECIFICATION DES MODELES EMPIRIQUES ET DES ATTENTES CONCERNANT L'ENSEMBLE DES VARIABLES	114
4.1 Spécification des modèles empiriques	115

4.2 Les attentes concernant les variables	121
4.2.1 Variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi	122
4.2.2 Variables de risque	131
CHAPITRE V: ANALYSE DES RESULTATS	139
5.1 Résultats concernant le modèle C.L.F.	140
5.1.1 Résultats concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi	141
5.1.2 Résultats concernant les variables de risque	143
5.1.3 Résultats concernant l'effet du syndicat sur la prime de risque	155
5.2 Résultats concernant le modèle T.C.	180
5.2.1 Résultats concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi	181
5.2.2 Résultats concernant les variables de risque	183
5.2.3 Résultats concernant l'effet du mode de rémunération sur la prime de risque	190
5.2.4 Résultats concernant l'effet du syndicat sur la prime de risque	198
CHAPITRE VI: SYNTHÈSE ET CONCLUSION	217
APPENDICE -A-	237
APPENDICE -B-	244
APPENDICE -C-	250
BIBLIOGRAPHIE	259

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1 : Description du type de données utilisées et de l'ensemble des variables des modèles recensés dans les diverses études	43
Tableau 2.2 : Principaux résultats concernant l'estimation de la prime de risque intégrée au salaire	57
Tableau 4.1 : Revenus moyens de travail des individus selon la scolarité, Enquête C.L.F., Québec, 1979	123
Tableau 4.2 : Taux de salaire horaires moyens selon le niveau de qualification des individus rémunérés, Enquête T.C., 1979	123
Tableau 4.3 : Revenus moyens de travail et taux de salaire horaires moyens selon le sexe des individus, Enquêtes C.L.F. et T.C., Québec 1979	124
Tableau 4.4 : Revenus moyens de travail et taux de salaire horaires moyens selon la syndicalisation ou non des individus, Enquêtes C.L.F. et T.C., Québec 1979	124
Tableau 4.5 : Taux de salaire horaires moyens selon le mode de rémunération des individus, Enquête T.C., Québec, 1979	125
Tableau 4.6 : Revenus moyens de travail et taux de salaire horaires moyens selon l'occupation des individus, Enquêtes C.L.F. et T.C., Québec 1979	125
Tableau 4.7 : Revenus moyens de travail des individus selon la région, Enquête C.L.F., Québec, 1979	126
Tableau 4.8 : Revenus moyens de travail des individus selon les secteurs d'activité économiques, Enquête C.L.F., Québec, 1979	126
Tableau 4.9 : Taux de salaire horaires moyens selon les secteurs d'activité économiques des individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979	127

Tableau 4.10: Revenus moyens de travail des individus selon la langue maternelle Enquête C.L.F., Québec, 1979	128
Tableau 4.11: Signes attendus des variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi	130
Tableau 5.1 : Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, variables de risque incluses, Enquête C.L.F., Québec, 1979	145
Tableau 5.2 : Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, Enquête C.L.F., Québec, 1979	153
Tableau 5.3 : Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, variables d'interaction syndicalisation et risques d'accidents incluses, Enquête C.L.F., Québec, 1979	157
Tableau 5.4 : Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, en tenant compte de l'impact de la syndicalisation, Enquête C.L.F., Québec, 1979	162
Tableau 5.5 : Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, syndiqués et non syndiqués, T_i , I_g et I_c inclus, Enquête C.L.F., Québec, 1979	164
Tableau 5.6 : Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, syndiqués et non syndiqués, T_i et I_g inclus, Enquête C.L.F., Québec, 1979	167
Tableau 5.7 : Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, travailleurs syndiqués et non syndiqués, Enquête C.L.F., Québec, 1979	171
Tableau 5.8 : Contribution relative de l'ensemble des variables à l'écart observé entre le revenu moyen annuel des syndiqués et celui des non syndiqués, Enquête C.L.F., Québec, 1979	177
Tableau 5.9 : Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, variables de risque incluses, Enquête T.C., Québec, 1979	184

Tableau 5.10: Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, Enquête T.C., Québec, 1979 . . .	189
Tableau 5.11: Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, variables d'interaction mode de rémunération et risques d'accidents incluses , Enquête T.C., Québec, 1979	193
Tableau 5.12: Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, en tenant compte de l'impact du mode de rémunération, Enquête T.C., Québec, 1979	197
Tableau 5.13: Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, variables d'interaction syndicalisation et risques d'accidents incluses , Enquête T.C., Québec, 1979	199
Tableau 5.14: Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, en tenant compte de l'impact de la syndicalisation, T_i , I_g et I_c inclus, Enquête T.C., Québec, 1979	203
Tableau 5.15: Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, syndiqués et non syndiqués, T_i , I_g et I_c inclus, Enquête T.C., Québec, 1979	205
Tableau 5.16: Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, syndiqués et non syndiqués, T_i et I_g inclus, Enquête T.C., Québec, 1979	208
Tableau 5.17: Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, travailleurs syndiqués et non syndiqués, Enquête T.C., Québec, 1979	211
Tableau 5.18: Contribution relative de l'ensemble des variables à l'écart observé entre le taux de salaire horaire moyen des syndiqués et celui des non syndiqués, Enquête T.C., Québec, 1979	214
Tableau 6.1 : Evaluation de la prime totale intégrée au salaire, calculée en tenant compte des valeurs moyennes des variables de risque de l'enquête T.C., Enquête C.L.F., Québec, 1979	223

Tableau 6.2 : Evaluation de la prime totale intégrée au salaire, calculée en tenant compte des valeurs moyennes des variables de risque de l'enquête C.L.F., Enquête T.C., Québec, 1979	224
Tableau 6.3 : Estimation de la prime intégrée au salaire, selon certaines hypothèses concernant les valeurs de T_i , I_g et I_c , Enquête C.L.F., Québec, 1979	228
Tableau 6.4 : Estimation de la prime intégrée au salaire, selon certaines hypothèses concernant les valeurs de T_i et I_g , Enquête T.C., Québec, 1979	232
APPENDICE -A-:	
Tableau A-1: Classification des régions, Enquête C.L.F., Québec, 1979	238
Tableau A-2: Classification des secteurs d'activités économiques, Enquête C.L.F., Québec, 1979 .	238
Tableau A-3: Classification des occupations , Enquête C.L.F., Québec, 1979	239
Tableau A-4: Répartition des individus selon le sexe, Enquête C.L.F., Québec, 1979	239
Tableau A-5: Répartition des individus selon leur, années de scolarité, Enquête C.L.F., Québec, 1979	240
Tableau A-6: Répartition des individus selon la langue maternelle, Enquête C.L.F., Québec, 1979	240
Tableau A-7: Répartition des individus selon l'état matrimonial, Enquête C.L.F., Québec, 1979	241
Tableau A-8: Répartition des individus selon l'occupation, Enquête C.L.F., Québec, 1979	241
Tableau A-9: Répartition des individus selon les secteurs d'activités économiques, Enquête C.L.F., Québec, 1979	242
Tableau A-10: Répartition des individus selon la région, Enquête C.L.F., Québec, 1979	242

Tableau A-11: Répartition des individus selon le statut syndical, Enquête C.L.F., Québec, 1979	243
--	-----

APPENDICE -B-:

Tableau B-1: Construction de la variable "niveau de qualification", Enquête C.L.F., Québec, 1979245
Tableau B-2: Classification des occupations , Enquête T.C., Québec, 1979	246
Tableau B-3: Classification des secteurs d'activités économiques, Enquête T.C., Québec, 1979	246
Tableau B-4: Fréquence des taux de salaire selon le sexe des individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979247
Tableau B-5: Fréquence des taux de salaire selon le niveau de qualification des individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979247
Tableau B-6: Fréquence des taux de salaire selon les secteurs d'activités économiques auxquels appartiennent les individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979248
Tableau B-7: Fréquence des taux de salaire selon la syndicalisation ou non des individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979	248
Tableau B-8: Fréquence des taux de salaire selon l'occupation des individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979249
Tableau B-9: Fréquence des taux de salaire selon le mode de rémunération des individus, Enquête T.C., Québec, 1979249

APPENDICE -C-:

Tableau C-1: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon le sexe, Enquête C.L.F., Québec, 1979.	251
Tableau C-2: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon l'état matrimonial, Enquête C.L.F., Québec, 1979.251

Tableau C-3: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon la langue maternelle des individus, Enquête C.L.F., Québec, 1979.	252
Tableau C-4: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon la scolarité, Enquête C.L.F., Québec, 1979.	252
Tableau C-5: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon la région, Enquête C.L.F., Québec, 1979.	253
Tableau C-6 : Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon l'occupation, Enquête C.L.F., Québec, 1979.	253
Tableau C-7: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon le statut syndical des individus, Enquête C.L.F., Québec, 1979.	254
Tableau C-8: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon le secteur d'activité économique, Enquête C.L.F., Québec, 1979.	254
Tableau C-9: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon le sexe, Enquête T.C., Québec, 1979.	255
Tableau C-10: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon le niveau de qualification des individus, Enquête T.C., Québec, 1979.	255
Tableau C-11: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon le mode de rémunération des individus, Enquête T.C., Québec, 1979.	256
Tableau C-12: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon la syndicalisation ou non des individus, Enquête T.C., Québec, 1979.	256
Tableau C-13: Taux d'incidence (Ti), Indice de gravité (Ig) et Indice combiné (Ic) selon l'occupation, Enquête T.C., Québec, 1979.	257

Tableau C-14: Taux d'incidence (T_i), Indice de gravité (I_g) et Indice combiné (I_c) selon les secteurs d'activité auxquels appartiennent les individus, Enquête T.C., Québec, 1979.	258
---	-----

LISTE DES FIGURES

Figure 1.1 : La notion des différentiels compensatoires .	11
Figure 1.2 : Courbes d'indifférence "salaire-risque" d'un travailleur, pour un niveau donné de richesse	23
Figure 1.3 : Courbes d'indifférence "salaire-risque" de deux travailleurs dont l'aversion pour le risque diffère	26
Figure 1.4 : Courbes d'isoprofit de deux firmes dont la technologie diffère	30
Figure 1.5 : L'équilibre sur le marché implicite du risque	35
Figure 6.5 : Primes de risque en fonction des variations du taux d'incidence des accidents, pour un niveau constant de I_c	233

SOMMAIRE

Selon la théorie des différentiels compensatoires, les travailleurs exigeront des salaires plus élevés afin de les compenser pour certaines caractéristiques désagréables de l'emploi. La plupart des économistes qui vérifièrent cette théorie se sont attardés particulièrement à l'étude d'un des désavantages non pécuniaires de nombreux emplois, soit un certain risque de mort ou blessures sérieuses.

Cette étude avait pour but de vérifier l'hypothèse selon laquelle les travailleurs de l'ensemble des industries au Québec étaient compensés, sous forme d'une prime intégrée au salaire, pour avoir choisi des occupations comportant certains risques d'accidents mortels et non mortels.

L'information sur les caractéristiques individuelles et de l'emploi provenant de deux enquêtes différentes, soit l'enquête du Conseil de la langue française (1979) et l'enquête de Travail Canada (1979), a été utilisée afin d'élaborer nos deux modèles empiriques. Les données portant sur les risques d'accidents mortels et non mortels ont été associées, sur la base du code occupationnel, à ces deux

sources d'information.

Utilisant la méthode de régression linéaire pour estimer les deux équations salariales ainsi générées, nous concluons que les risques d'accidents ont effectivement une incidence positive sur les salaires. Les résultats de l'analyse multivariée nous ont permis, de plus, d'établir que la prime de risque correspondait en 1979 entre 3.0% (enquête de Travail Canada) et 4.8% (enquête du Conseil de la langue française) du salaire de l'ensemble des travailleurs. La gravité plutôt que la fréquence des accidents serait le facteur déterminant de l'existence de cette prime intégrée.

INTRODUCTION

L'origine de la notion des différences compensatrices monétaires remonte à Adam Smith (1776). Selon ce dernier, pour un même marché de travail, la somme des avantages et des désavantages doit être parfaitement égale entre tous les emplois ou tendre vers une telle égalité. Certaines inégalités de salaire peuvent donc subsister même en l'absence de toutes imperfections de marché: ces différences existent pour compenser les désavantages nets reliés à certains emplois.

Cette relation entre les salaires des travailleurs et les risques reliés à l'emploi, quoiqu'ayant été une des composantes importantes de la théorie classique économique, n'aura été tout de même reprise et élaborée que récemment par les économistes contemporains. Ces derniers la vérifièrent empiriquement en s'attardant particulièrement à l'étude d'un des désavantages non pécuniaires de nombreux emplois soit un certain risque de mort ou blessures sérieuses.

Ainsi cette étude a pour but de vérifier l'hypothèse selon laquelle les travailleurs de l'ensemble des industries au Québec seront compensés, sous forme d'une prime intégrée

au salaire, pour avoir choisi des occupations comportant certains risques d'accidents mortels et non mortels, par rapport à des travailleurs qui ne feraient face à aucun de ces risques, toutes choses étant égales par ailleurs. Advenant l'existence de cette prime, nous nous proposons d'en évaluer l'ampleur ce qui, à notre connaissance, n'a jamais été fait au Québec.

Deux modèles empiriques ont été élaborés afin de tester cette hypothèse à partir de deux échantillons différents: celui de l'enquête du Conseil de la langue française de 1979 et celui de l'enquête sur les salaires et les conditions de travail de Travail Canada (1979).

Ces modèles incluront des variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi auxquelles nous associerons, sur la base du code occupationnel, des données de risques d'accidents mortels et non mortels provenant d'une étude de la Commission de la santé et de la sécurité du travail.

Cette étude se subdivise en six chapitres. Le premier chapitre nous permettra d'approfondir la notion des différences compensatrices monétaires dans le contexte de la théorie des prix hédoniques. Puis nous présenterons le modèle général de Thaler et Rosen (1975) en vue d'établir les fondements microéconomiques nécessaires à l'élaboration

plus formelle de la relation observée entre les salaires et les différents niveaux de risque.

Dans le second chapitre nous analyserons l'ensemble des études qui ont tenté de vérifier empiriquement la théorie des différentiels compensatoires.

Le troisième chapitre portera principalement sur la description des sources de données et du type de variables que nous fournissent ces sources.

Les développements précédents nous amènent à préciser, dans le quatrième chapitre, la spécification des modèles empiriques ainsi que les attentes concernant l'ensemble des variables.

La présentation et l'interprétation des résultats de notre analyse fera l'objet du cinquième chapitre.

Dans le dernier chapitre, nous présenterons en guise de conclusion une synthèse de l'ensemble des résultats. Cette synthèse nous permettra de juger de la validité des estimations obtenues à partir des deux enquêtes.

Somme toute, cette étude s'inscrit dans la lignée de celles qui considèrent que les différentiels compensatoires

salariaux jouent actuellement un rôle important dans l'allocation de la main-d'oeuvre québécoise.

CHAPITRE I

CADRE ANALYTIQUE

Dans ce chapitre, nous développerons le cadre analytique qui nous a conduit à la spécification de nos modèles empiriques.

Nous donnerons un bref aperçu de la notion des différences compensatrices monétaires, puis nous établirons les fondements microéconomiques nécessaires à l'élaboration plus formelle de la relation observée entre les salaires et les différents niveaux de risques.

A cette fin, nous étudierons cette notion de "différentiel compensatoire" dans le contexte de la théorie des prix hédoniques. Nous serons ainsi en mesure, à l'aide du modèle de Thaler et Rosen (1975), de décrire théoriquement les comportements des travailleurs et des firmes sur un marché "implicite", soit celui des risques d'accidents. Ceci afin de dégager les caractéristiques de l'équilibre général.

Cette analyse s'apparente à l'analyse classique des choix du consommateur et du producteur en concurrence parfaite. La distinction principale repose sur le fait que l'on considère l'offre et la demande sur le marché

correspondant à une caractéristique particulière, soit le risque d'accidents.

1.1 Aperçu général de la notion des différences compensatrices monétaires

Les taux de salaire varient beaucoup selon les individus ou selon le type de professions considérées. Globalement, trois raisons peuvent être retenues afin d'expliquer ces différentiels.

Premièrement, les caractéristiques des individus (niveau de scolarité, expérience...) varient d'un individu à l'autre. Ces différences peuvent se traduire par des niveaux de productivité qui diffèrent d'un travailleur à l'autre: sur un marché de travail compétitif, les travailleurs qui possèdent des "aptitudes" plus grandes auront des salaires plus élevés, toutes choses étant égales par ailleurs.

Deuxièmement, certains travailleurs peuvent recevoir des salaires qui sont essentiellement des "rentes monopolistiques". Si les travailleurs peuvent limiter l'accès à certains emplois, ils peuvent être en mesure d'obtenir un taux de salaire plus élevé, créant ainsi une augmentation des disparités salariales. De façon générale, toutes barrières diverses, qui entravent le libre jeu de la concurrence, peuvent avoir pour effet d'élargir l'éventail

des rémunérations entre travailleurs au delà du niveau nécessaire à l'égalité des avantages et des désavantages reliés à certains emplois.

Troisièmement, les taux de salaire peuvent différer car certains emplois sont plus "plaisants" que d'autres. Un emploi plus agréable attire une grande offre de travailleurs et l'on peut observer, dans ce cas, des taux de salaire moins élevés que pour un emploi moins "désirable".

Cette dernière notion selon laquelle les différentes caractéristiques d'emploi génèrent des salaires différents, est celle que nous allons analyser.

En effet, tel qu'a affirmé Adam Smith (1776), même si l'accès à tous les emplois est parfaitement libre et même s'il n'existe aucune différence dans les caractéristiques des travailleurs, des taux de salaire différents existent étant donné l'attrait différent de certains emplois.

Selon Adam Smith (1776), sur un même marché de travail, la somme des avantages et des désavantages doit être

parfaitement égale entre tous les emplois, ou tendre vers une telle égalité¹.

Ainsi le marché opère afin d'égaliser l'attrait total des emplois et non les rétributions monétaires de ces emplois. Les économistes réfèrent à ces différences en tant que "différentiels compensatoires" car on exigera des salaires plus élevés afin de compenser pour certaines conditions désagréables de l'emploi. Ces différentiels de salaire sont donc, d'abord et avant tout, perçus comme étant des différentiels qui vont dans le sens de l'égalisation.

Nous avons choisi de retenir en tant que caractéristiques désagréables, les risques d'accidents

1

"The whole of the advantages and disadvantages of the different employments of labour and stock must, in the same neighborhood, be either perfectly equal or continually tending to equality. If in the same neighborhood, there was any employment evidently either more or less advantageous than the rest, so many people would crowd into it in the one case, and so many would desert it in the other, that its advantages would soon return to the level of other employments", Smith, Adam: "An Inquiry into the Nature and Causes of the Health of Nations, Oxford University Press, 1976, p.111.

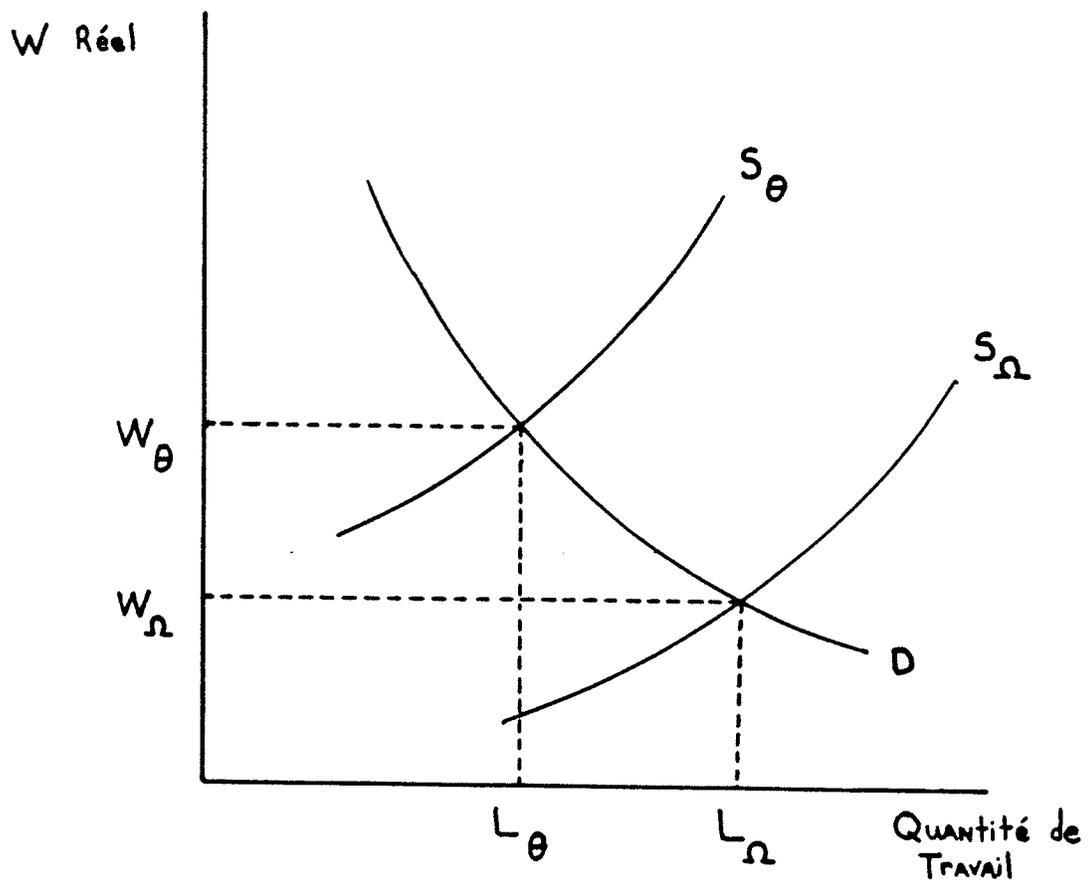
mortels et non mortels reliés à l'emploi¹).

La figure 1.1 illustre, de façon simple, la notion des différentiels compensatoires salariaux.

Supposons l'existence de deux emplois, l'un où les risques d'accidents sont élevés (θ) et l'autre où la probabilité d'être accidenté est quasi-nulle (Ω). De plus, supposons qu'il n'existe aucune différence dans les caractéristiques des travailleurs qui nous permettraient de distinguer les conditions de demande dans les deux cas. Ainsi la courbe de demande par les firmes de travailleurs, pour combler les deux postes est la même dans les deux cas. Cependant étant donné que l'attrait de ces emplois n'est pas le même (étant donné les différences dans le niveau de risque), l'offre de travail diffère. La courbe S_{θ} représente la courbe d'offre pour l'emploi "désagréable", tandis que la courbe S_{Ω} représente la courbe d'offre pour l'emploi

1

Certes, il s'agit là d'une vue plus restrictive de la théorie telle qu'établie originellement par Adam Smith. En effet, selon ce dernier, l'idée des différences compensatrices englobe tous les aspects, monétaires ou non, du travail. Ainsi, une occupation dangereuse peut être associée à certaines formes de compensation se concrétisant sous les aspects non pas d'une simple prime de salaire, mais bien aussi par certains bénéfices sociaux, par une certaine stabilité d'emploi, etc.

FIGURE 1.1: LA NOTION DES DIFFERENTIELS COMPENSATOIRES

"agréable". La courbe S_0 se trouve à la droite de S_1 étant donné les différences dans les deux emplois: quelque soit le niveau de salaire, les individus sont toujours prêts à offrir plus de travail pour l'emploi "agréable".

Les salaires d'équilibre sont W_0 et W_1 . Nous voyons donc que le salaire d'équilibre W_1 est inférieur à W_0 et que $(W_0 - W_1)$ représente le différentiel nécessaire pour compenser les travailleurs pour certaines caractéristiques désagréables du premier emploi, soit, dans l'exemple retenu ici, un risque élevé d'accidents relié à ce type d'emploi.

L'équilibre représenté à la figure 1.1 est stable: il n'existe aucune incitation pour le travailleur à transférer d'un emploi à l'autre. L'avantage net des deux emplois a été égalisé.

Les différentiels compensatoires¹ jouent donc actuellement un rôle important dans l'allocation de la main-d'oeuvre.

En effet, en l'absence de ces différentiels salariaux,

1

Etant donné que "compensation" doit être comprise comme en étant une "monétaire", tout au long de cette étude "différence compensatrice" sera synonyme de "différentiel salarial".

les travailleurs refuseraient de participer à des activités dangereuses, choisissant généralement des occupations relativement plus sécuritaires et plus plaisantes.

De plus, ce différentiel compensatoire constitue une incitation positive pour les employeurs qui seront tentés par exemple, d'investir davantage dans un équipement plus sécuritaire dans le but de réduire la prime de salaire nécessaire pour attirer la main-d'oeuvre et donc de réduire leurs coûts. Ainsi le différentiel devient un incitatif financier pour l'employeur à réduire le niveau de risque.

1.2 Le principe des différences compensatrices dans le contexte des prix hédoniques

La théorie des prix hédoniques fournit une structure analytique des plus pertinentes en vue de dériver théoriquement la relation d'équilibre s'établissant entre les salaires et les risques d'accidents¹.

1

Rosen (1974) fournit une discussion générale de la théorie des prix hédoniques. Thaler et Rosen (1975) et Smith (1979) appliquent le modèle général de Rosen, dans le cadre des différences compensatrices.

Selon l'approche "hédoniste", la valeur des biens est déterminée en fonction des caractéristiques intrinsèques des biens en question. Les biens peuvent être décrits par "n" mesures objectives des différentes caractéristiques possédées par eux.

Dès lors, le prix de chaque bien peut être défini comme étant la somme des prix de chacune des caractéristiques intrinsèques du bien, pondérés par la quantité spécifique de ces caractéristiques associée à ce bien.

Donc, si les biens peuvent être définis comme étant un agrégat de caractéristiques qui leur sont propres, les prix observés sur le marché sont aussi comparables en ces termes. Ainsi, chacun des prix associé aux caractéristiques d'un bien (prix implicite ou hédonique) peut être considéré comme étant le prix d'équilibre déterminé par l'offre et la demande sur le marché correspondant à une caractéristique particulière.

D'un point de vue strictement méthodologique, il est généralement admis que le fait de distinguer un bien en termes de quelques caractéristiques qui lui est propre, plutôt qu'en le comparant à un très grand nombre de biens similaires, génère une analyse qui s'apparente à la théorie des différences égalisatrices.

Conséquemment, nous pouvons concevoir un taux de salaire comme un agrégat de prix hédoniques correspondant à diverses caractéristiques de l'emploi. Plus précisément, il est possible d'imputer une série de prix marginaux implicites pour divers niveaux de risques, le risque étant une des dimensions caractérisant un emploi. Comme tout autre prix, cette imputation résulte de l'intersection de fonctions de demande et d'offre qui, dans le cas présent, sont: l'offre de personnes prêtes à travailler à des emplois représentant un certain niveau de risque et la demande, par les firmes, de travailleurs pour combler ces postes.

Smith (1979) et Thaler et Rosen (1975) ont fait une application précise de l'analyse du concept des différences compensatrices dans le cadre du contexte des prix hédoniques.

Outre le fait que cette application permet de dériver la relation d'équilibre "salaire-risque" du point de vue théorique, elle est sous-jacente, de plus, à l'élaboration de certaines hypothèses importantes qui ont été testées dans de nombreuses études.

1.3 Présentation générale du modèle théorique de Thaler et Rosen (1975)

Globalement, le modèle décrit un équilibre multidimensionnel où les acheteurs et les vendeurs sont localisés. Les biens sont décrits par "n" caractéristiques objectives. Ainsi la localisation dans le plan est représentée par un vecteur $Z=(Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ où Z_i mesure la quantité de la $i^{\text{ème}}$ caractéristique contenue dans chaque bien. Chaque acheteur fait face à un ensemble d'agrégat de caractéristiques distinctes. De plus, l'existence de biens différenciés implique qu'une grande variété de paniers de caractéristiques sont disponibles. Ainsi les transactions sur le marché des biens sont équivalentes à des "ventes liées" si l'on pense en termes de "paniers de caractéristiques", suggérant ainsi l'application du principe des "différences égalisatrices" pour analyser l'équilibre sur le marché des biens.

Plus précisément un prix $p(Z)=p(Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ est défini en chaque point du plan et guide les consommateurs et les producteurs dans leur choix des paniers de caractéristiques achetés et vendus. La concurrence prévaut sur ce marché. La fonction $p(Z)$ correspond à l'ensemble des prix hédoniques ou implicites et est déterminée par certaines conditions d'équilibre de marché: les quantités de biens offerts par les vendeurs à chaque point du plan, doit égaliser les quantités demandées par les consommateurs qui choisissent de se localiser à cet endroit. . Les consommateurs et les

producteurs basent leur décision en fonction du comportement de maximisation et les prix d'équilibre sont déterminés de telle sorte que les acheteurs et vendeurs sont parfaitement agencés. Aucun individu ne peut améliorer sa situation et tous les choix optimaux sont réalisables. Comme toujours, les prix d'équilibre du marché, $p(Z)$, sont déterminés en fonction des goûts des consommateurs et des coûts des producteurs.

Avant de considérer implicitement les décisions des travailleurs et des producteurs, nous devons retenir quelques hypothèses qui vont simplifier l'analyse théorique.

1.4 Hypothèses simplificatrices

1.4.1 Homogénéité des travailleurs et des producteurs

Nous devons considérer que tous les travailleurs sont homogènes, sauf en ce qui concerne leur aversion au risque, et que toutes les firmes sont identiques, sauf en ce qui concerne les risques reliés aux emplois qu'elles offrent. La seule caractéristique distincte de l'emploi est la "quantité" de risque reliée à chaque emploi. Ainsi les emplois qui comportent les mêmes risques sont, par hypothèse, identiques et les caractéristiques des employés

et employeurs deviennent non pertinentes dans le cadre de cette analyse.

1.4.2 Détermination des valeurs d'équilibre

Nous considérons que tous les prix et les quantités d'équilibre de marché sont déterminés pour chacune des caractéristiques de l'emploi sauf pour une, soit le risque d'accidents dont les valeurs d'équilibre restent à déterminer.

1.4.3 Un marché implicite

De la première hypothèse, nous savons que l'analyse est limitée aux travailleurs dont les caractéristiques personnelles sont identiques. Or ceci implique que l'analyse est confinée à un seul marché possible. En fait il existe plusieurs marchés de risque différents selon chaque panier de caractéristiques personnelles différentes⁽¹⁾.

1

Le fait de supposer qu'il n'existe qu'un marché implicite indépendant des caractéristiques personnelles des travailleurs n'enlève rien à la validité de l'analyse.

1.4.4 Ensemble de caractéristiques non dissociables

Nous supposons que les firmes ne se préoccupent que de la quantité totale de caractéristiques intrinsèques du travailleur, indépendamment de la manière dont sont agencées ces caractéristiques chez chacun de ces travailleurs. Cela signifie que l'ensemble des caractéristiques des travailleurs ne peut être dissocié. Par exemple, les firmes peuvent être indifférentes entre un travailleur ayant 9 ans de scolarité et 11 ans d'expérience, et un autre ayant 16 ans de scolarité et 4 ans d'expérience ou toutes autres combinaisons de ces caractéristiques.

1.4.5 Indicateur de risque univarié

Pour des fins de simplification, les risques sont représentés par un indice univarié "p" qui indique la probabilité d'un accident. Nous ne distinguons pas entre les décès et les blessures ainsi qu'entre divers niveaux de sévérité des accidents. Donc chaque emploi est représenté

par une valeur particulière de "p".

1.5 Le comportement des travailleurs

Le travailleur perçoit un accident de travail comme étant un événement qui vient interrompre, de façon temporaire ou permanente, son flux de revenu. Or la stabilité du revenu dans le temps constitue une source importante de bien-être pour les individus.

Tenant compte de ce fait, pour que deux emplois identiques mais représentant différents niveaux de risque, puissent procurer la même utilité attendue aux travailleurs, il faut que les salaires augmentent en fonction du risque. Ceci s'applique pour l'ensemble des travailleurs, qu'ils aient ou non de l'aversion au risque.

Ainsi les travailleurs choisissent un emploi, dont la probabilité d'accidents est "p", en fonction de la maximisation de leur espérance d'utilité.

Soit:

$$(1) E = (1-p) U[W(p)] + p U[(1-R) W(p)]$$

où: E = espérance d'utilité

$(1-p)$ = probabilité de ne pas avoir d'accidents

p = probabilité d'avoir un accident

$RW(p)$ = proportion du salaire perdu suite à un accident où R = constante ($0 < R < 1$)

Donc les travailleurs doivent déterminer le niveau optimal de "p" étant donné la maximisation de leur espérance d'utilité.

Soit une fonction θ qui indique l'échange, pour un niveau d'utilité et de richesse donné, qu'un travailleur est prêt à accepter entre différents niveaux de salaire et différents niveaux de risque.

$$(2) \theta(p; E, y) = \text{Courbe d'indifférence salaire-risque}$$

où: E = espérance d'utilité

y = richesse (revenus autre que ceux provenant du travail)

La figure 1.2 illustre plusieurs courbes d'indifférence d'un travailleur, pour un niveau donné de richesse.

Les courbes sont classées par ordre croissant d'espérance d'utilité. De plus, elles nous indiquent que le salaire augmente en fonction du risque à un taux croissant, pour un même niveau d'utilité. Le taux marginal de substitution entre les salaires et les risques est donc positif et croissant.

$$(3) \quad \frac{\delta\theta}{\delta p} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\delta^2\theta}{\delta^2 p} > 0$$

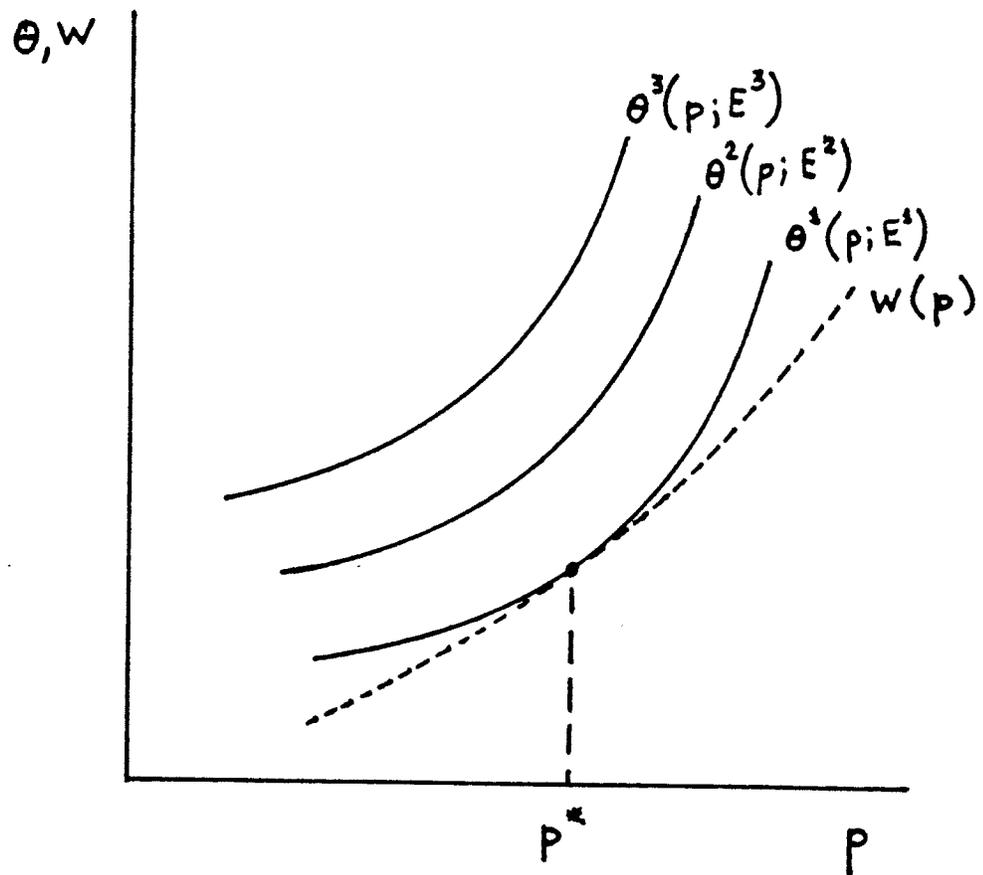
Chaque travailleur maximisera son utilité au point où la courbe d'indifférence θ est tangente à une courbe $W(p)$ qui représente le taux de salaire du marché associé à chaque valeur de "p" (en supposant une solution unique et intérieure).

Le choix optimal de "p" (p^*) est donc caractérisé par deux conditions d'équilibre:

$$(4) \quad W(p^*) = \theta(p^*, E)$$

$$(5) \quad \frac{\delta W(p^*)}{\delta p^*} = \frac{\delta \theta}{\delta p^*}$$

FIGURE 1.2 : COURBES D'INDIFFERENCE "SALAIRE-RISQUE" D'UN TRAVAILLEUR, POUR UN NIVEAU DONNE DE RICHESSE



Donc les travailleurs sont prêts à encourir des risques additionnels si le salaire s'accroît conséquemment et le taux auquel ils veulent effectuer cette substitution doit être égal à celui qui est effectivement observé sur le marché: le salaire marginal acceptable ($\delta\theta/\delta p$) doit être égal au salaire marginal observé sur le marché.

Ces conditions s'appliquent quelque soit le niveau de "p". De plus, elles sont nécessaires afin d'assurer un choix optimal.

En effet, si par exemple à un niveau quelconque de "p", $\delta W(p)/\delta p > \delta\theta/\delta p$ alors un travailleur peut améliorer sa situation en occupant un emploi où le niveau de risque est légèrement plus élevé que celui auquel il fait face actuellement. Ainsi ce travailleur peut augmenter son espérance d'utilité car le salaire additionnel offert pour ces emplois plus dangereux excède l'évaluation marginale qu'en fait ce travailleur.

De même, si $\delta W(p)/\delta p < \delta\theta/\delta p$ alors il n'est pas rationnel pour un travailleur d'occuper un emploi dont les risques seraient à ce niveau. Les emplois offrant de plus petites probabilités d'accidents engendrent une plus grande espérance d'utilité et le salaire marginal observé sur le marché doit augmenter si l'on veut que de tels emplois

soient comblés.

Nous devons tenir compte, par ailleurs, du fait que les goûts des travailleurs, en ce qui concerne les risques à encourir, sont différents. Ainsi il existe plusieurs courbes d'indifférence θ variant selon le degré d'aversion au risque de chacun des travailleurs.

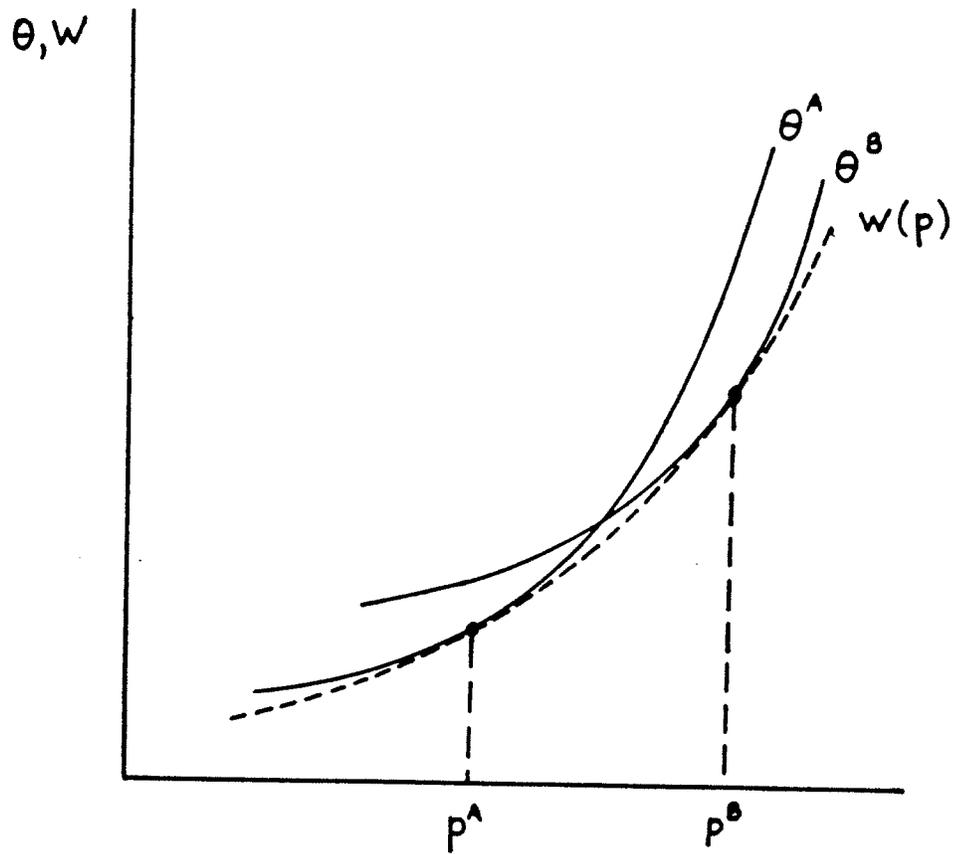
La figure 1.3 illustre le cas de deux travailleurs dont l'un possède moins d'aversion pour le risque que l'autre.

La courbe d'indifférence du travailleur A nous indique que ce dernier a plus d'aversion au risque que le travailleur B. En effet le travailleur A doit recevoir (quelque soit le niveau de salaire) une plus grande compensation salariale que le travailleur B, pour encourir le même risque additionnel. En effet :

$$(6) \frac{\delta \theta^A}{\delta p} > \frac{\delta \theta^B}{\delta p}, \text{ quelque soit } W$$

Ainsi les travailleurs qui ne valorisent pas beaucoup la sécurité au travail (donc qui demandent des salaires marginaux acceptables moindres que ceux dont l'aversion au risque est élevée) trouvent optimal d'occuper un emploi représentant des niveaux élevés de risque ($p^B > p^A$).

FIGURE 1.3 : COURBES D'INDIFFERENCE "SALAIRE-RISQUE" DE DEUX TRAVAILLEURS DONT L'AVERSION POUR LE RISQUE DIFFERE.



On comprendra dès lors, que si l'on trace l'ensemble des courbes d'indifférence θ pour tous les travailleurs sur le marché, la courbe $W(p)$ devient l'enveloppe inférieure de cet ensemble de courbe.

Notons, en dernier lieu, que nous pouvons observer la fonction $W(p)$ alors que les courbes θ ne le sont pas. Cependant les conditions d'équilibre nous indiquent que $W'(p^*) = \delta\theta(p^*, E^*) / \delta p$ pour les travailleurs trouvant p^* optimal. Ainsi la pente de la fonction $W(p)$ identifie aussi le salaire marginal acceptable pour ces travailleurs (soit $\delta\theta / \delta p$) à ce niveau de risque.

1.6 Le comportement des producteurs

L'analyse du choix optimal du niveau de risque par les firmes est similaire à celle qui vient d'être élaborée pour les travailleurs. Nous verrons, entre autre, que la courbe $W(p)$ est aussi la courbe enveloppe supérieure d'une série de courbes d'isoprofit.

La firme maximise ses profits en regard de l'input travail (L) et de la probabilité d'accident (p).

$$(7) \quad \pi = f(p, L) - W(p)L - c(1-p)$$

où $X=f(p,L)$: fonction de production où le seul input considéré est le travail. Le prix de X est égal à l'unité.

$W(p)$: salaire de concurrence qui doit être versé au travailleur pour divers niveaux de risque.

$c(1-p)$: représente le coût d'assurer la sécurité des travailleurs. Cet élément ne tient compte que des coûts inhérents à la part des mesures de sécurité qui proviennent de l'extérieur (par exemple l'achat de casques protecteurs produits par une autre firme)¹.

Les conditions nécessaires pour un maximum sont les suivantes:

$$(8) \quad \frac{\delta \pi}{\delta p} = f_p - \frac{\delta W(p)}{\delta p} \times L + c' = 0$$

$$d'où \quad f_p + c' = W'(p) \times L$$

$$(9) \quad \frac{\delta \pi}{\delta L} = f_L - W(p) = 0$$

$$d'où \quad f_L = W(p)$$

Ainsi afin de maximiser ses profits, la firme embauche des travailleurs jusqu'au niveau où leur salaire égale leur produit marginal. De plus, les coûts marginaux des firmes sont définis comme étant les paiements salariaux additionnels qui doivent être versés aux travailleurs afin

1

Notons que la fonction de production a été établie de manière à ce que les mesures de sécurité et de prévention soient "produites" par la firme elle-même.

de les inciter à accepter des emplois plus risqués. Les bénéfices marginaux proviennent d'une production accrue et d'une diminution des coûts suite à des investissements moins grands dans des équipements (machineries) sécuritaires.

De même que dans l'analyse du choix du travailleur, il existe une fonction Ω qui représente les salaires que la firme est prête à verser à un nombre optimal de travailleurs et pour un niveau de profit constant, selon les différents niveaux de risque liés à l'emploi offert.

$$(10) \quad \Omega = \frac{f(p, L) - c(1-p) - \pi}{L}$$

$$\Omega = f_L(p, L)$$

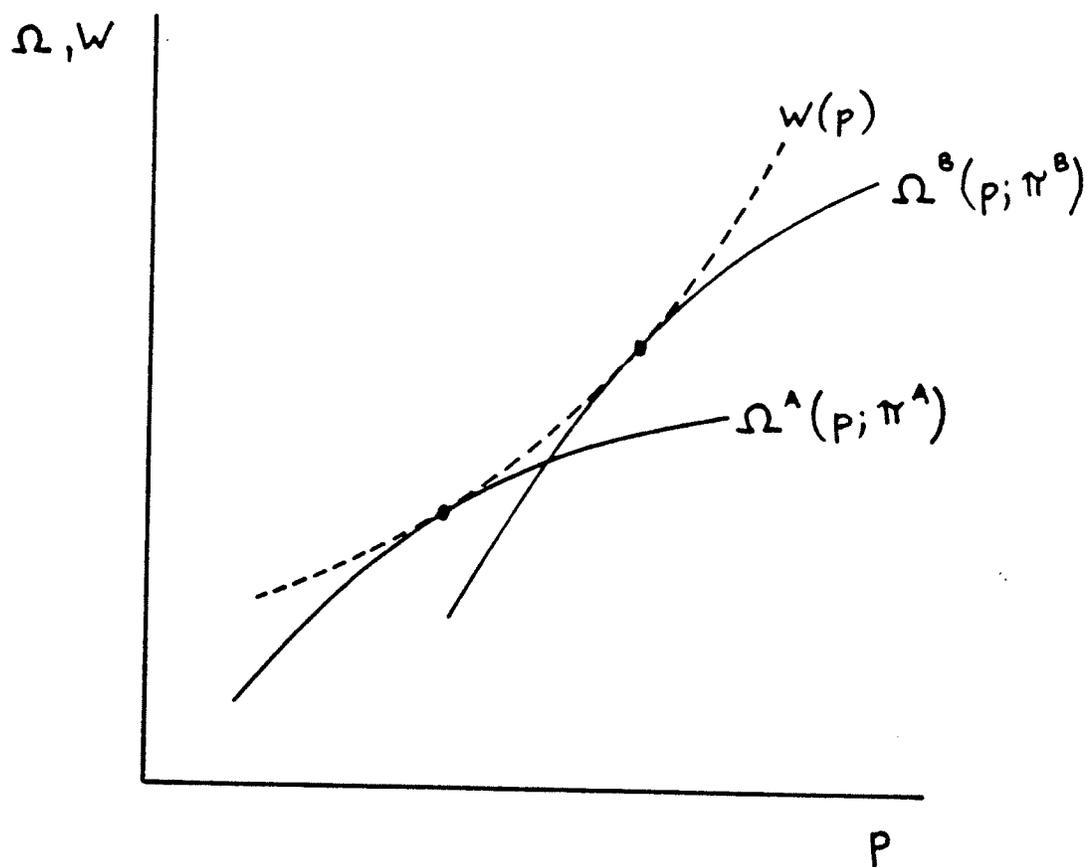
$$\text{où } \frac{\delta \Omega}{\delta \pi} = -\frac{1}{L} < 0$$

$$\text{et } \frac{\delta \Omega}{\delta p} = \frac{(f_L + c')}{L} > 0$$

Les courbes d'isoprofit de deux firmes sont illustrées à la figure 1.4.

Nous voyons donc, que plus le niveau de risque d'accidents s'élève, plus la firme est prête à verser des salaires plus élevés ($\delta \Omega / \delta p > 0$) mais à un rythme

FIGURE 1.4 : COURBES D'ISOPROFIT DE DEUX FIRMES DONT LA TECHNOLOGIE DIFFERE



décroissant, pour un niveau donné de profit¹).

Les firmes peuvent offrir des emplois comportant peu de risque, si elles encourent les dépenses nécessaires à la réduction de ces risques. Cependant, pour conserver un même niveau de profit, elles vont réduire les risques seulement si elles peuvent diminuer simultanément les salaires (par hypothèse, toutes les autres caractéristiques ayant été déterminées).

De plus, étant donné que les technologies diffèrent d'une firme à l'autre et qu'elles font face à différents prix des produits et facteurs de production, plusieurs courbes d'isoprofit peuvent être tracées.

Par exemple, nous voyons à la figure 1.4 que la firme A fait face à un processus de production et à des coûts tels qu'elle trouve plus avantageux d'offrir des emplois moins risqués mais à un salaire moins élevé que la firme B. Il est moins coûteux à la marge, pour la firme A que pour la firme B, d'atteindre un certain niveau de sécurité.

1

Les firmes représentées à la figure 1.4 peuvent appartenir soit à la même industrie ou à différentes industries, en autant qu'elles soient compétitives sur le même marché.

L'équilibre de chaque firme est caractérisé par la tangence entre les courbes d'isoprofit et la courbe $W(p)$ ($W'(p) = \delta\Omega/\delta p$).

Si le nombre de firmes opérant à l'équilibre de concurrence à long terme est très grand, l'enveloppe des courbes d'isoprofit trace ce qui a été défini antérieurement comme étant la courbe d'équilibre "salaire-risque".

De même qu'auparavant, nous ne pouvons pas observer la fonction $W(p)$ mais $W'(p^*)$ identifie aussi $\delta\Omega^i(p^*, \pi^*)/\delta p$, pour la firme "i" qui a choisi le niveau optimal de risque p^* .

1.7 L'équilibre sur le marché

La relation observable "salaire-risque" (courbe $W(p)$) représente donc une double enveloppe: c'est la frontière inférieure d'une série de courbes d'indifférence des travailleurs et c'est aussi la frontière supérieure de l'ensemble des courbes d'isoprofit des firmes. L'équilibre sur le marché de l'emploi est donc caractérisé par cette fonction $W(p)$ qui est formée de l'ensemble des points de

tangence entre les courbes d'indifférence des travailleurs et des courbes d'isoprofit des firmes.

Etant donné cette fonction d'équilibre $W(p)$, chaque travailleur détermine un niveau optimal de "p" en comparant les coûts associés à un accroissement des risques, avec les rendements monétaires sous forme de salaires plus élevés. Les firmes, contraintes par leur technologie sous-jacente, décident du niveau de risque relié à chaque emploi en comparant les coûts encourus par le fait de fournir un niveau plus élevé de sécurité avec les rendements monétaires accrus qu'elles espèrent en retour, sous forme de paiements salariaux moins élevés.

L'équilibre est atteint lorsque le nombre de travailleurs appliquant pour un emploi, à chaque niveau de risque est égal au nombre d'emplois offerts à ces mêmes niveaux de risque. La courbe $W(p)$ joue, en quelque sorte le même rôle que les prix dans les marchés standards: c'est un instrument d'équilibre qui agence les travailleurs et les firmes.

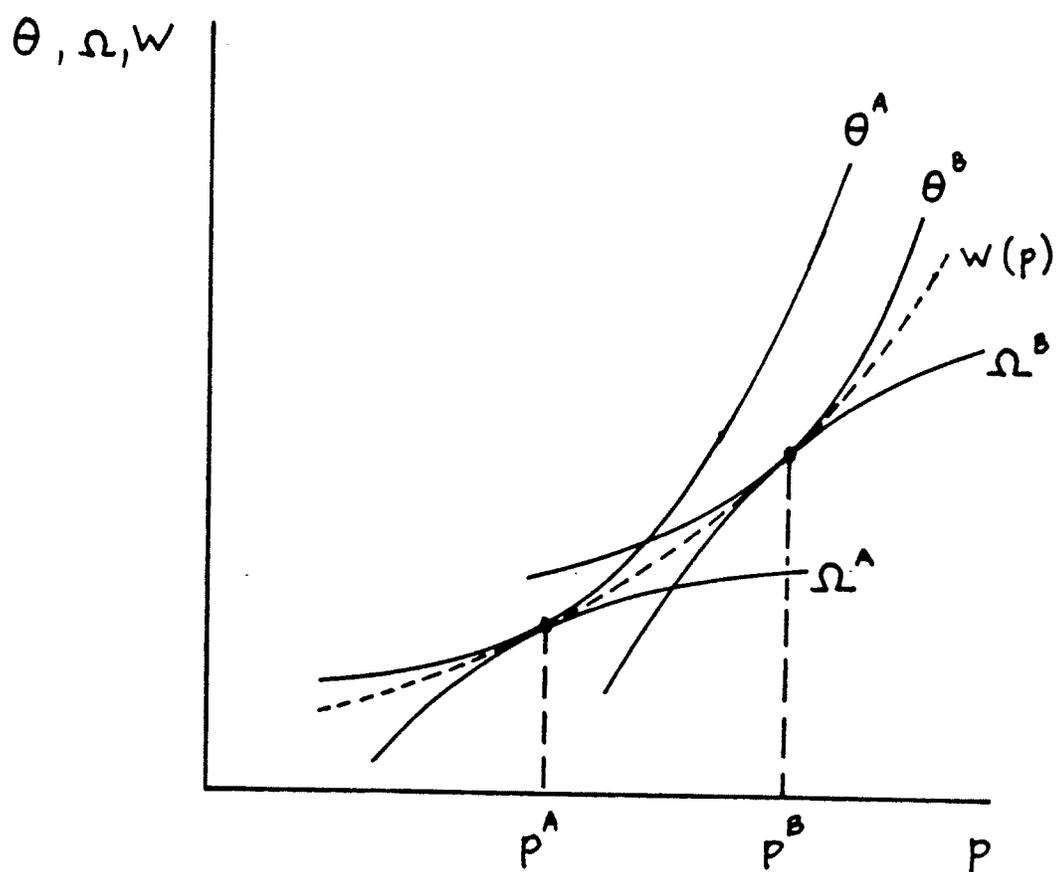
La figure 1.5 illustre l'équilibre sur le marché.

Nous y voyons que les travailleurs qui valorisent beaucoup la sécurité (travailleur A) tendent à accepter des emplois auprès des firmes qui peuvent offrir ce niveau de sécurité à un coût peu élevé (firme A). Les travailleurs qui ont le moins d'aversion au risque (travailleur B) trouvent optimal d'être employé auprès de firmes offrant des salaires plus élevés et moins de sécurité (firme B).

Nous devons donc en conclure que les travailleurs, dont l'aversion au risque est faible, acceptent des emplois relativement plus dangereux et acceptent à la marge une plus petite augmentation de salaire relativement aux individus dont l'aversion au risque est plus grande.

1.8 Commentaires

La courbe d'équilibre "salaire-risque" qui indique que des emplois, représentant des niveaux de risque plus élevés, vont impliquer des niveaux de salaire plus élevés, a été dérivée en tenant compte de certaines hypothèses restrictives, dans le but de simplifier l'analyse. Il convient donc ici de reconsidérer ces hypothèses afin de

FIGURE 1.5 : L'EQUILIBRE SUR LE MARCHÉ IMPLICITE DU RISQUE

mieux préciser la relation s'établissant entre les salaires et les risques.

1.8.1 Convexité de la courbe W(p)

Dans cette analyse, la fonction W(p) n'a pas été contrainte à être linéaire. Toutefois cette hypothèse n'est pas sous-jacente à l'élaboration de la théorie. Ainsi aucune prédiction ne peut être faite en regard de la convexité ou la concavité de la courbe ou même en regard de la linéarité de la courbe¹. Ceci aura des implications au niveau de la spécification empirique de la relation "salaire-risque".

1.8.2 Homoqéinité des travailleurs

Nous savons que les taux de salaire varient non seulement en fonction des risques mais aussi en fonction des caractéristiques des travailleurs. Il aurait été aussi possible de préciser une fonction W(p,c) où c est un vecteur des caractéristiques des travailleurs. Le modèle qui vient

1

Les conditions de second ordre nous indiquent que:

$$\frac{\delta^2 W}{\delta^2 p} < , = , > 0$$

d'être présenté référerait donc à un seul type de travailleur (autrement dit, "c" était identique pour tous). Cependant si l'on relâche cette hypothèse, l'équilibre sera caractérisé par un ensemble de courbes $W(p,c)$, une pour chaque valeur de "c". Il existe donc plusieurs marchés implicites de l'emploi, un pour chaque caractéristique du travailleur.

Il est vraisemblable de croire que les caractéristiques personnelles des travailleurs peuvent affecter leur probabilité d'avoir ou non des accidents au travail. L'âge, la race, le sexe, et la syndicalisation ou non des travailleurs sont des facteurs qui ont été souvent retenus dans les études afin de tester cette hypothèse.

Afin de tenir compte de cette possibilité, il est donc nécessaire d'introduire certaines variables d'interaction entre les caractéristiques des travailleurs et le risque, dans la spécification du modèle.

Toutefois, quelle que soit l'interaction pouvant exister, l'analyse théorique présentée ici, demeure valable.

1.8.3 Déplacement de la courbe $W(p)$

La courbe $W(p)$ peut se déplacer dans le temps suite aux changements dans la rentabilité relative de la production à chaque niveau de risque. Ces changements peuvent se produire suite à des innovations technologiques ou suite à des variations dans les préférences des travailleurs.

1.8.4 La fréquence et la gravité des accidents non mortels

L'analyse théorique nécessite quelques considérations additionnelles concernant la spécification de la variable mesurant le risque.

En effet, le coût d'un accident non fatal varie selon deux dimensions, soit la fréquence et la gravité (cette dernière pouvant être mesuré en termes de nombre de jours perdus de travail).

La relation entre les salaires et les risques, telle que nous venons de l'établir, demeure la même: les salaires augmentent positivement en fonction de la fréquence (F) et de la gravité (G) des accidents non mortels.

Tel que l'a démontré Olson (1981), le produit de F et G (FG) égale le nombre anticipé de jours perdus de travail suite à un accident de travail non mortel et représente

aussi le coût total anticipé des accidents pour un travailleur qui fait face à ces risques.

Dans un marché de concurrence où les travailleurs sont neutres quant aux risques, la prime salariale va compenser exactement le coût total anticipé des accidents. Si les travailleurs ont de l'aversion au risque, une prime additionnelle est nécessaire pour compenser les individus de l'incertitude concernant ces pertes anticipées.

Olson (1981) démontre que si on maintient les pertes anticipées constantes (FG), alors le différentiel salarial s'élève au fur et à mesure que la gravité augmente (et donc lorsque la fréquence diminue).

C'est donc dire qu'un travailleur qui a de l'aversion au risque, va demander une plus grande compensation salariale pour un emploi dont la fréquence d'accident est peu élevée mais dont la gravité est plus élevée, comparativement à un emploi où la probabilité d'avoir un accident est plus grande mais dont la sévérité des accidents est moindre, même si la perte anticipée de jours perdus de travail est la même dans les deux emplois.

CHAPITRE II

Revue de la littérature

Plusieurs études portant sur les différentiels compensatoires ont tenté de vérifier empiriquement cette théorie en sélectionnant des caractéristiques désagréables de l'emploi (en l'occurrence les risques d'accidents mortels ou non) et en identifiant les primes de salaire pouvant leur être associées.

La majorité de ces études sont d'origine américaines, à l'exception de celles de Marin et Psacharopoulos (1982) et Duncan et Holmlund (1983) qui proviennent respectivement de Grande-Bretagne et de Suède.

Nous présenterons donc, dans ce chapitre, les principaux résultats de ces études concernant l'incidence des risques d'accidents mortels et non mortels sur la détermination des salaires.

Mais avant tout, nous décrirons les modèles empiriques utilisés ainsi que le type de données et les variables qui furent utilisées pour mesurer cet impact.

2.1 Spécification des modèles utilisés

La spécification empirique des modèles utilisés dans l'ensemble des études est identique. Globalement, il s'agit d'un modèle classique de détermination des salaires auquel on ajoute des variables mesurant le risque rattaché à un emploi. Ainsi les salaires sont fonction:

- des caractéristiques individuelles (âge, sexe, scolarité...)
- des caractéristiques de l'emploi (occupation, heures travaillées,...)
- des risques d'accidents mortels et/ou non mortels reliés à l'emploi.

Naturellement, étant donné l'objet de cette étude, notre attention sera exclusivement portée sur le troisième type de variables, à savoir celles mesurant le niveau de risque rattaché à un emploi. Cependant, le tableau 2.1 fournit la description exhaustive des deux premiers types de variables utilisées dans la spécification des modèles de toutes les études retenues dans le cadre de cette analyse.

Quoiqu'il en soit, les spécifications adoptées demeurent

TABLEAU 2.1

Description du type de données utilisées et de l'ensemble des variables des modèles recensés dans les diverses études.

Etude/Année	Région/Année	Type de données	Variable dépendante	Variables indépendantes
THALER et ROSEN (1975)	Etats-Unis 1967	Coupe transversale: hommes adultes, chefs de ménage. Survey of Economic Opportunity (907 cas)	- Salaire hebdomadaire	Age, éducation, statut matrimonial, lieu de résidence, race, syndiqué ou non, type d'occupation, heures et semaines travail- lées, probabilité excédentaire de décès.
McLEAN WENDLING et NEERGAARD (1978)	Wisconsin 1968	Coupe transversale: salariés du secteur manufacturier (4713 cas)	1) Salaire hebdomadaire 2) Taux de fréquence d'accident non mortel	Age, sexe, race, statut matrimonial, scola- rité, pourcentage de travailleurs dans in- dustrie syndicalisée, région métropolitaine ou non: 1) + taux de fréquence. 2) + salaire hebdomadaire et utilisation de capital par employé.
VISCUSI (1978a) (1978b)	Etats-Unis 1969-1970	Coupe transversale: travailleurs temps plein; Cols bleus. Survey of working conditions (496 cas)	- Revenu de travail annuel (forme arith- métique et logarith- mique)	Age, scolarité, sexe, race, syndiqué ou non, occupation, taille de l'entreprise, séniorité et état matrimonial: a) + dangers perçus par le travailleur, taux d'accidents mortels et non mor- tels par industrie. b) + superviseur ou non, vitesse d'exé- cution, sécurité de l'emploi, travail supplémentaire, présence de program- me de formation, dangers perçus par le travailleur, taux d'accidents par industrie.
BROWN (1980)	Etats-Unis 1966-1971, 1973	Données longitudinales sur jeunes hommes non diplômés universitaires, National Longitudinal Survey (3290 cas)	Revenu de travail (log)	Année(s), formation, syndiqué ou non, statut matrimonial, lieu de résidence, santé, race, séniorité, exigences de l'em- ploi (scolarité, expérience), travail ré- pétitif, travail stressant, pénibilité du travail physique, probabilité excédentaire de décès par occupation.

TABLEAU 2.1 (suite)

Etude/année	Région/année	Type de données	Variable dépendante	Variabiles indépendantes
OLSON (1981)	Etats-Unis 1973	Coupe transversale, travailleurs temps plein, secteur privé, Current Population Survey (5993 cas)	Salaires hebdomadaire et horaire (log)	Lieu de résidence, âge, race, sexe, scola- rité, statut matrimonial, catégorie occu- pationnelle, syndiqué ou non, probabilité d'accidents mortels et non mortels.
LEIGH (1981a) et (1981b)	Etats-Unis 1974 et 1977	Deux coupes transver- sales, hommes travail- lant à temps plein comme cols bleus 1974: Panel Study of Income Dynamic a) 2129 cas; b) 1332 cas. 1977: Quality of Em- ployment Survey a) 484 cas; b) 419 cas.	Revenu de travail annuel (log)	(1981a) Scolarité, âge, statut matrimonial, syndiqué ou non, taux d'accidents selon industrie. (1981b) Scolarité, âge, statut matrimonial, nombre d'enfants, syndiqué ou non, probabilité excédentaire de décès par occupation, taux d'accidents par industrie.
LEIGH (1982)	Etats-Unis 1973 et 1977	Deux coupes transver- sales: hommes blancs travail- lant comme cols bleus à temps plein. Quali- ty of Employment Sur- veys (1973: 320 cas et 1977: 361 cas)	Revenu de travail annuel	Scolarité, âge, heures travaillées par semaine, nombre d'enfants, séniorité, statut matrimonial, santé, lieu de rési- dence, syndiqué ou non, fréquence de grève, taux d'accidents mortels et maladies occupationnelles.

TABLEAU 2.1 (suite)

Etude/Année	Région/Année	Type de données	Variable dépendante	Variables indépendantes
MARIN et PSACHAROPOU- LOS (1982)	Grande- Bretagne 1975	Coupe transversale: administrateurs et professionnels (688 cas); travailleurs non ma- nuels (1335 cas); travailleurs manuels (3378 cas).	Revenu de travail annuel (log)	Scolarité, expérience, semaines travail- lées, syndiqué ou non, diversification de l'occupation, risque d'accidents mortels.
LOW et McPHERTERS (1983)	Etats-Unis 1976	Policiers, données pour 72 villes améri- caines.	Salaires de départ des policiers en 1976	Revenu per capita, région, crime per capita, pourcentage non-blanc, taux de chômage, densité de la population, dépen- ses judiciaires par crime, décès au travail prévus.
DUNCAN et MOLMLUND (1983)	Suède 1968 et 1974	Données logitodinales: employés masculins, Swedish Level of Living Surveys (1226 cas)	ln (salaire 1974) ln (salaire 1968)	Scolarité, expérience, statut matrimonial, handicapé ou non, statut d'emploi, taux de chômage, contraintes sur les heures de travail, travail physique pénible, travail dangereux (puissant stress, bruit, fumée, vibration).
DORSEY et WALZER (1983)	Etats-Unis 1970	Coupe transversale: salariés, secteur privé, non agricole, cols blancs exclus, Current Population Survey (5843 cas)	Revenu de travail hebdomadaire (log)	Scolarité, âge, race, sexe, statut matrimonial, heures usuelles travaillées, probabilité d'un accident non mortel, nombre moyen de jours perdus par accident, primes d'assurance de l'industrie (taux).

TABLEAU 2.1 (suite et fin)

Etude/Année	Région/Année	Type de données	Variable dépendante	Variabes indépendantes
ARNOLD et NICHOLS (1983)	Etats-Unis 1970	Données du Recensement de population de 1970 (1831 cas)	Salaire hebdomadaire moyen	Scolarité, âge, lieu de résidence, industrie, race, syndiqué ou non, heures travaillées, travail temps plein ou non, chef de ménage ou non, pourcentage du salaire remboursé en cas d'accident, probabilité excédentaire de décès par occupation.
BARRY (1985)	Etats-Unis 1977	Coupe transversale: travailleurs de pro- duction, temps plein, Quality of Employment Survey (528 cas)	Revenu annuel de travail (log)	Age, scolarité, race, superviseur ou non, sécurité d'emploi, syndiqué ou non, temps supplémentaire, avantages sociaux, travail exigeant de l'habileté, niveau de danger.
DILLINGHAM (1985)	Etats-Unis 1977	Coupe transversale: travailleurs, Quality of Employment Survey (514 cas)	Taux de salaire horaire (log)	Age, sexe, race, statut matrimonial, syndiqué ou non, séniorité, formation professionnelle, expérience de travail, occupation, industrie, taux d'accidents mortels.

cohérentes avec la théorie. Notons que la majorité des auteurs ont utilisé des modèles à équations simples, qu'ils ont estimés par moindres carrés ordinaires. Néanmoins, McLean, Wendling et Neergaard (1978) suggèrent qu'en ne tenant pas compte aussi du fait que les salaires puissent affecter également les risques d'accidents, des biais importants peuvent s'introduire¹.

Cependant très peu d'auteurs ont tenu compte de ce biais de simultanéité. Or il est raisonnable de croire que le salaire soit un facteur déterminant des risques d'accidents.

A cet effet, Thaler et Rosen(1975) suggèrent que dans la mesure où la consommation de sécurité est considérée comme un bien normal, cette consommation augmentera avec le revenu (effet de revenu). Par ailleurs, le fait que le salaire marginal s'accroît pour des niveaux plus élevés de risque, implique que la consommation de sécurité peut aussi diminuer avec le revenu (effet de substitution).

De plus, il existe certains effets de richesse (Viscusi,1978) qui expliquent que le niveau de risque relié

1

Ces auteurs ont donc utilisé un modèle à équations simultanées, où le taux de fréquence d'accidents apparaît comme variable endogène. Notons cependant qu'après avoir estimé leur modèle, ils ont rejeté l'hypothèse que les taux de fréquence d'accidents sont fonction des salaires.

à un emploi qui est choisi par le travailleur, est relié négativement à son niveau de richesse. Ainsi le niveau d'aversion au risque des travailleurs augmente selon la richesse des travailleurs.

Si l'on tient compte du fait que les salaires des travailleurs nous fournissent une approximation valable de cette richesse, il s'ensuit que les salaires sont inversement reliés aux risques d'accidents encourus par les travailleurs.

La méthode des doubles moindres carrés ordinaires devrait donc être retenue afin d'estimer la relation "salaire-risque".

Or, nonobstant l'affirmation que les risques et les salaires sont simultanément déterminés sur le marché du travail, certains auteurs [Smith (1979), Leigh (1981)] justifient l'utilisation de moindres carrés ordinaires pour évaluer la pente de la courbe des différences égalisatrices pour le salaire et les risques, en affirmant que cette courbe est une fonction d'équilibre résultant de l'ensemble des points de tangence entre les courbes d'indifférence des travailleurs et les courbes d'isoprofit des firmes.

Conséquemment, puisque l'utilisation de la régression a

pour objet de tenter d'identifier ces points de tangence et non pas les courbes elles-mêmes, l'utilisation de modèles à équations simples est, selon eux, tout à fait compatible avec la théorie.

2.2 Données utilisées

Les données portant sur les caractéristiques individuelles et de l'emploi le plus fréquemment utilisées sont de type transversal. Les données portant sur les risques d'accidents proviennent généralement d'une source différente et sont associées, en fonction du code occupationnel ou industriel, aux données individuelles de l'échantillon retenu.

Ainsi, des données d'enquêtes diverses ont été combinées à des données actuarielles de probabilité excédentaire de décès par occupation [Thaler et Rosen (1975), Brown (1980), Leigh (1981b), Arnould et Nichols (1983)]; à des données de risque par industrie [Viscusi (1978), Leigh (1981b, 1982), Olson (1981), Dorsey et Wakzer (1983)]; à des données de risque par occupation [Marin et Psacharopoulos (1982), Barry (1985)].

Dillingham (1985) a examiné l'influence des différentes

définitions de variables de risque sur les estimés de primes de salaire. En utilisant cinq définitions qui diffèrent principalement par le niveau de désagrégation des données¹, il trouve que les coefficients de la variable de risque augmentent selon le niveau d'agrégation utilisé dans les mesures de risque, et il obtient des estimés de primes salariales variant entre 1,9% et 3,8% . Son analyse révèle que les différences observées dans les estimations de primes salariales utilisant les données de risque par industrie et celles utilisant les données de risques occupationnels, peuvent être attribuées aux différences dans le type de risque mesuré (ou à des différences dans les échantillons) .

Marin et Psacharopoulos (1982) se sont aussi intéressés à cette hypothèse de biais d'agrégation, c'est-à-dire que le fait d'utiliser des données de risque classées par industrie

1

Les 5 variables utilisées sont:
-la probabilité annuelle d'accidents mortels (industrie);
-nombre d'accidents mortels (industrie);
-nombre d'accidents mortels (occupation);
-nombre d'accidents mortels (industrie/occupation);
-nombre d'accidents mortels (groupes majeurs de l'industrie/occupation).

Le niveau le moins et le plus agrégé correspond respectivement à 83 occupations et à une matrice 83 X 157 occupations par industrie.

plutôt que par occupation, conduit à des estimations de primes de salaire plus élevées.

Procédant à des estimations pour différents niveaux d'agrégation de la variable de risque, ils obtiennent qu'effectivement, les primes varient selon la classification des risques par occupation ou industrie.

Cependant, ils distinguent d'autres facteurs pouvant avoir contribué à cet écart. Ils dénotent, par exemple, que les études ayant utilisé des données industrielles de risques, et donc celles où les estimations de primes de salaire sont le plus élevées, se sont souvent limitées à un échantillon composé de travailleurs manuels. De plus, le type de mesure de risque (accidents mortels ou taux excédentaires de décès) explique aussi ces différences.

Afin de palier à ce problème d'agrégation, ces auteurs suggèrent d'employer une mesure de risque d'accidents associée à l'occupation et au type d'industrie, et non pas à l'un ou l'autre, exclusivement. C'est le cas notamment de McLean, Wendling et Neergaard (1978) qui ont cependant dû restreindre leur étude à un seul état américain, étant donné certaines restrictions d'échantillonnage.

Les études de Brown (1980) et Duncan et Holmund (1983)

se distinguent de l'ensemble par le fait qu'ils utilisent des données longitudinales.

L'utilisation de ce type de données a pour but d'améliorer la quantité d'information concernant les caractéristiques personnelles des individus. Ainsi pour Brown (1980), les recherches antérieures n'offrent qu'un support limité de la théorie parce que certaines caractéristiques importantes des travailleurs demeurent non mesurables, biaisant ainsi les résultats.

L'usage de données longitudinales devient donc un moyen de contrôler ce problème de caractéristiques non mesurables, commun à la plupart des études utilisant des données de type transversal¹.

Les données qu'utilisèrent Duncan et Holmlund (1983) se distinguent de l'ensemble, non pas simplement du fait qu'elles sont de type longitudinal, mais bien plutôt parce

1

Les résultats de Brown (1980) ne démontrent pas l'avantage d'utiliser des données de type longitudinal car, contrairement à l'hypothèse avancée, à savoir un biais engendré dû à l'omission de certaines variables, les coefficients des variables de caractéristique d'emploi supposés générer des différences égalisatrices salariales, sont souvent non significatives.

qu'elles mesurent la perception des travailleurs quant aux risques auxquels ils ont à faire face. Ainsi des données qui permettent l'obtention de renseignements quant aux caractéristiques de l'emploi, qui sont rapportées par le travailleur lui-même, offrent l'avantage, selon eux, de réduire le biais engendré par l'utilisation de deux sources différentes de données concernant d'une part, les caractéristiques individuelles et de l'emploi et d'autre part, les risques d'accidents.

Quoique le travail empirique de ces auteurs semble confirmer l'hypothèse que les caractéristiques de l'emploi rapportées par les travailleurs eux-mêmes réduisent certains biais, certains commentaires additionnels s'imposent.

En effet, la comparaison de ces données parmi les individus est amoindrie du fait de la perception subjective des dangers que peut comporter un emploi, tels qu'évalués par un individu⁽¹⁾.

Finalement, Viscusi (1978b) a obtenu à peu près les

1

Par exemple, les travailleurs qui ne sont pas satisfaits de leur emploi peuvent rapporter l'existence de conditions désagréables de travail qui ne sont pas considérées comme telles par les travailleurs dont la satisfaction est plus élevée.

mêmes estimations de primes de salaire en utilisant dans la spécification de son modèle, soit une variable de risque mesurant la perception par le travailleur des dangers auxquels il est exposé , soit une variable mesurant objectivement les taux d'accidents par industrie.

Somme toute, il est nécessaire de relativiser toutes conclusions ayant trait à ce sujet.

2.3 Les variables dépendantes

Si la théorie prédit qu'il existe une relation entre les salaires et le niveau de risque rattaché à un emploi, elle ne fournit, par contre, aucune indication quant au choix de la forme fonctionnelle de la relation à adopter.

Par conséquent, la majorité des auteurs ont utilisé, comme variable dépendante, la forme logarithmique des revenus de travail (annuels et/ou hebdomadaires). Par ailleurs, certains ont choisi d'utiliser et les valeurs logarithmiques et les valeurs arithmétiques des revenus de travail, en vue de dériver la relation s'établissant entre les niveaux de risque et les niveaux de salaire [Thaler et

Rosen (1975), Viscusi (1978a et 1978b)]¹. Ces auteurs concluent généralement, qu'étant donné la similarité entre les résultats obtenus, ils préfèrent utiliser la forme logarithmique.

On a trouvé avantageux dans certaines études de contraindre la relation à n'être que linéaire [McLean, Wendling et Neergaard (1978), Leigh (1982), Low et McPheters (1983), Arnould et Nichols (1983)]. Si, pour certains de ces auteurs, ce choix se justifie simplement par la plus grande facilité d'interprétation des résultats qu'offre la forme arithmétique de la variable dépendante, pour d'autres, ce choix résulte d'une plus grande cohérence avec la théorie établie, dans l'utilisation d'une forme arithmétique par rapport à une forme logarithmique. En effet, comme le souligne Leigh (1982) à l'instar de Smith (1979), la forme logarithmique de la variable dépendante force la courbe des différences égalisatrices à être convexe, cette contrainte n'étant cependant point requise par la théorie.

Somme toute, la revue des études ne permet pas de conclure quant à la convexité ou la concavité de la courbe

1

Se référer au tableau 2.1 pour une description plus exhaustive.

d'équilibre "salaire-risque". Or , il est important de souligner que cette absence de précision au niveau de la forme fonctionnelle de la relation, peut entraîner des biais au niveau des estimations des primes de salaire.

2.4 Les résultats

Les résultats concernant la vérification empirique de la théorie dépendent généralement du type de données utilisées pour mesurer le risque. Le tableau 2.2 fournit les principaux résultats empiriques concernant les valeurs des primes salariales estimées dans l'ensemble des études⁽¹⁾.

2.4.1 Probabilité excédentaire de décès et primes de salaire

Thaler et Rosen (1975) concluent qu'effectivement il

1

Puisque les résultats concernant les variables autres que celles mesurant le risque ne sont pas l'objet précis de cette étude, ils n'apparaissent pas au tableau 2.2. Notons toutefois que pour toutes les études, l'ensemble des coefficients de ces variables confirment les attentes des chercheurs et sont tels que prédits dans toutes les études de modèles d'équation de détermination de salaires.

TABLEAU 2.2

Principaux résultats concernant l'estimation de la prime de risque intégrée au salaire.

Etudes	Dangers de l'emploi	Risques d'accidents non mortels	Risques de décès	Primes de risque intégrées aux salaires ⁽¹⁾ (%)	Données de risque	Sources des données de risque
THALER et ROSEN (1975)			++	2.6 - 3.9	Probabilité excédentaire de décès annuel par 100,000 travailleurs selon leur occupation.	Society of Actuaries (1967)
McLEAN, WENDLING et NEERGAARD (1978)		++		20.6	Nombre de journées de travail perdues suite à un accident par employé temps plein selon l'industrie (3 chiffres) et l'occupation (2 chiffres).	Workers' Compensation Office of Wisconsin Department of Industry (1970)
VISCUSI (1978a)		+	++	2.5 - 3.1	- N blessures mortelles par million heures-hommes travaillées selon l'industrie. - N blessures non mortelles par million heures-hommes travaillées selon l'industrie.	Bureau of Labor Statistics (1969)
(1978b)	++	++ (a)		5.5 6.2	- Variable dichotomique représentant si le travailleur s'expose ou non à des conditions dangereuses ou non sanitaires, telles que rapportées par le travailleur lui-même.	Bureau of Labor Statistics (1972)

TABLEAU 2.2 (suite)

Etudes	Dangers de l'emploi	Risques d'accidents non mortels	Risques de décès	Primes de risque intégrées aux salaires ⁽¹⁾ (%)	Données de risque	Sources des données de risque
BROWN (1980)	-		+ * (b)	1.4	Probabilité excédentaire de décès annuel par 1,000 travailleurs selon l'occupation.	Society of Actuaries (1967)
OLSON (1981)		+ *	+ *	N.D. 3.9 - 4.0	- Probabilité de décès; - Probabilité d'accident non mortel impliquant au moins 1 journée de travail perdue; - Nombre moyen de journées perdues suite à un accident non mortel (selon l'industrie).	Bureau of Labor Statistics (1973)
LEIGH (1981a) (1981b)		+ * (blancs) + (non-blancs) + *	 +	N.D. N.D.	Taux d'accidents selon l'industrie (2 et 3 chiffres). - Probabilité excédentaire de décès annuel selon l'occupation, - Taux d'accidents selon l'industrie (2 et 3 chiffres).	Bureau of Labor Statistics (1967) et Society of Actuaries (1967).

TABLEAU 2.2 (suite)

Etudes	Dangers de l'emploi	Risques d'accidents non mortels	Risques de décès	Primes de risque intégrées aux salaires ⁽¹⁾ (2)	Données de risque	Sources des données de risque
LEIGH (1982)		+ * (a) (syndiqués)		2.0	N accidents et maladies occupationnelles mortelles par 10,000 travailleurs temps plein, selon l'industrie.	Bureau of Labor Statistics (données non publiées).
MARIN et PASCHARO-POULOS (1982)			+ *	2.9 - 4.6	- Probabilité excédentaire de décès par 1,000 travailleurs selon l'occupation. - Taux excédentaire de décès suite à un accident de travail (occupation).	Office of Population Censuses and Surveys (1970-72).
LOW et McPHERTERS (1983)			+ *	1.2	- Décès prévus au travail	Federal Bureau of Investigation (1972-1975)
DUNCAN et HOLMLUND (1983)	- (contrainte hres trav) - (pénébilité du travail) + * (travail dangereux) + * (travail stressant)			2.2 3.4	Conditions de travail dangereuses et non sanitaires telles que rapportées par les travailleurs eux-mêmes.	Swedish Level of Living Surveys (1968 et 1974)

TABLEAU 2.2 (suite)

Etudes	Dangers de l'emploi	Risques d'accidents non mortels	Risques de décès	Primes de risque intégrées aux salaires ⁽¹⁾ (Z)	Données de risque	Sources des données de risque
DORSEY et WAKZER (1983)		+ * (non synd.)		4.7	- Probabilité d'un accident non mortel impliquant des journées de travail perdues - Nombre moyen de jours de travail perdus par accident (selon l'industrie)	Bureau of Labor Statistics (1976)
		+ * (syndiqué)		N.D.		
ARNOULD et NICHOLS (1983)			+ *	4.0	Probabilité excédentaire de décès annuel selon l'occupation.	Society of Actuaries (1967)
BARRY (1985)	+ * (hommes)			9.8	Mesure moyenne de 6 conditions de travail dangereuses ou non sanitaires (froid, chaleur, dangers, humidité, conditions atmosphériques, bruit) (occupation).	-
	+ * (femmes)			-10.0		

TABLEAU 2.2 (suite et fin)

Etudes	Dangers de l'emploi	Risques d'accidents non mortels	Risques de décès	Primes de risque intégrées aux salaires ⁽¹⁾	Données de risque	Sources des données de risque
DILLINGHAM (1985)			+ *	2.7 - 3.8	- Nombre d'accidents mortels par 1,000,000 heures-hommes - Nombre d'accidents mortels par 1,000,000 heures-hommes - Probabilité annuelle d'accidents mortels - Nombre d'accidents mortels par 1,000,000 heures-hommes - Nombre d'accidents mortels par 1,000,000 heures-hommes	Calculs de l'auteur (industrie/occupation) (Groupe majeur industrie/occupation) (industrie) (industrie) (occupation)

NOTES: 1) + * : Coefficient positif significatif.

2) (1) : Les résultats de primes de salaire apparaissent seulement pour les coefficients significatifs.

3) (a) : Indique que la variable de risque comprend aussi les risques mortels.

4) (b) : Seuls les résultats de BROWN, ne tenant pas compte des variables omises, sont reproduits.

5) N.D. : Calculs des primes de salaire ne peuvent être faits, étant donné un manque d'information concernant les données publiées dans les études.

existe une certaine prime de salaire pour compenser les travailleurs d'un certain niveau de risque rattaché à leur occupation. Utilisant comme mesure de risque la probabilité excédentaire de décès (pour 37 occupations dangereuses), ils trouvent cependant que l'estimation de cette prime et sa signification statistique sont sensibles aux autres variables incluses dans leur équation et à la forme fonctionnelle employée (semi-logarithmique ou linéaire).

La méthodologie empirique de Thaler et Rosen (1975) a été vivement critiqués¹.

La critique principale provient du fait que leur échantillon est constitué seulement de travailleurs occupant des emplois très risqués. Ainsi, leur analyse reflète les préférences de ceux dont l'aversion au risque est moindre et de ce fait, qui sont donc susceptibles d'accepter d'encourir de plus grands risques associés à des primes salariales moins élevées, comparativement à une personne dont l'aversion au risque est plus grande.

1

Viscusi (1978) fournit un bon aperçu des critiques dirigées à l'égard des travaux de Thaler et Rosen (1975).

De plus, la probabilité excédentaire de décès se définit comme étant le risque additionnel de décès dans chaque groupe occupationnel et s'obtient en soustrayant du taux de mortalité réel, le taux attendu étant donné l'âge et les structures des classes sociales des travailleurs de chaque groupe occupationnel.

Cette variable reflète autant le risque de décès par occupation suite à un accident du travail, que le risque de décès non relié au type d'emploi du travailleur c'est-à-dire celui associé soit aux caractéristiques personnelles ou au mode de vie des travailleurs dans les différentes occupations, et qui ne doivent donc pas être considérés comme des accidents de travail¹.

Ainsi le fait d'utiliser une variable incluant des taux de décès non reliés au travail (soit la probabilité excédentaire de décès), implique une divergence entre le concept théorique et la mesure empirique utilisée.

1

Comme le note Viscusi (1978), les résultats quant à la classification des occupations par risque, sont pour le moins étonnants: "Cooks face three times the death risk of firemen... waiters face 67 times the death risk of linemen or sourcemen, and actors face a higher death risk than fishermen, foresters, power plant operatives, and individuals in many other more physically demanding occupations", Viscusi, W.K., "Labor Market Valuations of Life and Limb: Empirical Evidence and Policy Implications", Public Policy, Vol. 26, No 3, (summer 1978), p.373

Brown (1980), voulant démontrer que l'omission de certaines variables mesurant des caractéristiques importantes des travailleurs entraîne des biais importants, utilise à l'instar de Thaler et Rosen (1975), des données actuarielles portant sur la probabilité excédentaire de décès en tant que mesure du risque rattaché à l'emploi.

L'utilisation de données longitudinales permet, selon cet auteur, d'obtenir beaucoup plus d'informations détaillées concernant les caractéristiques des travailleurs.

Bien que les régressions omettant certaines caractéristiques importantes des travailleurs, produisent un coefficient positif et significatif de la variable de risque de décès¹, ce coefficient perd sa signification lorsque sont utilisées les régressions offrant un meilleur contrôle des variables caractérisant les travailleurs. Conséquemment, l'auteur fut amené à conclure qu'en dépit des mesures adéquates des caractéristiques des travailleurs et des techniques statistiques utilisées, l'hypothèse retenue dans son étude ne pouvait être vérifiée.

1

L'auteur obtient un coefficient à peu près trois fois plus élevé que celui rapporté par Thaler et Rosen (1975).

Dans le cadre d'une de ses études, Leigh (1981b) s'est servi de la probabilité excédentaire de décès par occupation en tant que mesure de maladies occupationnelles. Quoique la validité de cette utilisation peut apparaître douteuse, il s'en sert pour distinguer le différentiel compensatoire accordé pour les accidents de celui accordé pour les maladies occupationnelles. De plus, il trouve que chez les cols bleus, les coefficients de la variable mesurant le taux d'accidents par industrie sont hautement significatifs alors qu'ils ne le sont pas dans le cas des dites "maladies occupationnelles".

Cette étude confirme donc l'existence de différentiels compensatoires pour les accidents, mais non pas pour les maladies occupationnelles. Cette différence pouvant s'expliquer, selon Leigh (1981b), par le fait que l'information concernant les accidents est plus susceptible d'être transmise aux travailleurs plutôt que l'information concernant les maladies occupationnelles et que les travailleurs ont plus d'aversion aux risques d'accidents de travail (qui sont perçus comme un événement soudain et immédiat) qu'aux risques de maladies professionnelles (les maladies ayant une certaine période de latence relativement longue avant d'apparaître).

Finalement, malgré les critiques envers l'utilisation de

la probabilité excédentaire de décès en tant que mesure de risque d'accidents mortels, il n'en demeure pas moins que cette variable permet d'obtenir des résultats conformes avec ceux prédits par la théorie.

2.4.2 Taux de décès et primes de salaire

D'autres études se sont intéressées exclusivement à la relation du différentiel compensatoire et des risques d'accidents mortels, en utilisant toutefois d'autres mesures que la probabilité excédentaire de décès, telle que retrouvée dans les études de Thaler et Rosen (1975), Brown (1980) et Leigh (1981).

Pour contrôler l'influence des caractéristiques personnelles et les variations dans l'aversion au risque, Low et McPheters (1983) ont limité leur analyse à un seul groupe occupationnel, soit les policiers de 72 villes américaines. Ils ont utilisé une estimation des décès des policiers en devoir, en tant que variable dépendante, dans le but de quantifier le différentiel monétaire associé aux variations dans le risque d'accident mortel des policiers. Leurs résultats sont consistants avec la plupart des autres études considérant les risques de décès: le coefficient de la variable de risque est positif et significatif supportant

l'hypothèse qu'un accroissement dans le risque de décès nécessite une compensation monétaire. Ils évaluent cette dernière à environ 1,4%, et si ce résultat est plus faible que ceux observés dans d'autres études, la raison en est fort simple: les policiers ont moins d'aversion au risque et ainsi une plus petite compensation est nécessaire pour les inciter à accepter un accroissement dans les risques encourus.

Un aspect intéressant des travaux de Marin et Psacharopoulos (1982) est qu'ils se sont servis des deux définitions de risques mortels les plus fréquemment rencontrées dans les études antérieures soit la probabilité excédentaire de décès et les taux de décès suite à un accident de travail.

Ils utilisent tour à tour ces deux variables de risque, dans un premier temps, pour trois sous-groupes de l'échantillonnage: (1) administrateurs et professionnels, (2) travailleurs non manuels et (3) travailleurs manuels; et dans un second temps, pour l'ensemble de tous ces groupes de travailleurs.

Dans tous les cas, les résultats obtenus avec la variable de risque d'accidents mortels, sont supérieurs à ceux dérivés à l'aide de la variable de probabilité

excédentaire de décès¹⁾, ce qui les amènent à préconiser l'emploi de la première variable.

En effet la probabilité excédentaire de décès telle que définie dans leur étude, est une mesure de la différence entre la mortalité "attendue" et la mortalité "observée" d'un groupe de travailleur dans une occupation donnée. Ainsi ce différentiel tient compte non seulement des décès par occupation, mais aussi des décès résultant du mode de vie des travailleurs et qui ne sont donc pas reliés à l'emploi.

Somme toute, s'il s'avère que l'utilisation de la variable "taux de décès" est supérieure à celle de la "probabilité excédentaire de décès", ces deux types de variable permettent toutefois de vérifier aisément que les travailleurs sont compensés pour avoir choisi des emplois comportant certains risques d'accidents mortels.

1

Pour l'ensemble de l'échantillon, les auteurs obtiennent les valeurs suivantes des coefficients:

-variable GENRISK (probabilité excédentaire de décès)
coefficient=0.0128, statistique T=2.10

-variable ACCRISK (taux d'accidents mortels)
coefficient=0.2290, statistique T=4.52

2.4.3 Les variables de risque non mortels et primes de salaire

Toutes les études qui ont été décrites, ont trouvé que , généralement, les travailleurs occupant des postes représentant des risques élevés recevaient des salaires plus élevés que ceux occupant des postes considérés comme moins dangereux, toutes choses étant égales par ailleurs. Cependant, toutes ces études n'ont considéré qu'une dimension de la relation pouvant s'établir entre les salaires et les risques, soit celle qui associe les risques de décès à une forme de compensation salariale. Ce faisant, ces analyses ne considèrent point l'existence d'un différentiel salarial résultant de l'observation des risques non mortels rattachés à un emploi.

Plusieurs auteurs dont notamment Viscusi (1978a et 1978b), Olson (1981), Leigh (1981a,1982), Dorsey et Walzer (1983), Barry (1985), ont utilisé comme variable indépendante, une mesure de risque non mortel.

Néanmoins, seul Olson (1981) l'a utilisée dans le but précis de démontrer qu'il fallait tenir compte non seulement des décès, mais bien aussi des accidents non mortels en vue de dériver la relation "salaire-risque".

Les mesures du risque industriel qu'il utilise sont donc plus élaborées. Non seulement il tient compte de la probabilité de décès suite à un accident, mais aussi de la fréquence et de la gravité des accidents non mortels. De plus, il tient compte dans la spécification du modèle, de la possibilité d'une relation non linéaire entre les salaires et les risques d'accidents mortels.

Selon Olson (1981), pour évaluer le coût d'un accident non mortel, il faut tenir compte de la fréquence et de la sévérité des accidents non mortels¹, qui auront un impact positif sur les salaires.

Sur un marché compétitif, la prime de risque contrebalancera exactement les coûts totaux d'un accident pour un travailleur qui est neutre quant aux risques, tandis qu'une prime additionnelle sera requise pour un travailleur qui a de l'aversion au risque, en vue de le compenser pour l'incertitude entourant les coûts non psychiques (pertes de revenu) d'un accident.

1

La fréquence étant mesurée par la probabilité de perdre au moins une journée de travail suite à un accident, tandis que l'indice de gravité se définit comme étant le nombre moyen de journées perdues de travail par accidents non mortels.

Cet auteur affirme donc que la prime de risque sera plus considérable dans le cas où la sévérité des accidents est importante.

Supposant une relation non linéaire entre la sévérité et les coûts psychiques (souffrance) d'un accident, Olson démontre que les coûts totaux d'un accident non mortel (coûts psychiques et non psychiques) ne seront pas identiques dans deux industries qui font face à la même durée anticipée d'absence au travail suite à un accident non mortel. Ainsi, la prime devrait être plus élevée dans le cas d'une industrie où les accidents sont moins fréquents mais plus graves que dans une industrie où les accidents sont plus fréquents mais moins graves, même si l'on anticipe la même durée d'absence au travail dans les deux cas.

Somme toute la prime de salaire est attribuable non seulement à l'incertitude entourant le revenu mais aussi aux coûts psychiques (souffrance).

Obtenant des résultats conformes à ses attentes, Olson (1981) conclut que les salaires augmentent lorsque la fréquence et/ou la gravité des accidents non mortels s'accroissent.

De plus, l'hypothèse de la relation concave entre le

salaire et le risque mortel est confirmée. La variable de risque mortel a un coefficient positif tandis que le coefficient de la variable de risque mortel au carré est négatif.

L'étude de Olson (1981) a donc permis de mettre en relief la relation entre les risques d'accidents non mortels et les primes de salaire, et de plus, a permis de distinguer entre l'impact des deux dimensions caractérisant ce type de risque, soit la fréquence et la gravité des accidents.

On retrouve quelques tentatives à cet effet faites par d'autres auteurs, mais ces études n'ont toutefois pas le mérite d'être aussi exhaustives que celle de Olson (1981) Elles ne servent qu'à vérifier certaines hypothèses dont le but n'est point de dichotomiser entre l'effet des risques mortels et non mortels sur les primes de salaire.

Par exemple, McLean, Wendling et Neergaard (1978) emploient seulement le taux de fréquence d'accidents non mortels (par occupation et industrie).

Ils se servent de cette mesure dans un modèle à équations simultanées où le taux de fréquence apparaît comme variable endogène, dans le but de réduire certains biais des études antérieures.

Ces auteurs ne disposant pas d'information concernant les taux de fréquence d'accidents chez les travailleurs du secteur manufacturier en 1969, utilisent les taux de 1970.

Or, malgré cette approximation qui rend la valeur du différentiel salarial imprécise, les auteurs acceptent l'hypothèse d'une relation entre les salaires et les risques d'accidents non mortels. La grande corrélation entre la variable utilisée du taux de fréquence d'accidents en 1970 et celle de 1969, leur permet d'affirmer que le signe positif du coefficient ainsi que son niveau de signification sont exacts. Toutefois, ils rejettent l'hypothèse que les variations dans les salaires hebdomadaires ont un impact significatif sur les taux de fréquence des accidents.

Par ailleurs, Viscusi (1978b), sans toutefois distinguer entre la fréquence et la gravité d'un accident non mortel, trouve, entre autres, que la meilleure spécification du modèle est celle où les variables d'accidents mortels et non mortels se retrouvent ensemble.

Pour chacune des variables de risque, mortels et non

mortels, Viscusi (1978b) retient deux types de mesure: (1) le taux effectif par industrie; (2) une mesure dichotomique subjective, dérivée de la perception qu'ont les travailleurs des dangers auxquels ils sont exposés.

Trouvant dans tous les cas des coefficients de la variable mesurant le risque d'accidents mortels de beaucoup supérieurs à ceux de la variable mesurant le risque d'accidents non mortels, il parvient à évaluer (en dollars 1969) qu'une probabilité de décès est perçue comme étant 100 fois plus importante qu'une probabilité égale d'accidents non mortels¹. Ce même auteur a d'ailleurs trouvé dans une autre de ses études (1978b), que la prime de salaire associée aux risques d'accidents mortels et non mortels était sensiblement la même que celle dérivée à partir des mesures de risque telles qu'évaluées par les travailleurs eux-mêmes. Plus précisément, il trouve que les travailleurs dont les emplois sont perçus comme étant dangereux, reçoivent une prime de salaire de l'ordre de 5,5% .

Il convient donc de retenir, qu'en général, la fréquence

1

L'auteur évalue à \$913,500 et à \$9,500 ce que les travailleurs, selon leur évaluation subjective des dangers qu'ils perçoivent, sont prêts à céder pour réduire les risques respectivement associés aux accidents mortels et non mortels.

d'un accident non mortel est un aspect qui a plus ou moins d'impact sur les salaires. La gravité semble par ailleurs être l'élément le plus important dans la détermination de la prime de risque intégrée au salaire.

2.4.4 Mesures subjectives des risques et primes de salaire

Viscusi (1978a et 1978b), en considérant la relation salaires et risques non mortels, a élargi la dimension que comportait ce type de risque en incluant des données sur les conditions de travail dangereuses, telles que rapportées par le travailleur lui-même.

Duncan et Holmlund (1983) se sont penchés exclusivement sur cette question. Reprenant l'argument de Brown (1980), à savoir que l'omission de certaines variables mesurant les caractéristiques des travailleurs pouvait créer des biais importants, ils utilisent des données longitudinales, provenant d'une enquête suédoise, qui leur permettent d'obtenir des renseignements plus complets quant aux caractéristiques de l'emploi (conditions de travail hasardeuses, pénibilité du travail, contraintes sur les heures de travail...), telles que rapportées par le

travailleur.

Utilisant 12 variables dichotomiques représentant les conditions de travail, ils trouvent que 9 d'entre elles sont significatives avec un coefficient dont le signe est positif, pour la régression utilisant comme variable dépendante, les variations de salaire entre 1968 et 1974. Ainsi, leurs résultats montrent que les travailleurs, dont les emplois sont qualifiés d'hasardeux, reçoivent une prime de salaire d'environ 2%, ce qui est inférieur aux résultats de Viscusi (1978). D'autre part, les conditions de travail stressantes semblent aussi générer des différentiels compensatoires salariaux, tandis que les contraintes sur les heures de travail et la pénibilité du travail physique ne semblent pas avoir d'effet sur les salaires.

Il demeure néanmoins que le but visé par Duncan et Holmlund (1983) était d'obtenir un meilleur contrôle des variables mesurant certaines caractéristiques qui étaient omises dans d'autres études, en vue de réduire les biais qui étaient alors engendrés.

2.4.5 Compensations de type non monétaires et primes de salaire

D'autres auteurs ont avancé l'hypothèse que ces biais dans les estimations précédentes, résultaient plutôt de l'absence dans la spécification du modèle, de variables qui tiendraient compte de certaines formes de compensations non monétaires accordées aux travailleurs.

Partant de l'hypothèse que les différentiels compensatoires existent dans la mesure où les travailleurs sont entièrement responsables des coûts des accidents, Dorsey et Walzer (1983) spécifient un modèle où la fréquence et la gravité des accidents non mortels par industrie sont introduites comme variables de risque et où, par ailleurs, une certaine mesure de la responsabilité des employeurs à propos des coûts associés aux risques d'accidents, est utilisée comme variable indépendante¹. Ils veulent vérifier l'hypothèse qu'une hausse du coût résultant d'une hausse de la responsabilité de l'employeur va être compensée par une réduction de salaire.

Les résultats sont obtenus en tenant compte séparément du groupe de travailleurs non syndiqués et celui des syndiqués. Les auteurs trouvent que chez les non syndiqués,

1

Les auteurs ont utilisé pour cette mesure, les montants versés de primes d'assurances d'accidents de travail. Chaque travailleur avait une prime (exprimée en taux) correspondant à celle de son industrie.

une dépense accrue des employeurs (i.e. des primes d'assurances versées, plus élevées) se traduit par une réduction proportionnelle dans les salaires, pour un niveau de risque donné. Ainsi, les compensations non monétaires des travailleurs peuvent être considérées comme étant un substitut à la prime de salaire nécessaire pour inciter un travailleur à accepter des emplois représentant des niveaux de risques élevés. Donc, chez les non syndiqués, le fait de ne pas tenir compte des compensations non monétaires entraîne des biais dans l'estimation de la prime de salaire. Chez les syndiqués, par contre, l'hypothèse n'est pas confirmée. Une explication possible de ces résultats résiderait dans le fait qu'en présence d'un syndicat, l'employeur ne pourrait refiler les coûts de la responsabilité aux travailleurs.

Sans toutefois faire de distinction entre travailleurs syndiqués et non syndiqués, Arnould et Nichols (1983), démontrent aussi l'existence d'un arbitrage entre les compensations et les primes de salaire. Ils obtiennent des résultats similaires à ceux de Dorsey et Walzer (1983). Utilisant par contre la probabilité excédentaire de décès par classe occupationnelle comme mesure de risque, ils démontrent qu'empiriquement la prime de salaire nécessaire pour inciter un travailleur à accepter une augmentation de risque, diminue lorsque les compensations non monétaires

accordées à ce même travailleur augmentent.

2.4.6 L'influence des caractéristiques socio-démographiques sur les primes de salaire

Outre l'importance de souligner l'existence d'un différentiel compensatoire salarial associé aux risques d'accidents mortels ou aux risques d'accidents non mortels, comme l'ont fait toutes les études antérieures, il convient aussi d'en dégager l'analyse portant sur les effets des caractéristiques personnelles et démographiques sur les primes de salaire associées aux risques, bien que ces effets semblent être modérés.

A cet effet, Thaler et Rosen (1975) affirment que toute analyse empirique devait inclure des termes d'interaction entre les variables de risque et les caractéristiques individuelles des travailleurs, car ces caractéristiques peuvent affecter la probabilité de travailler en encourageant plus ou moins d'accidents.

Thaler et Rosen (1975) ont analysé l'effet de quatre caractéristiques individuelles sur les primes de salaire associées au risque, soit: l'âge, le statut matrimonial, la race et la syndicalisation.

Les coefficients des variables d'interaction âge et risque, et race et risque, sont négatifs mais non significatifs. De plus, les auteurs trouvent une relation positive entre le statut matrimonial et les primes de salaire et, finalement, la syndicalisation aurait pour effet d'accroître la prime de risque.

Alors qu'Olson (1981) ne trouve aucun résultat significatif quant à l'effet de l'âge, du sexe, de l'état matrimonial et de la race sur les primes de salaire associées aux risques, Arnould et Nichols (1983) trouvent des résultats similaires à ceux de Thaler et Rosen (1975) en ce qui concerne ces mêmes caractéristiques.

Leigh (1981) a testé l'hypothèse que les blancs et les non-blancs reçoivent des compensations salariales différentes pour un même niveau de risque. Les résultats confirment cette hypothèse: il semble que les non-blancs ne soient pas récompensés pour avoir choisi des emplois risqués contrairement aux blancs. Cependant, le coefficient des variables de risques pour les non-blancs n'est pas significatif. L'auteur conclut donc qu'il faut interpréter ces résultats avec prudence.

L'étude de Barry (1985) est la seule à avoir examiné explicitement si les femmes reçoivent des salaires

compensatoires pour accepter des emplois où les risques sont élevés. Utilisant comme variable de risque une mesure représentant la valeur moyenne de six conditions environnementales¹⁾ associées aux dangers d'un emploi, l'auteur trouve paradoxalement un coefficient négatif de la variable de risque pour les femmes. Après avoir contrôlé le différentiel salarial homme-femme attribuable aux différences de caractéristiques personnelles et d'emploi, l'auteur trouve, de plus, que l'impact négatif de la mesure de risque sur les salaires des femmes est le double de l'impact positif de cette même variable sur les salaires des hommes.

Donc, en comparaison des hommes, les femmes ne sont pas compensées du point de vue salarial, lorsqu'elles occupent des emplois représentant des risques élevés.

2.4.7 L'effet du syndicalisme sur les primes de salaire

L'effet de la syndicalisation des travailleurs sur les primes de salaire associées aux risques est, sans doute, la relation qui semble être la plus significative, quoique

1

Ces conditions étant le froid, la chaleur, les dangers, l'humidité, les conditions atmosphériques et le bruit.

l'interprétation des résultats donne lieu à une certaine controverse.

Les travaux de Thaler et Rosen (1975) fournissent quelques indications quant à la possibilité que les différentiels de salaire pour les risques de décès soient plus élevés chez les travailleurs syndiqués que chez les non syndiqués.

Olson (1981) est de loin celui qui a le plus systématiquement étudié les effets du syndicalisme sur les primes de salaire, non seulement pour les risques mortels, mais aussi pour les risques d'accidents non mortels.

Il trouve, à l'instar de Thaler et Rosen (1975), que les travailleurs syndiqués reçoivent une plus grande prime de salaire pour les risques d'accidents mortels que les travailleurs non syndiqués.

Leigh (1982) trouve comme Olson (1981) que les travailleurs syndiqués reçoivent plus de compensations salariales pour un emploi dangereux que les non syndiqués. Il évalue que 30% du différentiel salarial observé entre syndiqués et non syndiqués, est le résultat de compensation, non pas pour certaines conditions de travail (inflexibilité dans les heures de travail, travail supplémentaire...) comme

l'ont suggéré Duncan et Stafford (1980)¹, mais pour accepter des emplois risqués et/ou accepter des emplois où la fréquence de grève est élevée.

Cependant, les résultats concernant les risques d'accidents non mortels sont généralement moins convaincants.

En effet, l'étude de Olson (1981) indique que la fréquence d'accidents non mortels semble avoir un impact positif et significatif sur les primes de salaire des syndiqués, tandis que cette relation n'est pas significative chez les non syndiqués. D'autre part, la gravité des accidents a un impact positif et significatif sur les primes de salaire des travailleurs non syndiqués tandis que l'effet contraire (quoique non significatif) se produit pour les travailleurs syndiqués.

Dorsey et Walzer (1983) ont, quant à eux, trouvé qu'un accroissement dans la fréquence et la gravité des accidents non mortels avaient un effet positif chez les non syndiqués.

1

Duncan, G. et Stafford, F.P., "Do Union Members Receive Compensations Wage Differentials", American Economic Review, 1980, pp.355-369.

Cependant, si l'augmentation de la fréquence des accidents engendre aussi une prime de salaire chez les syndiqués, l'accroissement de la gravité semble par contre, n'avoir aucun impact sur les salaires pour ce groupe.

La justification de ces résultats varie aussi beaucoup suivant l'auteur considéré.

Pour Olson (1981), les syndicats fourniraient une meilleure information concernant la fréquence des accidents non mortels que celle pouvant être obtenue chez les non syndiqués. De plus, les employeurs dans les firmes non syndiquées, peuvent sous-rapporter les accidents mineurs. Conséquemment, dans les firmes syndiquées, on signale une plus grande fréquence d'accidents et un nombre moyen de journées de travail perdues moins grand que chez les non syndiqués. Ceci peut expliquer en partie les différences chez les syndiqués et les non syndiqués dans les coefficients obtenus pour les variables de risque d'accidents non mortels.

Dorsey et Walzer (1983) reprennent l'argument de Freeman¹, à savoir qu'il existe une moins grande

1

"Unionism and the Dispersion of Wages", Industrial and Labor Relations Review, Vol. 34, No 1 (octobre 1980), pp. 3-23.

dispersion des salaires à l'intérieur des firmes syndiquées, pour conclure que l'on peut observer parallèlement des primes de salaire pour le risque (ou pour quelque soit les autres caractéristiques d'emploi) plus petites chez les travailleurs syndiqués.

Finalement, les résultats de Marin et Psacharopoulos (1982) remettent aussi en question l'effet positif du syndicat sur les primes de salaire associées aux risques.

En effet, ils obtiennent un coefficient négatif pour la variable d'interaction entre le risque et le syndicalisme. Selon eux, les syndicats britanniques exerceraient des pressions directes lors des négociations collectives pour obtenir des mesures visant à l'amélioration de la sécurité du travail, au lieu d'utiliser l'information concernant les risques, en vue d'obtenir des primes de salaire plus élevées. Ce pouvoir syndical affaiblirait le différentiel compensatoire entre les emplois les plus et les moins dangereux, ce qui expliquerait le signe négatif du coefficient obtenu.

2.5 Conclusion

Somme toute, la vérification empirique de la théorie des différentiels compensatoires n'est pas concluante en regard de toutes les mesures de risque de l'emploi retenues dans les études passées en revue.

La théorie semble se vérifier le mieux lorsque l'on considère les risques de décès associés à l'emploi. Comme on l'a vu, la plupart des études trouvent un coefficient positif et significatif de la variable de risque de décès. La prime salariale qui en résulte s'évalue entre 1,2% et 4,6% . Cependant, le niveau de risque auquel font face les travailleurs, varie considérablement d'une étude à l'autre. Dès lors, si l'écart entre les primes salariales moyennes nous apparaît petit d'une étude à l'autre, il n'en demeure pas moins que ces primes peuvent impliquer de très grandes variations dans la compensation salariale totale associée à un décès additionnel.

Les études considérant les risques d'accidents non mortels, ont aussi trouvé un certain impact positif de ce type de risque sur les salaires, quoique certaines exceptions surgissent [Viscusi (1978), Leigh (1981a)].

Les études qui ont tenté de vérifier la théorie en utilisant des caractéristiques d'emploi autres que les risques de décès ou les risques d'accidents non mortels,

sont celles, sans doute, qui fournissent le moins d'indication quant au pouvoir de prédiction de la théorie. Nous sommes en droit de nous interroger sur l'utilisation de certaines caractéristiques telles le travail physique, la répétition des tâches, le temps de travail accéléré, en tant que caractéristiques a priori "désagréables". Bien plus, l'utilisation de caractéristiques comme l'insécurité du travail, l'emploi stressant, la pénibilité des tâches qui se qualifieraient mieux en tant que caractéristiques "désagréables" de l'emploi ne permettent pas d'offrir un support consistant de la théorie.

• D'autre part, nous ne pouvons pas affirmer aussi catégoriquement que Smith (1979), que les études utilisant les données de risque par industrie génèrent systématiquement des primes de salaire plus élevées que les études utilisant les données de risque par occupation. Il est vrai cependant que la valeur la plus élevée et la moindre, de la prime salariale calculée dans les études, a été obtenue à partir de l'utilisation respectivement de données industrielles et occupationnelles.

C'est donc dire, que si les bases théoriques, élaborées au chapitre I, ne permettaient point, à prime abord, de dégager idéalement la forme fonctionnelle de la relation "salaire-risque", ainsi que le type de données de risque à

utiliser préférablement, les études empiriques n'ont pas réussi, quant à elles, à résoudre clairement le débat concernant ces deux questions du fait de nombreuses déficiences quant à la qualité et/ou la quantité des informations nécessaires à la vérification de la théorie des différentiels compensatoires.

Cependant, les développements précédents nous amènent tout de même à conclure que nous devrions observer que les travailleurs, de l'ensemble du secteur industriel québécois, devraient recevoir une compensation monétaire pour avoir choisi des occupations comportant certains risques d'accidents mortels et non mortels, par rapport aux travailleurs qui ne font face à aucun de ces risques, toutes choses étant égales par ailleurs.

De plus, il est important de tenir compte des deux aspects que peuvent comporter ces types de risque, à savoir la fréquence et la gravité des accidents.

En dernier lieu, les caractéristiques socio-démographiques des travailleurs, en particulier leur statut syndical, pourraient avoir un impact sur la prime intégrée au salaire et il serait bon d'en isoler les effets.

CHAPITRE III

Description des données

Afin de vérifier l'hypothèse que les travailleurs, de l'ensemble des industries au Québec, sont compensés, sous forme d'une prime intégrée au salaire, pour avoir choisi des occupations comportant certains risques d'accidents mortels et non mortels, nous avons utilisé l'information provenant de trois sources de données: celle portant sur les caractéristiques individuelles et de l'emploi provenant des enquêtes du Conseil de la langue française et de Travail Canada, et celle portant sur les variables de risque provenant d'une étude de la Commission de la Santé et Sécurité du travail.

Après avoir décrit les deux enquêtes, nous analyserons plus précisément le type de variables que nous fournissent ces sources de données, pour ensuite apporter quelques précisions quant aux échantillons ainsi obtenus.

3.1 Description des enquêtes

Nous avons utilisé l'information portant sur les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi, provenant de deux enquêtes: soit l'enquête du Conseil de la

langue française (1979) et l'enquête de Travail Canada portant sur les salaires et les conditions de travail (1979). A ces deux sources de données, ont été associées, sur la base du code occupationnel, des données de risque d'accidents mortels et non mortels, dont nous disposons pour la même année (1979), provenant d'une étude de la Commission de la Santé et Sécurité du travail (C.S.S.T.)¹.

Le fait de jumeler deux sources de données différentes est nécessaire puisqu'il n'existe aucune autre source de données nous offrant conjointement les renseignements nécessaires quant aux caractéristiques des travailleurs et de l'emploi, et quant aux variables de risque d'accidents. Notons, de plus, que cette façon de procéder n'est pas particulière à cette étude: comme nous l'avons vu précédemment, l'ensemble des études américaines ont été aussi contraintes d'utiliser deux sources distinctes.

1

Il s'agit d'un rapport intitulé "Identification des métiers ou professions selon les indices ayant servi à la détermination des secteurs prioritaires", Québec, 1985.

3.1.1 L'enquête du Conseil de la langue française (C.L.F.)

Il s'agit d'une enquête faite en 1979 au Québec, par le Centre de sondage de l'Université de Montréal, pour le compte du Conseil de la langue française. Cette enquête avait pour but premier de recueillir des renseignements sur l'évolution de l'usage du français comme langue de travail au Québec entre 1971 et 1979.

Cette source de données a été retenue dans le cadre de cette analyse du fait qu'elle permettait principalement de classer les individus selon leur occupation, de façon très désagrégée (plus de 400 codes occupationnels à 4 chiffres).

Comme nous avons utilisé, pour cette enquête, un modèle d'échantillonnage stratifié et non proportionnel qui surreprésentait la zone du Montréal métropolitain et la zone frontalière longeant l'Ontario et les Etats-Unis, nous avons dû pondérer les résultats d'enquête avant de procéder à toute analyse.

L'échantillon ainsi obtenu est constitué de 8,634 individus âgés de 18 ans et plus, qui ont déclaré un revenu positif et qui, au moment de l'enquête, avaient travaillé au

moins une semaine.

3.1.2 L'enquête de Travail Canada

La deuxième source d'information dont nous disposons, résulte d'une enquête annuelle de Travail Canada, portant sur les établissements canadiens comportant 20 employés ou plus, et est menée par la poste au moyen d'un questionnaire adressé aux employeurs.

Ce questionnaire se divise en 5 parties. Les parties 1 et 5 portent respectivement sur l'information générale et sur les conditions de travail. Les parties 2,3 et 4, recueillent l'information relative sur les taux de salaire pour respectivement les emplois de bureau, les occupations des métiers de l'entretien, des services et des manoeuvres et finalement les occupations caractéristiques de certains secteurs d'activités sur lesquels porte l'enquête.

L'enquête vise tous les grands secteurs d'activité industrielle à l'exception de la pêche, de la chasse, du piégeage, de la construction, des services de défense, des organisations religieuses et des maisons privées.

Cette enquête permet donc d'évaluer les taux de salaire

Tout comme dans le cas de l'enquête du Conseil de la langue française, l'avantage d'utiliser cette enquête de Travail Canada réside dans le fait qu'elle nous permet de classer les taux de salaire selon quelques 650 occupations différentes (codées à 7 chiffres). Nous obtenons, encore ici, un niveau très désagrégé de données occupationnelles dont nous avons besoin afin d'associer les données de risque provenant de la C.S.S.T..

3.2 Définition des variables

3.2.1 Variables de l'enquête du Conseil de la langue française

Les résultats de cette enquête, nous ont permis de construire un certain nombre de variables portant sur les caractéristiques individuelles et de l'emploi qui se décrivent comme suit:

- a) REVENUS DE TRAVAIL: Nous avons utilisé le revenu annuel brut provenant de l'emploi principal, avant déductions d'impôts, tel que fournit par l'enquête.

- b) EXPERIENCE: Les données de l'enquête ne nous fournissent

pas l'expérience des individus, définie en termes du nombre d'années passées sur le marché du travail. Pour obtenir les valeurs de cette variable, nous avons utilisé la mesure d'expérience proposée par Mincer (1974), soit:

$$[\text{âge} - (\text{années de scolarité} + 6)]$$

Afin d'obtenir l'âge des individus, nous avons soustrait de 79 (les deux derniers chiffres de l'enquête), les deux derniers chiffres de l'année de naissance de ceux-ci¹. De l'âge du répondant, nous avons soustrait une mesure du nombre d'années passées hors du marché du travail, soit la somme des années de scolarité et du chiffre 6 (âge habituel du début des classes au Québec).

Cette mesure d'expérience se base sur l'hypothèse qu'à âge égal, l'individu le plus scolarisé a moins d'années d'expérience sur le marché du travail.

1

L'âge maximum de chacun des individus ne pouvant être supérieur à 79 ans, les deux derniers chiffres de l'année de naissance ont été remplacés par la valeur 0 pour les individus nés avant 1900.

- c) ANNEES DE SCOLARITE: Le niveau de scolarité est représenté par une variable polythomique où la catégorie de référence est "moins de 8 années". Les autres catégories sont: de 9 à 11 ans, de 12 à 13 ans et 14 ans et plus.
- d) LANGUE MATERNELLE : Cette variable polythomique comprend trois catégories, soit le français (qui constitue la catégorie de référence), l'anglais et autres.
- e) SEXE: Cette variable est tirée directement de l'enquête. Les "femmes" constituent la catégorie omise.
- f) STATUT MATRIMONIAL: Cette variable est tirée directement des résultats de l'enquête. La catégorie de référence pour cette variable est "célibataire".
- g) REGION: Nous avons regroupé les municipalités (telles que codées dans le répertoire des municipalités du Québec, 1979) en trois régions métropolitaines, soit celle de Montréal, de Québec, et le reste. La région métropolitaine de Montréal constitue la catégorie omise.
- h) SEMAINES TRAVAILLEES: Cette variable continue est tirée directement de l'enquête.

i) SECTEURS D'ACTIVITES: Neuf secteurs ont été retenus dans cette étude, soit: (1) agriculture, forêt, chasse et pêche (catégorie de référence) (2) Industrie minière (3) Industrie manufacturière (4) Construction (5) Transports et communications (6) Commerce (7) Finance (8) Services (9) Administration publique

Le regroupement a été effectué selon la classification des activités économiques du Québec, 1970.

j) OCCUPATION: Les occupations ont été regroupées en six groupes: cadres et ingénieurs, enseignement et santé, employés de bureau, vendeurs, employés de la production et autres emplois. La catégorie de référence est celle des "cadres et ingénieurs".

k) STATUT SYNDICAL: Cette variable est tirée directement de l'enquête. Les travailleurs non syndiqués constituent la catégorie de référence.

Quelques résultats de base concernant l'échantillon et la description des variables, sont présentés à l'appendice A.

3.2.2 Variables de l'enquête de Travail Canada

Avec les résultats de l'enquête de Travail Canada, nous avons pu construire d'une part, des variables similaires à celles créées avec les informations contenues dans l'enquête du Conseil de la langue française et d'autre part, nous avons pu introduire d'autres variables différentes. L'appendice B présente quelques résultats à propos des variables décrites ci-dessous:

a) TAUX DE SALAIRE: Nous avons utilisé comme variable dépendante, le taux de salaire horaire, tel que fourni par l'enquête. Il s'agit du taux normal de base qui ne comprend, ni les ajustements pour le temps supplémentaire, ni les primes, gratifications, indemnités ou avantages de toutes sortes. Cependant les taux comprennent les indemnités de vie chère.

b) NIVEAU DE QUALIFICATION: Les données de l'enquête de Travail Canada, ne nous permettent pas de tenir explicitement compte, dans notre analyse multivariée, du niveau d'éducation ainsi que de l'expérience des individus.

Nous avons pu toutefois utiliser, comme variable

d'approximation, une mesure combinée de l'éducation formelle requise et de l'expérience nécessaire pour remplir une occupation.

En effet, nous avons pu assigner à chaque occupation, un niveau de formation générale (FG) et de préparation professionnelle spécifique (FS), tel que donné dans le C.C.D.P..

Les niveaux de formation générale requis pour une profession particulière sont exprimés numériquement selon la durée "approximative" des études requises pour exercer cet emploi.

La formation spécifique mesure le temps nécessaire pour acquérir les connaissances théoriques et pratiques indispensables à l'exécution des tâches d'un emploi.

Les niveaux de FG varie de 1 (0 à 6 ans d'études) à 5 (13 à 16 ans) tandis que les niveaux de FS varie de 1 (simple démonstration) à 8 (de 4 à 10 ans).

Parmi la quarantaine de combinaisons possibles de FS et FG, seules ont été retenues celles où l'on retrouvait au moins un emploi.

La variable "niveau de qualification" qui résulte du regroupement des variables FS et FG est donc constituée de cinq catégories, soit: non qualifié, peu qualifié, moyennement qualifié, bien qualifié, et très qualifié, où la catégorie omise est "non qualifié".

La construction de la variable "niveau de qualification" est décrite de façon détaillée au tableau B-1, qui se trouve à l'appendice B.

Cette variable est donc un substitut, quoiqu'imparfait, aux données précises de capital humain dont nous ne disposons pas pour quantifier l'expérience et la scolarité des individus. Cependant notons que l'introduction d'une telle variable n'altère pas la validité des résultats obtenus, car comme on le verra subséquemment, les résultats s'avèrent conformes à ceux obtenus avec les données de l'enquête du Conseil de la langue française.

- c) SEXE: Les femmes constituent la catégorie de référence pour cette variable dichotomique.

- d) SECTEURS D'ACTIVITES: Nous avons retenu sept secteurs industriels dont le regroupement en l'un ou l'autre de ces secteurs, s'est effectué selon la classification des

activités économiques du Québec.

Les principaux secteurs d'activité sont: secteur primaire, secteur manufacturier, secteur des transports et communications, commerce, finance, services et administration publique.

La catégorie de référence est celle du secteur primaire.

e) OCCUPATION: Nous avons regroupé sous certaines catégories, les occupations spécifiques aux diverses industries, soit celles des cadres et ingénieurs (catégorie omise), enseignement et santé, employés de bureau, vendeurs, employés de la production et autres emplois.

f) STATUT SYNDICAL: L'enquête de Travail Canada permet de distinguer les occupations dont la majorité des salariés (50% ou plus) est assujettie à une convention collective. Si tel est le cas, les données fournies ont été incluses dans la catégorie des syndiqués, sinon les données sont retenues dans la catégorie des non syndiqués.

g) MODE DE REMUNERATION: Nous possédons de l'information concernant diverses modalités de rémunération, qui ont toutes été retenues dans le cadre de cette analyse. Cette variable polythomique est constituée de 5 catégories: la rémunération au temps (catégorie de référence), à la pièce, au milage, à la commission et au taux de nuit.

3.2.3 Variables de la Commission de la Santé et Sécurité du travail

L'identification des niveaux de risque afférents aux différentes professions, a été faite en fonction de quelques indicateurs élaborés par la C.S.S.T. à partir de statistiques portant principalement sur les lésions professionnelles indemnisées et les travailleurs exposés.

Trois indicateurs ont été retenus dans cette étude. Il s'agit du taux d'incidence (TI), de l'indice de gravité (IG) et de l'indice combiné (IC).

(1) LE TAUX D'INCIDENCE (TI):

Ce taux se définit comme le nombre total de lésions

professionnelles compensables, rapporté au nombre moyen de travailleurs exposés au risque:

$$TI=LC/E$$

où LC= Lésions professionnelles compensables (1979 à 1982)

E= Estimation de l'emploi (effectif des travailleurs en 1981)

Les lésions compensables comprennent les cas d'indemnisation temporaire, d'indemnisation permanente, de décès et de maladies professionnelles, avec interruption de travail ou avec taux d'incapacité. Les cas non compensables sont toutefois exclus de cette catégorie.

Les données concernant les lésions professionnelles compensables couvrent les années 1979 à 1982, tandis que les données sur l'estimation de l'emploi ont été recueillies pour l'année 1981. Si on tient compte du fait que la structure d'emploi par profession ne subit pas de grandes variations durant cette période relativement courte, alors le croisement de ces deux types de données ne devraient pas engendrer de biais significatif.

Cette variable est donc un indicateur de fréquence, mais nous devons nuancer sa signification.

En effet, le taux d'incidence, tel que défini dans cette étude, considère des événements accidentels (nombre total de lésions) et non pas des individus accidentés. Cette distinction implique que nous devons interpréter l'indicateur TI, comme représentant l'incidence relative des événements dans une population donnée et non pas comme étant la fraction des individus ayant subi une lésion dans cette même population.

De plus, cet indicateur s'éloigne de la définition généralement admise, du taux de fréquence, en ce sens qu'il ne tient pas compte de la durée d'exposition au risque¹. En effet, le nombre total de lésions devrait être rapporté non pas à l'effectif de travailleurs mais plutôt à un nombre d'heures-hommes travaillées, cela afin d'établir des comparaisons internationales cohérentes.

1

Le Bureau International du travail (BIT) "recommande que le taux de fréquence des accidents du travail soit calculé en divisant le nombre d'accidents (multiplié par 100,000) survenus au cours de la période couverte par les Statistiques, par le nombre d'heures-hommes effectuées par toutes les personnes exposées au risque pendant la même période", BIT, Encyclopédie de médecine, d'hygiène et de sécurité au travail, Vol II, p.1552, Genève.

Etant donné que ce n'est point là le but de cette étude, l'utilisation de TI demeure valable en tant qu'indicateur de l'inégalité des risques entre les groupes de travailleurs.

(2) L'INDICE DE GRAVITE (IG):

Cet indicateur représente le nombre moyen de jours perdus par lésions compensables (i.e. durée moyenne d'absence au travail par accidents concernés):

$$IG = \frac{JI + JS}{LC}$$

où JI= Jours d'indemnisation (1979-1982)

JS= Jours standards (1979-1982)

LC= Lésions compensables

Les jours d'indemnisation concernent les lésions professionnelles résultant d'une incapacité temporaire tandis que les jours standards visent le calcul du nombre estimé de jours de travail perdus par un travailleur suite à des lésions engendrant une incapacité permanente ou un décès.

De même que pour les cas de décès, les taux d'incapacité permanente ont été transformés en un nombre théorique de journées perdues suivant la norme de 6,000 journées de pertes de travail pour un décès et de 6,000 journées multipliés par le niveau (en pourcentage) de déficit anatomo-physiologique, tel que fixé par la C.S.S.T., pour une incapacité permanente¹.

Les données concernant les jours d'indemnisation (JI) et les jours standards (JS) couvrent les années 1979 à 1982 inclusivement.

Il va sans dire que cet indicateur ne tient pas compte de certains coûts assumés par l'individu, tels que les séquelles psychologiques subies, par exemple, suite à un accident.

Nous pouvons toutefois affirmer qu'il s'agit là d'un indicateur valable, puisque la véritable gravité qui

1

Notons qu'il existe certaines normes concernant cette évaluation, comme par exemple, le nombre de 6,000 journées de pertes de travail, mais que le consensus est loin d'être atteint concernant la valeur à donner à cette approximation.

tiendrait compte de ces aspects, ne saurait se mesurer adéquatement.

(3) L'INDICE COMBINE (IC):¹

Cet indicateur synthétise en une seule mesure la fréquence et la gravité des lésions. En effet:

$$IC = TI \times IG = \frac{LC}{E} \times \frac{(JI + JS)}{LC} = \frac{JI + JS}{E}$$

Cet indicateur veut donc mesurer quel aurait été le nombre moyen de jours perdus par travailleurs, si le total des jours indemnisés avait été réparti uniformément sur l'ensemble des travailleurs occupés, dans une profession donnée. En d'autres termes, on suppose que si tous les travailleurs se partageaient également le fardeau des lésions, leur durée moyenne d'absence serait telle ou telle, selon la profession.

1

Cet indicateur s'apparente à celui du taux de gravité, tel que définit par le BIT, soit:

$$TG = \frac{\text{nombre total de journées perdues}}{\text{nombre total des hommes-heures travaillées}}$$

L'appendice C fournit quelques résultats concernant l'ensemble des variables de risque en fonction des variables de chacun des échantillons.

Somme toute, bien que ces indicateurs qui viennent d'être définis pourraient poser certains problèmes au niveau des comparaisons internationales, ils demeurent valables étant donné l'objectif retenu, à savoir celui de pouvoir ordonner les professions suivant la fréquence et la gravité des lésions déclarées et d'ainsi en voir les répercussions au niveau des salaires.

3.3 Description et comparaison des échantillons

L'information recueillie par les deux enquêtes se distingue principalement du fait que les variables mesurant les caractéristiques des individus sont plus nombreuses dans le cas de l'enquête du Conseil de la langue française que dans celle de Travail Canada. Par contre, cette dernière enquête fournit des renseignements plus complets quant aux caractéristiques de l'emploi.

De plus, il convient de souligner que l'unité d'observation dans l'enquête du C.L.F. est "l'individu"

tandis qu'il s'agit de "taux de salaire" dans le cas de l'enquête de Travail Canada.

Par ailleurs, la mesure de gains diffèrent: dans un cas il s'agit de revenu annuel (C.L.F.), dans l'autre de taux de salaire horaire (T.C.).

Ces distinctions sont donc sommaires. Ainsi, il convient de mettre l'emphase sur le fait que ces deux enquêtes ont été réalisées la même année, soit 1979, ce qui va donc nous permettre d'établir des comparaisons valables entre les résultats obtenus lors de l'analyse multivariée.

Les tableaux présentés aux appendices A et B permettent justement de mieux distinguer la composition des deux échantillons. Nous allons en donner un bref aperçu.

Les résultats de l'enquête C.L.F. permettent de voir que l'échantillon est constitué majoritairement d'hommes (65.3%), majoritairement d'individus mariés (68.1%) et qu'un peu plus de la moitié des individus ne sont pas syndiqués. Les individus se retrouvent répartis de façon passablement similaire selon les différents niveaux de scolarité.

Le secteur d'activité où la concentration des individus est la plus grande, est celui des services suivi par celui

de l'industrie manufacturière et celui du secteur du commerce.

Plus de 40% des individus sont des employés à la production et 20% des employés de bureau.

Finalement, retenons que le nombre moyen de lésions compensables pour 100 travailleurs est de 5.84; que le nombre moyen de jours perdus de travail par lésions compensables est de 67.81; et qu'en moyenne, la durée anticipée d'absence au travail des individus est de l'ordre de 2.64 jours.

Dans le cas de l'enquête de Travail Canada, notons que plus de 50% des taux de salaire recensés étaient gagnés par des hommes et que pour 40% de ces taux de salaire, plus de la moitié des employés de chaque profession était assujettie à une convention collective.

Une forte concentration (41.5%) de ces taux de salaire peut être associée à des travailleurs "peu qualifiés" tandis que le reste se répartit également entre les autres niveaux de qualification.

Le secteur d'activité auquel est recensé le plus grand nombre de taux de salaire est, le secteur de l'industrie

manufacturière (34.5%); viennent ensuite le secteur du commerce (20.5%) et le secteur des services (19.8%).

Tout comme dans le cas de l'enquête du C.L.F., les employés de bureau et ceux de la production constituent les occupations les plus répandues. Cependant, on observe ici que 47% et 35% des taux de salaire sont versés respectivement à des employés de bureau et à des employés de la production.

Notons, par ailleurs, que pour l'ensemble des professions, les employés travaillent essentiellement selon le mode de rémunération au temps (95.9%) et qu'un très faible pourcentage (2.55) des taux de salaire sont associés au mode de rémunération au rendement.

En dernier lieu, précisons que le taux d'incidence moyen est de l'ordre de 8.7 lésions compensables pour 100 travailleurs; que la durée moyenne d'absence au travail par accidents concernés est d'environ 43.2 jours; et que finalement, la durée moyenne anticipée d'absence au travail est, pour l'ensemble des professions, de 3.2 jours.

Ainsi, l'information recueillie par les deux enquêtes tend à être passablement similaire en ce qui concerne les caractéristiques personnelles et quelques caractéristiques

de l'emploi. De plus, bien que le taux d'incidence moyen et le taux de gravité moyen est respectivement plus élevé et moins grand dans le cas de l'échantillon tiré de l'enquête du C.L.F., que dans celui de l'échantillon tiré de l'enquête de Travail Canada, dans les deux cas les travailleurs ont à faire face à la même durée anticipée d'absence au travail, soit de 3 jours perdus en moyenne.

Somme toute, l'analyse de régression multivariée appliquée aux deux échantillons que nous venons de décrire, va permettre de tester la théorie des différentiels salariaux compensatoires et surtout, advenant les résultats escomptés, va permettre de vérifier la précision des estimations de primes de risque ainsi obtenues.

Mais, avant tout, il convient de préciser davantage la spécification du modèle empirique, de même que les attentes concernant les variables, ce qui fera l'objet du chapitre suivant.

CHAPITRE IV

Spécification des modèles empiriques et des
attentes concernant l'ensemble des variables

Dans le premier chapitre, nous avons précisé le schéma théorique permettant d'établir les bases de la relation d'équilibre "salaire-risque". Au deuxième chapitre, les résultats empiriques de certaines études, visant justement à tester cette relation d'équilibre, ont été recensés.

Ces considérations nous amènent donc à préciser, dans ce chapitre, la spécification des modèles empiriques ainsi que les attentes concernant l'ensemble des variables.

Nous voulons ici juger de la pertinence des variables à inclure dans nos modèles. Pour ce faire, nous allons traiter séparément l'information concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi qui fait appel, entre autre, à l'approche dite du capital humain, et l'information concernant les variables de risque, qui elle, repose spécifiquement sur les bases théoriques élaborées dans le tout premier chapitre.

4.1 Spécification des modèles empiriques

Qu'il s'agisse des données tirées de l'enquête du

C.L.F. ou celles obtenues de l'enquête de Travail Canada, nous avons retenu l'approche de la forme réduite qui consiste à n'utiliser qu'une équation qui relie le revenu de travail aux caractéristiques individuelles, aux caractéristiques de l'emploi et aux variables de risques d'accidents mortels et non mortels reliés à l'emploi.

Nous pouvons modéliser ces deux équations de régression sous les formes suivantes:

(1) Equation C.L.F.:

Revenus de travail = fct (sexe, expérience, expérience²,
éducation, langue, statut matrimonial,
région, semaines travaillées, secteur,
occupation, statut syndical, taux
d'incidence, indice de gravité,
indice combiné)

(2) Equation T.C.:

Taux de salaire = fct (sexe, niveau de qualification,
secteur, occupation, mode de
rémunération, statut syndical, taux

d'incidence, indice de gravité,
indice combiné)

En soi, les deux équations se veulent les plus identiques possibles quant à la nature des variables à inclure: les différences observées ne sont donc que le résultat de contraintes imposées par le type d'information recueillie dans ces deux enquêtes.

Cette formalisation est donc conforme à celle utilisée par l'ensemble des auteurs ayant étudié la relation s'établissant entre les salaires et les risques d'accidents.

L'introduction de variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi dans de tels modèles de détermination salariale fait appel à la théorie du capital humain¹.

Cette théorie nous indique que les capacités productives

1

Nous référons plus précisément le lecteur aux travaux de Becker (1964) et ceux de Mincer (1974).

des individus ne sont pas innées mais plutôt acquises et que les revenus d'un individu sont déterminés par les rendements de cet individu sur le marché du travail, rendements qui, par ailleurs, sont fonction du stock de capital humain acquis par cet individu.

Les dotations initiales (de sources génétiques) et les dotations accumulées (par l'apprentissage de connaissances spécifiques ou générales) déterminent ce stock de capital humain.

De façon très simple, l'approche du capital humain est essentiellement centrée sur le lien entre la quantité de capital humain détenue par les offreurs de travail et leurs revenus.

Donc, selon cette approche, des facteurs tels que le sexe, la scolarité, l'expérience, l'occupation etc., deviennent des variables importantes dans la détermination des revenus.

Nous avons donc utilisé ce type de variables explicatives afin d'établir, dans un premier temps, une équation de détermination de revenu qui relie le revenu aux attributs individuels (sexe, scolarité, expérience...) et aux attributs de l'emploi (occupation, heures travaillées...).

L'examen de certains tableaux-croisés va nous permettre justement de justifier l'introduction de ces variables dans les modèles empiriques.

On pourra dès lors, déceler des relations entre les caractéristiques individuelles et de l'emploi, et le revenu des travailleurs. Nous indiquerons de façon plus précise, l'impact de ces variables sur le revenu, à l'aide de tableaux-croisés, lorsque nous discuterons des attentes concernant ces variables.

Finalement l'introduction de variables de risque, en plus de ces variables dites de capital humain, demeure primordiale à la vérification de l'hypothèse que nous voulons tester et repose sur les bases théoriques élaborées au premier chapitre.

Cependant, le type de variables de risque retenues dans cette étude, s'éloigne quelque peu de celui qui découle des fondements théoriques. En effet, la théorie nous dit qu'une prime est versée pour les risques perçus par les travailleurs. Or le modèle de Thaler et Rosen (1975) suppose que les travailleurs sont parfaitement informés des risques qu'ils peuvent encourir.

Cependant, il est fort raisonnable de croire que, dans

la réalité, le travailleur ne dispose pas de toute l'information disponible et ce qui devient relevant dans sa décision d'encourir des risques est la perception qu'il s'en fait.

Il s'ensuit que pour mesurer idéalement les primes de risque, nous devrions obtenir de l'information concernant la perception des travailleurs de la probabilité de certains types de risque comme les maladies professionnelles, les décès et les blessures, selon les divers degrés de sévérité.

Or nous ne disposons pas de telles informations. Ainsi l'approche alternative qui a été le plus souvent retenue, et qui est celle adoptée ici, consiste à utiliser une valeur moyenne de risque associée à l'occupation.

Donc les indicateurs de risque utilisés dans cette étude captent les différences dans le degré de risque mais ne reflètent pas nécessairement la perception des travailleurs à propos des risques associés à leur emploi¹.

1

Rappelons-nous que Viscusi (1978), en utilisant des données sur la perception des travailleurs, d'une part, et des données similaires à celles que nous utilisons, d'autre part, a trouvé qu'il existe très peu de différences dans l'estimation de la prime intégrée au salaire calculée à l'aide de l'une ou l'autre de ces types de données.

Le cadre théorique proposé par Thaler et Rosen (1975) nous indique, de plus, qu'aucune hypothèse ne peut être faite en regard de la courbe d'équilibre "salaire-risque", $W(p)$. Comme nous l'avons déjà mentionné, les dérivées secondes de l'équation de cette courbe sont de signes indéterminés.

Afin de tenir compte de cet aspect, nous n'avons retenu que la forme arithmétique de la variable indépendante, et cela dans les deux modèles.

4.2 Les attentes concernant les variables

Nos attentes concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi sont conformes à celles de l'ensemble des auteurs ayant utilisé des modèles de forme réduite d'équation de détermination de salaire. Puisque les résultats concernant ces variables ne font pas l'objet précis de cette étude, nous nous contenterons de donner un bref aperçu des signes attendus des coefficients de ces variables, sans toutefois expliciter davantage. Par contre, nous nous concentrons davantage sur les variables de risque, en précisant spécifiquement l'impact attendu de ces variables sur les salaires.

4.2.1 Variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi

Les tableaux 4.1 à 4.10 nous fournissent quelques bonnes indications quant à l'impact de ce type de variable.

La théorie du capital humain soutient qu'un individu scolarisé est plus productif qu'un individu moins scolarisé. Ainsi nous pouvons nous attendre à ce qu'il existe une relation positive entre le niveau de scolarité et le revenu de travail, ce que laissent envisager les résultats du tableau 4.1 .

De plus, les individus peuvent augmenter leur productivité au travail lorsqu'ils acquièrent de l'expérience ou lorsqu'ils améliorent leurs compétences déjà acquises. Règle générale, une année d'expérience supplémentaire augmente les revenus de travail d'un individu. Ainsi nous nous attendons à ce que plus l'expérience du travailleur augmente, plus son revenu de travail sera élevé, toutes choses étant égales par ailleurs. Cependant l'augmentation du revenu se fait à un rythme décroissant: à partir d'un certain seuil, l'expérience fait décroître le revenu. Afin de tenir compte de ce facteur nous avons introduit la variable "expérience²"

TABLEAU 4.1

Revenus moyens de travail des individus selon la scolarité, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Niveau de scolarité	Revenus de travail
0-8 ans	\$12,625
9-11 ans	\$12,921
12-13 ans	\$13,031
14 ans et plus	\$19,103
Toutes catégories	\$14,708

Source: ANNIEKY, p.9, Calculs de l'auteur.

TABLEAU 4.2

Taux de salaire horaires moyens selon le niveau de qualification des individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979.

Niveau de qualification	Taux de salaire
Non qualifié	\$5.64
Peu qualifié	\$6.09
Moyennement qualifié	\$6.66
Bien qualifié	\$7.24
Très qualifié	\$8.66
Toutes catégories	\$6.71

Source: AM260MM, p.3, Calculs de l'auteur, Résultats non pondérés.

TABLEAU 4.3

Revenus moyens de travail et taux de salaires horaire
moyens selon le sexe des individus
Enquête C.L.F. et Enquête T.C., Québec, 1979.

Sexe	Revenus de travail (C.L.F.)	Taux de salaire (T.C.)
Hommes	\$17,222	\$7.17
Femmes	\$ 9,925	\$5.74
Toutes catégories	\$14,733	\$6.64

Source: ANNIELR, p.36, AM260LR, p.58, Calculs de l'auteur.

TABLEAU 4.4

Revenus moyens de travail et taux de salaires horaire
moyens selon la syndicalisation ou non des individus,
Enquête C.L.F. et Enquête T.C., Québec, 1979.

Statut syndical	Revenus de travail (C.L.F.)	Taux de salaire (T.C.)
Syndiqué	\$15,383	\$7.14
Non syndiqué	\$14,177	\$6.41
Toutes catégories	\$14,733	\$6.71

Source: ANNIELR, p.40, AM2600L, p.7, Calculs de l'auteur.

TABLEAU 4.5

Taux de salaire horaires moyens selon le mode
de rémunération des individus,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Mode de rémunération	Taux de salaire
Temps	\$ 6.67
Pièce	\$ 6.70
Milage	\$11.03
Commission	\$ 8.63
Taux de nuit	\$11.56
Toutes catégories	\$ 6.71

Source: AM260LR, p.51, Calculs de l'auteur,
Résultats non pondérés.

TABLEAU 4.6

Revenus moyens de travail et taux de salaire horaires
moyens selon l'occupation des individus
Enquête C.L.F. et Enquête T.C., Québec, 1979.

Occupation	Revenus de travail (C.L.F.)	Taux de salaire (T.C.)
Cadres et ingénieurs	\$23,256	\$9.83
Enseignement et santé	\$17,908	\$7.78
Employés de bureau	\$10,678	\$6.25
Vendeurs	\$15,335	\$6.58
Employés de la production	\$13,396	\$6.55
Autres emplois	\$13,939	\$9.70
Toutes catégories	\$14,735	\$6.71

Source: ANNIER, p.42, AM2600V, p.5, Calculs de l'auteur.

TABLEAU 4.7

Revenus moyens de travail des individus selon la région, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Région	Revenus de travail
Montréal	\$15,208
Québec	\$15,639
Autres	\$14,212
Toutes catégories	\$14,734

Source: ANNIEKY, p.6, Calculs de l'auteur.

TABLEAU 4.8

Revenus moyens de travail des individus selon les secteurs d'activités économiques, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Secteurs	Revenus de travail
Agriculture, forêt, chasse et pêche	\$17,732
Industrie minière	\$15,619
Industrie manufacturière	\$13,547
Construction	\$17,063
Transports et communications	\$16,849
Commerce	\$12,843
Finance	\$15,298
Services	\$14,875
Administration publique	\$15,398
Toutes catégories	\$14,735

Source: ANNIER, p.42, Calculs de l'auteur.

TABLEAU 4.9

Taux de salaire horaires moyens selon les
secteurs d'activités économiques,
Enquête T.C, Québec, 1979.

Secteurs	Taux de salaire
Primaire	\$8.56
Industrie manufacturière	\$6.64
Transports et communications	\$7.59
Commerce	\$6.26
Finance	\$6.45
Services	\$6.75
Administration publique	\$7.58
Toutes catégories	\$6.71

Source: AM26DLR, p.62, Calculs de l'auteur,
Résultats non pondérés.

TABLEAU 4.10

Revenus moyens de travail des individus selon la langue maternelle, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Langue maternelle	Revenus de travail
Français	\$14,490
Anglais	\$17,086
Autres	\$14,597
Toutes catégories	\$14,733

Source: ANNIELR, p.40, Calculs de l'auteur.

qui devrait donc avoir un impact négatif sur le revenu.

La variable "niveau de qualification", qui est une variable d'approximation du niveau de scolarité et d'expérience, devrait être reliée positivement au revenu. On voit que le tableau 4.2 tend à confirmer cette affirmation, les taux de salaire horaires augmentant de \$5.64 à \$8.66 en fonction du niveau de qualification.

Par ailleurs, le fait d'être femme devrait avoir un impact négatif sur les revenus, ce qui devient évident en regardant les résultats du tableau 4.3 et qui, par ailleurs, est un résultat communément trouvé.

Le tableau 4.4 semble confirmer l'hypothèse généralement admise qu'il existe un différentiel salarial entre travailleurs syndiqués et non syndiqués. Dans le cas de l'enquête du C.L.F. et celle de T.C. l'on observe que les travailleurs syndiqués ont des salaires plus élevés que ceux non syndiqués.

Bref, l'examen de l'ensemble des tableaux-croisés laissent supposer qu'en ce qui concerne les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi, nos attentes sont conformes à celles généralement admises dans les études empiriques ayant déjà utilisé ce type de variables.

Le tableau 4.11 récapitule les principales attentes concernant les variables des deux modèles empiriques.

TABLEAU 4.11

Signes attendus des variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi, Enquêtes C.L.F. et T.C.

<u>VARIABLES</u>	<u>SIGNES ATTENDUS</u>
Sexe (C.L.F., T.C.)	-
Expérience (C.L.F.)	+
Expérience ² (C.L.F.)	-
Scolarité (C.L.F.)	+
Niveau de qualification (T.C.)	+
Langue (C.L.F.)	
-anglais	+
-autres	-
Statut matrimonial (C.L.F.)	+
Région (C.L.F.)	+,-
Semaines travaillées (C.L.F.)	+
Mode de rémunération (T.C.)	+
Statut syndical (C.L.F., T.C.)	+
Secteur (C.L.F., T.C.)	+,-
Occupation (C.L.F., T.C.)	+,-

4.2.2 Variables de risque

Tel que nous l'avons spécifié aux chapitres I et II, les variables de risque d'accidents devraient, par ailleurs, avoir un impact positif sur les salaires. Cependant, l'impact de la variable T_i (taux d'incidence) sur les salaires, pourrait être plus ambigu.

En effet, si, comme Olson (1981) l'a trouvé, la gravité d'un accident non mortel est l'aspect qui a le plus d'impact sur les salaires, nous pouvons nous attendre à ce que l'incidence des accidents n'ait pas nécessairement un impact positif sur les salaires. L'indicateur T_i représente l'incidence relative des événements accidentels dans une population donnée, et ainsi une augmentation de cette incidence ne nous indique rien quant à la gravité de ces événements et donc n'implique pas nécessairement des compensations si, par exemple, il s'agit majoritairement d'accidents mineurs n'impliquant pas de nombre moyen de jours perdus de travail élevé.

Nous nous attendons donc à ce que la variable I_g , qui tient compte du nombre moyen de jours perdus de travail, soit celle qui vérifie le mieux l'impact des risques d'accidents sur les salaires.

N'oublions pas cependant, comme nous l'avions souligné au premier chapitre, que le cadre théorique de Thaler et Rosen (1975) considère seulement l'aspect mortel des accidents et que, comme nous l'avions précisé alors, dans le but d'analyser l'impact des risques sur les salaires, il conviendrait de considérer de plus, l'aspect non mortel des accidents de travail. Ainsi la majorité des études, comme celle de Olson (1981), qui ont tenu compte de cet aspect multidimensionnel des données de risque, pouvaient distinguer entre les risques mortels et les risques non mortels. Ceci n'est point le cas dans cette étude: nos données, telles que définies au chapitre III, ne nous permettent pas de séparer ces deux aspects (mortels et non mortels) des accidents.

En ce sens, nos données diffèrent de celles utilisées dans l'ensemble des études empiriques que nous avons recensées, et ainsi nos résultats peuvent être sujets à ce facteur, dans la mesure où seule l'analyse multivariée pourra nous révéler.

En ce qui concerne l'effet des caractéristiques socio-démographiques sur les primes intégrées au salaire, nous ne pouvons, à priori, dégager dans quel sens vont s'établir les relations. Ceci repose largement sur le fait que beaucoup d'études n'ont pas trouvé de relations

significatives entre certaines caractéristiques personnelles et les primes de risque, relations que nous voulons tester.

D'autre part, nous voulons vérifier l'effet de la syndicalisation sur les primes intégrées au salaire associées aux risques d'accidents. A cet égard, nous pouvons nous attendre à ce qu'une partie du différentiel salarial observé entre syndiqués et non syndiqués soit le résultat de compensation pour accepter d'encourir certains risques reliés à l'emploi.

Quoique les études antérieures ne sont pas concluantes quant à l'effet de la fréquence et de la gravité d'accidents sur les salaires des syndiqués par rapport à ceux des non syndiqués, nous croyons qu'encore ici, l'impact de la variable I_g sera plus susceptible de nous indiquer le différentiel salarial associé aux risques d'accidents, entre ces deux groupes de travailleurs.

Cependant, vouloir mesurer le différentiel salarial associé aux risques d'accidents entre syndiqués et non syndiqués, pose les mêmes problèmes que dans l'analyse classique du différentiel salarial observé entre

travailleurs syndiqués et ceux non syndiqués¹). En effet, par effet de "spillover", les syndicats influencent non seulement les primes des travailleurs syndiqués, mais aussi celles des travailleurs non syndiqués. Puisque les primes de salaire des non syndiqués sont affectées par la syndicalisation des travailleurs, cette prime ne reflète pas nécessairement celle qui serait versée en l'absence des syndicats.

Nous pouvons tout de même affirmer, sur la base des résultats obtenus par les autres auteurs, que l'effet attendu de la syndicalisation des travailleurs québécois sur la prime de risque intégrée au salaire, peut dépendre, dans une large mesure, du rôle informationnel que peut jouer le syndicat lors des négociations salariales.

Conséquemment, nous pouvons nous attendre à un impact positif ou négatif, dépendamment de la nature même de ce rôle que l'on accorde aux syndicats.

En effet, certains ont argué que les syndicats

1

Voir à ce sujet, Parsley, C.J., "Labor Unions and Wages: A Survey of Recent Literature", Journal of economic Literature", mars 1980, p. 1-31.

augmentaient l'information disponible aux travailleurs sur les risques d'accidents reliés à différents emplois, et, qu'étant donné une meilleure évaluation de ces risques, les syndicats seraient alors aptes à augmenter les primes de risque pour les accidents de travail.

De plus, si l'on définit le syndicat comme étant un moyen d'expression des travailleurs, qui tient compte des préférences de la moyenne des travailleurs et non pas celles des travailleurs marginaux¹⁾, la présence du syndicat devrait, encore ici, augmenter l'importance de la prime de risque.

Il semblerait qu'en l'absence de syndicat, l'employeur ajusterait la prime de risque en fonction du travailleur "marginal" généralement plus jeune, plus mobile et ayant moins d'aversion au risque. Or, lors des négociations, le syndicat exprime les préférences du travailleur médian, généralement plus âgé, moins mobile, ayant plus d'expérience sur le marché du travail, etc. Mais surtout, ce travailleur aura une plus grande aversion au risque que le travailleur marginal et ainsi, il exigera une prime de risque plus

1

Voir Freeman, R.B. et J.L. Medoff, "The two faces of Unionism", The Public Interest, Automne 1979.

élevée pour encourir le même risque additionnel d'accidents.

Paradoxalement, ces rôles du syndicat peuvent servir aussi à justifier l'existence de mécanismes par lesquels le syndicat diminuerait la prime de salaire associée aux risques.

En effet, il se peut que l'information privilégiée que détiennent les syndicats concernant les risques d'accidents, ne se traduit pas par des primes de salaire plus élevées, mais servirait plutôt à inciter les syndicats, lors des négociations, à demander l'implantation de certaines mesures visant à améliorer la sécurité du travail. Dans la mesure où l'information concernant le risque d'accidents sert à la prévention plutôt qu'à des revendications salariales, les risques devraient jouer un rôle moindre dans la détermination des salaires, au niveau de la négociation.

Ce pouvoir syndical affaiblirait le différentiel compensatoire associé aux risques.

Finalement, il est généralement admis que les travailleurs plus âgés et moins mobiles (travailleurs médians) sont plus susceptibles de demander une partie de leur versement monétaire sous forme d'avantages sociaux. Or, si le syndicat tient effectivement compte des préférences de

ce type de travailleur, il est donc susceptible de favoriser l'allocation d'une plus grande part de la rémunération globale sous forme d'avantages sociaux¹.

Ainsi, de plus grandes compensations non monétaires (par exemple, assurances-accidents) traduisent une plus grande responsabilité des employeurs dans les coûts des accidents; la prime de salaire nécessaire pour inciter un travailleur à accepter d'encourir des risques, devrait diminuer lorsque les compensations non monétaires augmentent.

Somme toute, le syndicat peut avoir une influence contraire à celle soulignée généralement, à savoir, que la syndicalisation des travailleurs a un impact positif sur les primes intégrées au salaire.

Ce chapitre nous a donc permis de mieux juger de la pertinence des variables à inclure dans nos modèles empiriques. Les résultats des tableaux-croisés nous ont fourni, quant à eux, quelques premières indications quant

1

Freeman, R.B., "The effect of Unionism on Fringe Benefits", Industrial and Labor Relations Review, juillet 1981, p. 489-509 .

aux variables pouvant affecter les salaires. Ces tableaux ont pu, par ailleurs, nous guider dans l'élaboration des attentes concernant les variables. Mais leur rôle se limitent à ces quelques considérations.

En effet, comme les variables agissent simultanément, il revient donc à l'analyse de régression multivariée, où l'effet de chacune des variables est mesuré en tenant compte de l'influence des autres, de nous indiquer comment les salaires sont influencés par l'ensemble des variables.

Le chapitre suivant a justement pour objet de présenter et d'interpréter les résultats obtenus en estimant nos deux modèles empiriques à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.

CHAPITRE V

Analyse des résultats

Les principaux résultats de l'analyse multivariée sont présentés dans ce chapitre. Nous allons, dans un premier temps, examiner les résultats concernant l'estimation de l'équation établie à partir des données de l'enquête du Conseil de la langue française. Nous discuterons, entre autre, de l'impact des variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi sur les salaires; de l'impact des variables de risque sur les salaires; et de l'effet de la syndicalisation des travailleurs sur la prime de risque intégrée au salaire.

Cette même analyse sera reprise par la suite, mais cette fois-ci en regard de l'équation établie à partir des données de l'enquête de Travail Canada.

Finalement, nous présenterons, au chapitre suivant, une synthèse de l'ensemble des résultats, en vue de pouvoir juger de la validité des estimations obtenues.

5.1 Résultats concernant le modèle du Conseil de la langue française

5.1.1 Résultats concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi

Les résultats de régression, expliquant les revenus de travail, tenant compte de l'ensemble des variables, sont présentés dans le tableau 5.1 (p.142).

Les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi, qui ont été incluses dans l'équation afin de tenir compte des variations de salaire non attribuables aux risques d'accidents, sont, dans l'ensemble, de signes attendus et significatives.

Nous voyons, tel qu'attendu, que la scolarité est positivement reliée au revenu. De plus, une année supplémentaire d'expérience augmente le revenu des individus d'environ 3.2%. Ceci confirme donc l'hypothèse de Mincer (1974) qui estime que du point de vue empirique, une année d'expérience augmente les revenus de travail d'un individu d'environ 3% à 6%. Par ailleurs, le signe négatif du coefficient de la variable expérience au carré, confirme l'existence d'une relation concave entre l'expérience et le revenu.

Par ailleurs, les hommes ont des revenus d'environ 37% plus élevés que ceux des femmes. On observe aussi des gains

de revenu supérieurs chez les individus mariés par rapport aux individus célibataires.

La relation positive attendue est aussi observée pour les variables "semaines travaillées" et "syndicalisation": l'ajout d'une semaine de travail accroît le revenu d'un travailleur québécois d'environ 1.3%, tandis que les revenus des travailleurs syndiqués sont d'environ 3% plus élevés que ceux des travailleurs non syndiqués.

Nous voyons, de plus, que les individus dont la langue maternelle est l'anglais, ont des revenus supérieurs à ceux dont la langue maternelle est le français. Par contre, on observe que le revenu annuel des travailleurs dont la langue maternelle est autre que le français et l'anglais, est inférieur à celui des travailleurs francophones.

Il semble, par ailleurs, que les travailleurs situés dans la région métropolitaine de Montréal, ont des revenus de travail supérieurs à ceux situés à l'extérieur de cette même région.

N'ayant pas d'attentes spécifiques à propos des résultats concernant l'impact des variables "secteur" et "occupation" sur les salaires, nous pouvons tout de même constater d'une part, que par rapport au secteur de

l'agriculture, les travailleurs des secteurs des mines, ceux de la construction, ceux des secteurs du transport et ceux des secteurs de la finance, ont des revenus supérieurs; d'autre part, comparativement aux administrateurs, les employés de bureau et de la production, ainsi que les vendeurs ont des revenus moindres, ce qui pourrait confirmer le fait que les professions plus spécialisées et donc comportant une plus grande part de responsabilité sont davantage rémunérées.

Somme toute, les résultats concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi corroborent les attentes théoriques généralement admises par l'ensemble des chercheurs ayant étudié le processus de détermination des revenus de travail.

5.1.2 Résultats concernant les variables de risque

Comme nous l'avions mentionné précédemment, nous nous intéressons principalement aux variables explicatives de risque en vue d'établir si les travailleurs de l'industrie québécoise recevaient, en 1979, une certaine compensation salariale pour les risques affectant leur sécurité, et, si tel est le cas, d'estimer la valeur de cette prime.

Le tableau 5.1 présente les résultats de l'estimation de l'équation où l'on a inclus premièrement, en plus des variables décrites à la section 5.1.1, les trois variables de risque T_i , I_g et I_c (colonne 1), puis, deuxièmement, où seuls T_i et I_g ont été retenus en tant que variables explicatives (colonne 2). Les valeurs des coefficients estimées ainsi que les valeurs T de student qui leur sont associées sont donc spécifiées dans ce tableau.

On remarque, que dans tous les cas, les coefficients des variables de risque sont significativement différents de zéro¹ et de signes positifs pour la variable I_g et de signes négatifs pour la variable T_i . Le signe positif de la variable I_g supporte l'hypothèse que les salaires s'accroissent suite à une augmentation dans l'indice de gravité.

Le signe positif de la variable I_c nous indique de plus, qu'un accroissement dans le nombre de journées d'absence par travailleur se reflète par une augmentation dans les revenus de travail des individus. Toutefois, étant donné que cet indicateur synthétise en une seule mesure les aspects de

1

A un seuil de 95%, utilisant un test "t" bilatéral dans le cas des variables T_i et I_c ; unilatéral dans le cas de la variable I_g .

TABLEAU 5.1

Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, variables de risque incluses, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Constante</u>	-5716.35** (-5.32)	-5441.04** (-5.11)
<u>Sexe</u> (femmes omises)		
hommes	5391.42* (16.10)	5469.14* (22.82)
<u>Expérience</u>	485.44* (17.36)	486.57* (17.40)
<u>Expérience</u> ²	-8.02* (-14.36)	-8.05* (-14.31)
<u>Scolarité</u> (0-8 ans omis)		
9-11 ans	1645.51* (5.18)	1620.51* (5.10)
12-13 ans	3949.35* (11.13)	3915.50* (11.04)
14 ans et plus	7004.69* (17.56)	6975.68* (17.49)
<u>Langue</u> (français omis)		
anglais	1200.80* (3.63)	1206.77* (3.39)
autres	-1126.99* (-2.88)	-1131.87* (-2.89)
<u>Statut matrimonial</u> (célibataire omis)		
marié	1379.18* (5.51)	1389.81* (5.55)
autres	1485.20* (3.36)	1498.48* (3.39)
<u>Semaines travaillées</u>	192.83* (22.17)	192.05* (22.10)

TABLEAU 5.1 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Région</u> (Montréal omis)		
Québec	-276.61** (-6.79)	-287.50 (-0.82)
autres	-476.83** (-2.27)	-464.16** (-2.21)
<u>Secteur</u> (agriculture omis)		
mines	2978.79** (2.52)	2987.93** (2.52)
manufacturier	1060.30 (1.22)	731.99 (0.86)
construction	4874.91** (5.31)	4737.23** (5.17)
transport	2762.94** (3.10)	2533.96** (2.84)
commerce	1100.62 (1.22)	803.62 (0.90)
finance	2500.54** (2.64)	2217.54** (2.36)
services	1257.91 (1.43)	953.58 (1.10)
administration publique	921.98 (1.03)	624.72 (0.71)
<u>Occupation</u> (cadres omis)		
enseignement et santé	-808.31 (-1.84)	-809.20 (-1.84)
bureau	-4710.10** (-11.83)	-4701.17** (-11.80)
vendeur	-2884.89** (-6.07)	-2825.81** (-5.96)

TABLEAU 5.1 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
production	-4647.56** (-12.36)	-4590.14** (-12.25)
autres	-5895.41** (-9.72)	-5804.81** (-9.60)
<u>Statut syndical</u> (non syndiqué omis)		
syndiqué	503.66* (2.36)	521.62* (2.44)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	-56.24** (-2.76)	-19.21** (-2.49)
<u>Indice de gravité (Ig)</u>	11.65* (8.57)	12.19* (9.16)
<u>Indice combiné (Ic)</u>	97.02** (1.97)	---
R ²	0.41	0.41
F	162.49	167.89

Source: (1)ANNIEK3, (2)ANNIEL2

(1) Ti, Ig, Ic inclus

(2) Ti et Ig inclus

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

de fréquence et de gravité des accidents, le signe obtenu du coefficient estimé permet aussi de voir que, pour un taux d'incidence donné, l'indice de gravité est positivement relié à l'indice combiné.

Cependant telle que nous en avons souligné la possibilité, le taux d'incidence a un effet négatif sur la prime, et en ce sens, ce résultat se distingue de l'ensemble des études ayant utilisé ce type d'indicateur.

Même dans l'équation où nous avons éliminé la variable I_c (colonne 2, tableau 5.1), le coefficient demeure toujours négatif quoique la valeur absolue du coefficient ait diminué, passant de 56.24 à 19.21.

Cet impact négatif du taux d'incidence sur les salaires peut toutefois nous apparaître cohérent dans la mesure où nous tenons compte de certains facteurs.

En effet, souvenons-nous que le taux d'incidence, tel que défini dans cette étude ne tient pas compte, par exemple, de la durée d'exposition au risque, ce qui traduirait mieux l'incidence véritable de ce phénomène. De plus, cet indicateur tient compte à la fois des risques mortels et non mortels, tandis que la plupart des études ont retenu le taux d'incidence des accidents mortels ou non

mortels.

Ainsi la définition de l'indicateur de fréquence s'éloigne de celle retenue dans la plupart des études et peut de façon très globale, expliquer, dans un premier temps, les résultats différents obtenus concernant cet indicateur.

Cependant, bien qu'ayant souligné ce fait, nous ne pouvons toutefois invalider les résultats sur la base d'un manque de précision dans l'indicateur utilisé.

Nous estimons que les résultats peuvent être conformes à la réalité. En effet, une augmentation du taux d'incidence ne nous fournit aucune indication quant à la gravité que comporte un accident. Dès lors, si l'on présume que les événements n'impliquent que des accidents mineurs (donc qui impliquent un nombre de jours d'absence au travail très faible), il appert probable que ces risques ne devraient pas se refléter sous forme de compensation salariale plus élevée, et qui plus est, ne devraient susciter, au Québec, aucune forme de compensation dans le cas des accidents impliquant moins d'une journée d'absence.

Notons qu'une étude a montré qu'en 1979, au Québec, 46.8% des lésions professionnelles n'impliquaient aucune

journée d'absence, alors que 24.8% des lésions professionnelles pour lesquelles des réclamations ont été acceptées, avaient engendrées de 1 à 5 journées d'absence au travail⁽¹⁾.

Le coefficient négatif de la variable T_i semble donc indiquer que le taux de gravité, tel qu'attendu, serait le principal facteur explicatif de l'existence d'une prime intégrée au salaire.

Toujours au tableau 5.1, nous pouvons voir que l'indice de gravité est sans contredit, la variable de risque la plus significative. Dans le cas où les trois variables de risque sont incluses dans l'équation de régression, la valeur T de student associée au coefficient de la variable I_g est de 8.57 comparativement à un T de student de -2.76 et 1.97 respectivement pour T_i et I_c . Lorsque la variable I_c est omise, l'indice de gravité (I_g) demeure toujours la

1

Des Roches, J., "La santé et sécurité du travail", Document de travail, Université de Montréal, Ecole des Relations Industrielles, mai 1986.

variable la plus significative⁽¹⁾.

Ce résultat appuierait donc l'hypothèse de Olson (1981), à savoir que l'indice de gravité serait l'aspect déterminant de l'existence d'une prime de risque intégrée au salaire.

Quoiqu'il en soit, les coefficients du tableau 5.1 impliquent qu'une augmentation de 1 point de pourcentage dans le nombre total de lésions compensables par travailleur, diminue le revenu annuel brut de \$56.24 (\$19.21 dans le cas où Ic est omis); qu'une journée additionnelle d'absence au travail par accidents concernés se traduit par une augmentation de \$11.65 (\$12.19 dans le cas où Ic est omis); et que finalement, le revenu annuel augmente de \$97.02 lorsque le nombre de journées perdues par travailleur suite à un accident s'accroît d'une unité.

Il va sans dire qu'il est donc important de tenir compte, non seulement des valeurs moyennes des variables dans l'estimation des primes de salaire, mais de plus, chacune des variables de risque doit être considérée

1

T de student= 9.16 pour la variable Ig
T de student= -2.49 pour la variable Ti

afin d'évaluer cette prime. Nous voulons mesurer l'impact total des risques sur les salaires et nous devons donc saisir l'effet simultané de ces variables de risque sur les salaires dans le but de confirmer ou non l'hypothèse de l'existence d'une prime intégrée au salaire en vue de compenser les travailleurs pour les risques d'accidents encourus.

A cette fin, le tableau 5.2 nous indique comment a été dérivé le calcul de la prime totale associée aux risques d'accidents.

L'estimation de la prime, en valeur absolue, résulte donc de la sommation de chacune des valeurs moyennes des variables que l'on multiplie par la valeur des coefficients estimés qui leur sont associés. L'évaluation de la prime totale en pourcentage résulte de la division de cette prime en valeur absolue par le revenu annuel moyen observé dans notre échantillon, ce qui peut s'écrire comme suit, dans le cas où les trois variables de risque apparaissent dans l'équation:

$$(1) \text{ Prime}(\%) = \frac{(-56.24)(\bar{T}_i) + (11.65)(\bar{I}_q) + (97.02)(\bar{I}_c)}{14,735} \times 100$$

TABLEAU 5.2

Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Variables	(1) valeur absolue	(2) en pourcentage
Taux d'incidence (Ti)	-334.4	-2.3
Indice de gravité (Ig)	+777.1	+5.3
Indice combiné (Ic)	+261.6	+1.8
Total	+704.3	+4.8
Taux d'incidence (Ti)	-114.2	-0.8
Indice de gravité (Ig)	+813.1	+5.5
Total	+698.9	+4.7

Source: Tableau 5.1

(1) calculée de la façon suivante: coefficient x valeur moyenne de la variable

(2) calculée de la façon suivante: $\frac{\text{prime en valeur absolue}}{\text{revenu annuel moyen}} \times 100$

où Ti moyen= 5.9461
Ig moyen= 66.7021
Ic moyen= 2.6959

et Revenu annuel moyen= 14,735

et dans le cas où la variable I_c est omise de l'équation:

$$(2) \text{ Prime}(\%) = \frac{(-19.21)(\overline{T_i}) + (12.19)(\overline{I_q})}{14,735} \times 100$$

Nous constatons ainsi que l'estimation de la prime intégrée au salaire est identique dans les deux cas, à une différence près de 1 point de pourcentage, soit de l'ordre de 4.7% et 4.8% .

Ceci nous amène donc à affirmer que les salaires des travailleurs de l'ensemble des industries du Québec, comparativement à ceux des travailleurs qui ne faisaient face à aucun risque, comportaient une certaine prime, correspondant en moyenne à environ 4.7% de leur salaire.

L'évaluation de cette prime se situe donc à l'intérieur de l'écart entre la plus petite et la plus grande valeur de la prime salariale estimée dans les études américaines, soit entre 1.2% et 5.5% (voir tableau 2.2, chapitre II). Nous concluons donc que la théorie des différentiels compensatoires se vérifie au Québec, et que de plus, l'estimation de la prime intégrée au salaire semble se situer à un niveau conforme aux résultats obtenus aux Etats-Unis.

Enfin, les résultats trouvés nous fournissent, de plus, une preuve que les pertes de revenu ne sont qu'une petite portion des coûts encourus par les travailleurs suite à un accident. Les pertes moyennes de revenu anticipées, suite à des accidents de travail, peuvent être calculées en multipliant le niveau moyen de journées anticipées de perte de travail par le revenu moyen journalier. Pour la valeur moyenne de I_c obtenue dans la régression initiale, ce calcul est estimé à 1.2% du revenu moyen annuel¹. Comparant ce résultat à la prime de risque total de 4.8%, il devient donc évident que les individus reçoivent des compensations monétaires, non seulement pour les coûts anticipés, mais aussi pour l'incertitude concernant ces pertes.

5.1.3 Résultats concernant l'effet du syndicat sur la prime de risque

Etant donné l'existence d'une prime de risque intégrée au salaire, dont nous venons de mesurer l'ampleur, il

¹

Calculée de la façon suivante:

$$\frac{(2.70) \times (65.40)}{14,735} \times 100 = 1.2\%$$

où: I_c moyen = 2.70 et revenu moyen journalier = \$65.04

devient intéressant de mesurer l'impact de certaines caractéristiques socio-démographiques sur les risques d'accidents. Or comme le laissait présager l'analyse au chapitre II, très peu de termes d'interaction entre les mesures de risque et les caractéristiques socio-démographiques sont statistiquement significatifs¹. Nous limiterons donc l'analyse à l'effet du syndicat sur les risques d'accidents.

Le tableau 5.3 permet justement d'examiner l'effet de la syndicalisation sur l'importance de la compensation salariale pour les risques.

Nous avons donc introduit, des variables d'interaction entre le statut de syndiqués et les mesures de risque d'accidents, dans l'équation de régression initiale (la colonne 2 correspondant au cas où Ic est omis). Il nous est donc possible d'évaluer, si tel est le cas, la prime additionnelle requise par les travailleurs syndiqués, pour un même niveau de risque.

1

Les variables d'interaction entre les mesures de risque et le sexe, l'expérience et l'état matrimonial, furent toutes introduites dans le modèle de base. Etant donné les résultats peu concluants, ces tableaux de régression ne sont pas reproduits ici.

TABLEAU 5,3

Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, variables d'interaction syndicalisation et risques d'accidents incluses, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1)	(2)
<u>Constante</u>	-5705.93** (-5.28)	-5359.04** (-5.02)
<u>Sexe</u> (femmes omises)		
hommes	5462.01* (22.79)	5478.61* (22.87)
<u>Expérience</u>	484.26* (17.32)	485.66* (17.38)
<u>Expérience</u> ²	-8.00* (-14.24)	-8.04* (-14.29)
<u>Scolarité</u> (0-8 ans omis)		
9-11 ans	1641.78* (5.17)	1612.51* (5.08)
12-13 ans	3945.18* (11.12)	3907.60* (11.03)
14 ans et plus	7003.46* (17.55)	6971.08* (17.49)
<u>Langue</u> (français omis)		
anglais	1203.14* (3.64)	1207.04* (3.65)
autres	-1120.79* (-2.87)	-1128.08* (-2.88)
<u>Statut matrimonial</u> (célibataire omis)		
marié	1354.46* (5.40)	1365.68* (5.45)
autres	1467.69* (3.32)	1477.41* (3.34)
<u>Semaines travaillées</u>	191.94* (22.05)	191.20* (21.99)

TABLEAU 5.3 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Région</u> (Montréal omis)		
Québec	-257.89 (-0.73)	-265.30 (-0.75)
autres	-470.65** (-2.24)	-456.82** (-2.17)
<u>Secteur</u> (agriculture omis)		
mines	2852.89** (2.39)	2834.03** (2.39)
manufacturier	1001.03 (1.14)	628.12 (0.74)
construction	4850.56** (5.25)	4678.52** (5.11)
transport	2794.13** (3.09)	2526.67** (2.86)
commerce	1102.16 (1.22)	760.35 (0.86)
finance	2460.63** (2.57)	2217.54** (2.36)
services	1239.72 (1.40)	894.34 (1.03)
administration publique	960.55 (1.07)	616.20 (0.70)
<u>Occupation</u> (cadres omis)		
enseignement et santé	-759.26 (-1.72)	-748.89 (-1.69)
bureau	-4671.14** (-11.73)	-4665.16** (-11.72)
vendeur	-2916.91** (-6.13)	-2844.77** (-6.00)

TABLEAU 5.3 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
production	-4592.55** (-12.21)	-4535.05** (-12.08)
autres	-5883.25** (-9.69)	-5782.39** (-9.56)
<u>Statut syndical</u> (non syndiqué omis)		
syndiqué	679.71* (2.29)	595.48* (2.02)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	-77.33** (-2.45)	-35.58** (-3.37)
<u>Indice de gravité (Iq)</u>	12.97* (8.60)	13.26* (8.87)
<u>Indice combiné (Ic)</u>	113.80 (1.42)	---
<u>Ti X Union</u>	30.11 (0.74)	31.93** (2.19)
<u>Iq X Union</u>	-6.41 (-2.08)	-5.06* (-1.74)
<u>Ic X Union</u>	-4.75 (-0.05)	---
R ²	0.41	0.41
F	148.15	157.49

Sources: (1) ANNIEND, (2) ANNIEN4

(1) Ti, Iq, Ic inclus

(2) Ti et Iq inclus

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

Les résultats du tableau 5.3 nous indiquent que, dans tous les cas, l'introduction de termes d'interaction n'a altéré que très peu les signes ou la valeur des coefficients des variables T_i , I_g et I_c , ces variables demeurant dans l'ensemble, au même niveau de signification.

Cependant, dans le cas où les trois variables de risque apparaissent dans l'équation, seul le croisement de la variable I_g et du statut de "syndiqué" est significatif. A première vue, il semblerait donc qu'aucune différence ne s'observe entre la prime intégrée salariale des travailleurs syndiqués et celle des non syndiqués.

Par contre, l'examen de la colonne 2 du tableau 5.3 nous montre qu'en l'absence de l'inclusion de la variable I_c , les deux variables d'interaction sont significatives. Les signes des coefficients des termes d'interaction, nous indiquent qu'il semblerait que pour une même augmentation du nombre de lésions compensables par travailleur, les syndiqués seraient davantage rémunérés, mais que pour une même durée additionnelle d'absence au travail, l'augmentation salariale serait moindre chez les travailleurs syndiqués.

Le calcul de la prime totale calculée à l'aide des

variables d'interaction syndiqués et risques (Ic omis), apparaît au tableau 5.4.

Ce tableau laisse entrevoir que, dans l'ensemble, les syndiqués seraient moins compensés que les non syndiqués (la prime est égale à -0.04%). Cependant la différence étant minime, ces résultats laissent supposer aussi, la possibilité que le syndicat n'a aucun effet sur la prime de risque intégrée au salaire.

Nous pourrions expliquer ces résultats qui divergent de ceux généralement obtenus, par le fait qu'ils ont été obtenus à partir d'une technique qui repose sur l'hypothèse que, à l'exception des termes d'interaction, tous les autres coefficients des variables sont les mêmes pour les syndiqués et les non syndiqués.

Or il est plausible de croire que les équations de détermination du revenu de travail diffèrent selon qu'il s'agit de travailleurs syndiqués ou non syndiqués.

L'application d'un test de Chow, qui est calculé à partir des erreurs résiduelles au carré, va nous permettre

TABLEAU 5.4

Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire,
en tenant compte de l'impact de la syndicalisation,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Variables	(1) valeur absolue	(2) en pourcentage
Taux d'incidence (Ti)	-211.6	-1.4
Indice de gravité (Ig)	+884.5	+6.0
Sous-total	+672.9	+4.6
Ti X Union	+117.1	+0.79
Ig X Union	-122.2	-0.83
Sous-total	-5.10	-0.04
Total	+667.8	+4.56

Source: Tableau 5.3

(1) calculée de la façon suivante: coefficient x valeur moyenne de la variable

(2) calculée de la façon suivante: $\frac{\text{prime en valeur absolue}}{\text{revenu annuel moyen}} \times 100$

où Ti moyen= 5.9461
Ig moyen= 66.7021
Ti x union moyen= 3.6661
Ig x union moyen=24.1477

et Revenu annuel moyen= 14,735

de rejeter ou non l'hypothèse de l'égalité des vecteurs de coefficients des variables entre les deux groupes de travailleurs considérés¹.

La statistique F de Fisher calculée est de l'ordre de 4.31 et les degrés de liberté associés se chiffrent à 30 et 6948. Puisque cette statistique est supérieure à la valeur critique de 1.46 obtenue d'après la table de distribution de Fisher, nous rejetons l'hypothèse d'égalité des coefficients.

Conséquemment, afin de tenir compte de ce facteur, l'équation initiale de régression a été réestimée séparément pour les travailleurs syndiqués et ceux non syndiqués. Ces estimations apparaissent aux tableaux 5.5 (Ti, Ig et Ic inclus) et 5.6 (Ic omis).

1

Le test de Chow nous permet de calculer une statistique F de Fisher. Si cette statistique est supérieure à celle donnée par la table de Fisher (à un niveau de 5%), l'hypothèse $B_1 = B_2$ sera rejetée. La formule utilisée pour effectuer ce calcul, se lit comme suit:

$$F = \frac{RRSS - URSS / (K + 1)}{URSS / (N1 + N2 - 2K - 2)}$$

où: RRSS= 412,715,683,843 N1= 3280 K=29
 URSS= 405,181,477,448 N2= 3728

TABLEAU 5.5

Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, syndiqués et non syndiqués, variables T_i , I_g et I_c incluses, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
<u>Constante</u>	-7574.20** (-4.91)	-4918.81** (-3.19)
<u>Sexe</u> (femmes omises) hommes	5361.17* (16.95)	5421.67* (15.24)
<u>Expérience</u>	398.91* (10.95)	537.54* (12.78)
<u>Expérience²</u>	-6.71* (-9.29)	-8.78* (-10.28)
<u>Scolarité</u> (0-8 ans omis) 9-11 ans	1358.04* (3.37)	2058.54* (4.20)
12-13 ans	3188.74* (6.87)	4601.89* (8.54)
14 ans et plus	6196.00* (11.69)	7611.79* (12.77)
<u>Langue</u> (français omis) anglais	1089.61* (2.03)	1205.66* (2.77)
autres	-1643.02* (-2.97)	-631.08 (-1.14)
<u>Statut matrimonial</u> (célibataire omis) marié	1323.09* (4.12)	1327.46* (3.48)
autres	2619.54* (4.29)	620.90 (0.98)
<u>Semaines travaillées</u>	197.18* (15.63)	186.16* (15.35)

TABLEAU 5.5 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
<u>Région</u> (Montréal omis)		
Québec	-187.65 (-0.49)	-212.56 (-0.39)
autres	-162.96 (-0.59)	-687.65** (-2.19)
<u>Secteur</u> (agriculture omis)		
mines	3075.53** (2.01)	2073.63 (1.05)
manufacturier	1196.83 (0.97)	480.66 (0.38)
construction	4940.79** (3.93)	4174.59** (2.99)
transport	2092.99 (1.66)	3154.81** (2.39)
commerce	1653.07 (1.22)	604.86 (0.47)
finance	1429.01 (0.79)	1969.01 (1.48)
services	1144.94 (0.90)	959.69 (0.76)
administration publique	1476.96 (1.18)	1016.22 (0.75)
<u>Occupation</u> (cadres omis)		
enseignement et santé	3093.66** (4.75)	-2578.68** (-3.58)
bureau	-1430.73** (-2.26)	-5613.76** (-10.44)
vendeur	507.82 (0.36)	-3688.72** (-6.52)

TABLEAU 5.5 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
production	-1014.17 (-1.69)	-5737.67** (-11.18)
autres	-764.88 (-0.84)	-8003.19** (-9.52)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	-48.84** (-1.97)	-81.06** (-2.29)
<u>Indice de gravité (I_g)</u>	11.37* (4.47)	10.80* (6.17)
<u>Indice combiné (I_c)</u>	81.22 (1.41)	143.02 (1.57)
R ²	0.34	0.45
F	57.17	104.72

Source: (1)ANNIEKE, (2)ANNIEKM

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

TABLEAU 5.6

Résultats de régression expliquant les revenus de travail annuels, syndiqués et non syndiqués, variables T_i et I_g incluses, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
<u>Constante</u>	-7380.63** (-4.79)	-4484.71** (-2.95)
<u>Sexe</u> (femmes omises)		
hommes	5367.99* (16.97)	5449.18* (15.33)
<u>Expérience</u>	399.90* (10.98)	538.80* (12.81)
<u>Expérience²</u>	-6.73* (-9.32)	-8.09* (-10.31)
<u>Scolarité</u> (0-8 ans omis)		
9-11 ans	1330.89* (3.30)	2020.03* (4.12)
12-13 ans	3159.94* (6.81)	4538.63* (8.44)
14 ans et plus	6176.80* (11.66)	7548.11* (12.69)
<u>Langue</u> (français omis)		
anglais	1091.60* (2.03)	1213.44* (2.79)
autres	-1644.17* (-2.97)	-640.87 (-1.16)
<u>Statut matrimonial</u> (célibataire omis)		
marié	1326.57* (4.13)	1352.63* (3.55)
autres	2644.23* (4.33)	616.35 (0.97)
<u>Semaines travaillées</u>	196.15* (15.57)	185.87* (15.33)

TABLEAU 3.6 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
<u>Région (Montréal omis)</u>		
Québec	-185.81 (-0.41)	-234.69 (-0.43)
autres	-150.95 (-0.55)	-670.91** (-2.14)
<u>Secteur (agriculture omis)</u>		
mines	3176.33** (2.08)	1744.87 (0.88)
manufacturier	923.43 (0.76)	13.20 (0.01)
construction	4845.45** (3.86)	3880.79** (2.80)
transport	1918.82 (1.53)	2781.57** (2.14)
commerce	1397.53 (1.04)	164.04 (0.13)
finance	1200.04 (0.67)	1521.65 (1.17)
services	900.35 (0.72)	514.20 (0.41)
administration publique	1237.90 (0.99)	588.26 (0.45)
<u>Occupation (cadres omis)</u>		
enseignement et santé	3118.91** (4.79)	-2600.61** (-3.58)
bureau	-1409.85** (-2.23)	-5607.54** (-10.43)
vendeur	543.05 (0.38)	-3609.05** (-6.41)

TABLEAU 5.6 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
production	-950.79 (-1.59)	-5682.91** (-11.09)
autres	-707.49 (-0.78)	-7842.53** (-9.40)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	-16.39** (-1.66)	-28.51** (-2.42)
<u>Indice de gravité (Ig)</u>	12.57* (5.25)	11.18* (6.45)
R ²	0.34	0.45
F	59.12	108.32

Source: (1)ANNIEJZ, (2)ANNIEJT

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

Que ce soit pour l'équation des syndiqués ou des non syndiqués, nous y voyons que, dans tous les cas, les variables de risque T_i et I_g demeurent significatives, le coefficient de la variable I_c étant significativement différent de zéro mais à un seuil de 90%. De plus, tout comme dans l'estimation de l'équation qui ne distinguait pas entre ces deux catégories de travailleurs, l'incidence des accidents a un impact négatif sur les salaires alors que l'indice de gravité et l'indice combiné conservent leur effet positif. L'indicateur de gravité demeure la variable de risque explicative la plus significative. Cependant, la valeur des coefficients des variables de risque se distinguent entre les deux groupes de travailleurs considérés.

Nous avons donc procédé à l'estimation de la prime intégrée au salaire associée aux risques d'accidents chez les syndiqués d'une part, et chez les non syndiqués d'autre part (tableau 5.7).

Encore ici, nous observons que les estimations de la prime salariale sont quasi-identiques selon que la variable I_c est incluse ou non. La prime salariale est de l'ordre de 5.6% (5.4% lorsque I_c est omis) chez les non syndiqués, alors qu'elle représente 3.3% (3.4% lorsque I_c omis) du salaire moyen annuel des travailleurs syndiqués.

TABLEAU 5.7

Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire,
travailleurs syndiqués et non syndiqués,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Variables	SYNDIQUES (1) en pourcentage	NON SYNDIQUES (2) en pourcentage
Taux d'incidence (Ti)	-2.5	-2.4
Indice de gravité (Ig)	+3.9	+6.0
Indice combiné (Ic)	+1.9	+2.0
Total	+3.3	+5.6
Taux d'incidence (Ti)	-0.9	-0.8
Indice de gravité (Ig)	+4.3	+6.2
Total	+3.4	+5.4

Source: Tableaux 5.5 et 5.6

(1) Prime exprimée en pourcentage du revenu annuel moyen.

où pour les travailleurs syndiqués:

Ti moyen= 7.8961
Ig moyen= 52.0099
Ic moyen= 3.5239

et Revenu annuel moyen= 15,101

où pour les travailleurs non syndiqués:

Ti moyen= 4.2409
Ig moyen= 79.4376
Ic moyen= 1.9676

et Revenu annuel moyen= 14,407

Ces résultats tendent à confirmer qu'il est fort possible que la présence des syndicats n'augmenterait pas l'importance de la prime de risque: ils seraient donc conformes à ceux de Marin et Psacharopoulos (1982) qui ont remis en question l'effet positif du syndicat sur les primes de salaire associées aux risques.

Si l'on accepte l'hypothèse de l'affaiblissement du différentiel compensatoire par le pouvoir syndical, il n'en demeure pas moins difficile d'en expliquer les raisons.

En effet, il est nécessaire de rappeler que le différentiel dans la prime de risque des les syndiqués versus non syndiqués, ne reflète pas nécessairement la réalité, étant donnée l'influence possible des syndiqués sur la prime des travailleurs non syndiqués.

Nos procédures d'estimations ne nous permettent pas d'établir le différentiel en fonction de ce que serait la valeur de la prime observée chez les non syndiqués "en l'absence" des syndiqués. De plus, aucune autre étude à notre connaissance n'ayant soulevé ce problème, il nous est difficile de juger de l'ampleur du biais ainsi introduit, si tel est le cas.

Par ailleurs, l'estimation des primes, est fort sensible

aux fréquences des événements accidentels (c'est-à-dire les valeurs moyennes des variables de risque) observées dans une population donnée. A cet effet, il se peut que les firmes syndiquées signalent une plus grande fréquence d'accidents. Par ailleurs, les employeurs dans les firmes non syndiquées peuvent sous-rapporter les accidents mineurs. Ainsi l'on s'attend, à priori, à des taux d'incidence plus élevés chez les syndiqués que chez les non syndiqués, alors que le nombre moyen de journées de travail perdues serait moins élevé chez les syndiqués (puisque les firmes syndiquées rapportent plus les accidents mineurs).

• Nos résultats confirment cette hypothèse: effectivement, en moyenne, l'incidence relative des événements accidentels chez les syndiqués (7.90) est supérieure à celle des non syndiqués (4.24), alors que le nombre moyen de journées de travail perdues suite à un accident est inférieur, chez les syndiqués (52.01), à celui des non syndiqués (79.44).

Ceci peut donc expliquer, en partie, certaines différences concernant les primes salariales entre syndiqués et non syndiqués.

D'autre part, la rémunération salariale associée à la distribution des événements accidentels (i.e la valeur des coefficients des variables de risque) peut aussi générer des

différences dans l'estimation des primes. A cet égard, nous pouvons retenir l'hypothèse que les travailleurs syndiqués bénéficieraient davantage de compensations de type non monétaires, ces derniers agissant en tant que substituts à la compensation monétaire. Ainsi la prime de salaire nécessaire pour inciter un travailleur à accepter d'encourir des risques, devrait diminuer lorsque ces compensations non monétaires augmentent. Arnould et Nichols (1983) ont démontré que le fait de ne pas tenir compte de ces types de compensations pouvait entraîner certains biais dans l'estimation des coefficients des variables de risque.

Donc, deux effets pourraient expliquer les disparités de primes salariales entre syndiqués et non syndiqués: des effets de "structure", c'est-à-dire les différences dans la fréquence des événements accidentels dans les populations observées; des effets de "compensation", c'est-à-dire les différences dans la valeur de la compensation salariale accordée pour une même distribution dans la fréquence des événements accidentels.

A l'aide d'une méthode exposée par Gunderson (1979), nous pouvons décomposer le différentiel de revenu annuel moyen observé entre syndiqués et non syndiqués. Quoique cette technique ne peut expliquer directement le différentiel de prime entre les deux groupes de travailleurs

considérés, elle nous permet cependant de distinguer l'écart observé dans les salaires en fonction des différences observées dans les dotations initiales, d'une part, et des différences observées dans la rémunération des caractéristiques des travailleurs, d'autre part. Par la suite, nous pouvons ainsi évaluer l'importance des facteurs de risque relativement aux autres facteurs explicatifs retenus, dans la détermination de l'écart observé.

Schématiquement, l'écart des revenus de travail moyens annuels entre les syndiqués et non syndiqués peut s'écrire:

$$(1) Y_s - Y_{ns} = \sum b_s X_s - \sum b_{ns} X_{ns}$$

où Y = revenu annuel moyen

X = vecteur des moyennes des variables explicatives

ns = indice dénotant les non syndiqués

s = indice dénotant les syndiqués

En soustrayant et en additionnant, de la partie de droite de l'équation (1), le terme $\sum b_{ns} X_s$, on obtient:

$$(2) Y_s - Y_{ns} = \sum (b_s - b_{ns}) X_s + \sum b_{ns} (X_s - X_{ns})$$

L'expression $\Sigma(b_{S} - b_{NS})X_{S}$ nous donne l'écart de rémunération des caractéristiques entre les deux groupes de travailleurs, évalué aux valeurs moyennes des caractéristiques des syndiqués. En regard des risques d'accidents, cette expression réfère à la définition de l'effet de "compensation".

Par ailleurs, l'expression $\Sigma b_{NS}(X_{S} - X_{NS})$ nous donne les écarts dans les dotations de chacun des groupes de travailleurs, calculés à partir de la structure de rémunération des non syndiqués. De même, cette expression s'apparente à l'effet de "structure" défini précédemment, dans le cas particulier des risques d'accidents.

Les résultats concernant l'estimation de l'équation (2) sont présentés au tableau 5.8⁽¹⁾.

Nous y voyons que la presque totalité de l'écart des revenus entre syndiqués et non syndiqués (99.8%) résulte essentiellement d'une rémunération plus élevée pour les

1

Nous avons effectué les calculs en tenant compte de l'ensemble des variables de risque, soit T_i , I_g et I_c . Etant donné les résultats précédents concernant l'omission de la variable I_c , nous croyons que les résultats du tableau 5.8 sont représentatifs de ceux que nous aurions obtenus, si l'on avait omis la variable I_c .

TABLEAU 5.8

Contribution relative de l'ensemble des variables à l'écart observé entre le revenu moyen annuel des syndiqués et celui des non syndiqués, Enquête C.L.F., Québec, 1979.

VARIABLES	En valeur absolue		En % du différentiel total	
	effets de rémunération (1)	effets de structure (2)	effets de rémunération (3)	effets de structure (4)
Constante, expérience	-4159.19	218.82	-598.76	31.50
Sexe	-41.87	336.14	-6.03	48.39
Scolarité	-959.93	-135.39	-138.19	-19.49
Langue	-62.55	-71.44	-9.00	-10.28
Statut matrimonial	98.83	50.37	14.23	7.25
Région	290.97	-62.80	41.89	-9.04
Semaines travaillées	504.98	177.69	72.70	25.58
Secteur	328.06	180.23	47.23	25.95
Occupation	4627.33	-321.97	666.16	-46.35
Ti, Ig, Ic	66.28	-369.93	9.54	-53.26
Total	692.91	1.72	99.75	0.25
	694.63		100.0%	

Source: Tableaux 5.5 et 5.6

caractéristiques associées à ce groupe de travailleurs. Les différences dans les dotations initiales ne constitueraient pas des facteurs pouvant expliquer ces disparités.

Cette différenciation dans les écarts de revenu nous permet, de plus, de voir comment les facteurs de risque peuvent être à la source d'une telle disparité.

Dès lors, il apparaît que la grande importance de ces effets de "rémunération des caractéristiques" dans l'explication des disparités salariales, ne peut être imputée aux facteurs de risque. En fait, la rente plus élevée accordée aux syndiqués en relation des risques d'accidents auxquels ils font face, ne constituent que 9.6% de ces effets de rémunération.

Il devient, par ailleurs, évident que les effets de "structure" demeurent déterminants dans l'explication du différentiel de la prime intégrée au salaire entre syndiqués et non syndiqués.

Nous constatons ainsi, que l'effet de structure associé aux risques d'accidents, explique pourquoi nous avons observé, chez les syndiqués, une prime intégrée au salaire moindre que celle des non syndiqués. D'ailleurs, nous voyons que si la compensation associée aux risques avait été celle

des non syndiqués, compte tenu de la fréquence des événements accidentels dans les deux groupes considérés, le revenu aurait été réduit de \$369.9 chez les syndiqués. Comme la rémunération des caractéristiques est cependant plus élevée chez les syndiqués, l'écart est réduit de \$66.4, ce qui est nettement insuffisant pour contrebalancer l'effet de structure.

Cet exercice de décomposition tend donc à démontrer, que si les non syndiqués reçoivent des compensations salariales associées aux risques, supérieures à celles des syndiqués, cela est dû essentiellement à la structure des événements accidentels auxquels ils font face.

Si nous nous fions à ces résultats, nous demeurons toutefois perplexe quant au rôle du syndicat en tant qu'agent détenteur d'information privilégiée concernant les risques d'accidents.

Si nous tenons compte des réglementations québécoises concernant la santé et la sécurité au travail, qui vise l'ensemble des travailleurs, syndiqués ou non, et de la masse d'information qui leur est fournie, nous ne voyons pas comment ce facteur serait une source de distorsion entre syndiqués et non syndiqués. Nos résultats pourraient en ce sens, justifier le fait que les syndicats n'ont pas ce

pouvoir "informationnel".

Cependant, il pourrait être raisonnable de croire que les syndicats, étant en mesure de mieux organiser les travailleurs, permettent de mieux réaliser divers projets reliés à l'information de leurs membres concernant les risques d'accidents de travail.

Somme toute, nos résultats ne nous permettent pas de déterminer les mécanismes par lesquels le syndicat pourrait avoir un effet particulier dans la détermination de la prime intégrée au salaire associée aux risques d'accidents.

5.2 Résultats concernant le modèle de Travail Canada

La même analyse que nous venons d'élaborer à la section 5.1, sera reprise ici, en regard des spécifications de notre second modèle, soit celui de Travail Canada. Nous nous limiterons toutefois à livrer les principaux résultats concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi; les variables de risques; et l'effet du mode de rémunération et du syndicat sur la prime. Le lecteur pourra se référer à la section précédente en ce qui concerne

les explications concernant certaines techniques d'estimation.

5.2.1 Résultats concernant les variables de caractéristiques individuelles et de l'emploi.

Les résultats du tableau 5.9 (p.184) nous permettent, dans un premier temps d'examiner l'incidence de chacun des facteurs explicatifs sur le taux de salaire horaire.

Tout comme dans le cas de l'échantillon de l'enquête du Conseil de la langue française, les résultats concernant les variables autres que celles mesurant le risque, sont conformes à nos attentes.

Nous notons, plus précisément, que le taux de salaire horaire d'un homme est d'environ \$0.93 de plus que celui d'une femme.

On constate, par ailleurs que l'impact du niveau de qualification des travailleurs sur le taux de salaire est très considérable: le signe et les valeurs des coefficients

de cette variable nous indiquent que plus un individu est qualifié, plus son salaire est élevé.

Nous avons indiqué au chapitre III, que la variable "niveau de qualification" était un substitut aux données précises de capital humain dont nous ne disposions pas pour quantifier l'expérience et la scolarité des individus. Or les résultats obtenus lors de l'analyse multivariée tendent à montrer qu'il s'agit là d'une très bonne approximation, puisque les coefficients sont très significatifs et que, de plus, les résultats s'avèrent conformes à ceux obtenus avec les données de l'enquête C.L.F.

Les divers modes de rémunération autres que celui d'être payé au temps, génèrent des taux de salaires plus élevés. Notons, par contre, que le coefficient de la variable "mode de rémunération au rendement" est non significatif à un seuil de 95% utilisant un test T bilatéral.

L'enquête de Travail Canada nous permettait de distinguer entre les établissements syndiqués et ceux non syndiqués. L'introduction de cette variable dans l'équation de régression tend à confirmer l'existence de disparités salariales entre travailleurs non syndiqués et syndiqués, ces derniers se voyant offrir \$0.83 de plus de l'heure.

Finalement, l'ensemble des variables "secteur" et "occupation" sont significatives. Tel qu'attendu, il est donc important de tenir compte de leur impact sur les taux de salaire. En particulier, nous remarquons que les salaires des six secteurs d'activité économiques sont moins élevés que ceux du secteur primaire. Par ailleurs, les employés de bureau, de la production, ceux oeuvrant dans les domaines de l'enseignement et de la santé ainsi que les vendeurs gagnent moins que les administrateurs.

5.2.2 Résultats concernant les variables de risque

Le tableau 5.9 nous permet, de plus, de mesurer l'incidence des variables de risque T_i , I_g et I_c (colonne 1), sur les taux de salaire horaires. Afin de vérifier dans quelle mesure la variable d'interaction entre le taux d'incidence et l'indice de gravité affecte les résultats, nous avons omis la variable I_c de l'équation de régression (colonne 2).

Lorsque l'ensemble des variables de risque sont introduites dans l'équation, il ressort des résultats passablement similaires à ceux du tableau 5.1 (C.L.F.). En effet, les variables T_i , I_g et I_c , sont toutes

TABLEAU 5.9

Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires,
variables de risques incluses, Enquête T.C.,
Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1)	(2)
<u>Constante</u>	7.344** (164.62)	7.333** (167.4)
<u>Sexe (femmes omises)</u> hommes	0.929* (85.36)	0.934* (85.84)
<u>Niveau de qualification</u> (non qualifié omis)		
peu qualifié	0.650* (43.51)	0.659* (44.14)
moyennement qualifié	1.427* (79.12)	1.433* (79.46)
bien qualifié	1.934* (101.4)	1.949* (102.7)
très qualifié	2.454* (135.1)	2.458* (135.31)
<u>Secteur (primaire omis)</u> manufacturier	-1.179** (-46.13)	-1.241** (-50.41)
transport	-0.936** (-34.21)	-0.991** (-37.21)
commerce	-1.629** (-55.53)	-1.692** (-59.37)
finance	-1.397** (-44.86)	-1.454** (-47.67)
services	-1.844** (-65.69)	-1.908** (-70.24)
administration publique	-1.140** (-40.89)	-1.198** (-44.14)

TABLEAU 5.9 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Occupation (cadres ois)</u>		
enseignement et santé	-0.783** (-23.07)	-0.738** (-21.98)
bureau	-1.502** (-48.97)	-1.461** (-48.16)
vendeur	-1.771** (-44.14)	-1.730** (-43.38)
production	-1.775** (-60.77)	-1.725** (-60.16)
autres	1.181** (15.46)	1.207** (15.81)
<u>Mode de rémunération (temps ois)</u>		
pièce	-0.039 (-1.36)	-0.028 (-0.98)
milage	3.000** (33.22)	3.036** (33.62)
commission	2.887** (53.46)	2.887** (53.44)
taux de nuit	5.443** (38.57)	5.430** (38.47)
<u>Statut syndical (non syndiqué ois)</u>		
syndiqué	0.828** (71.21)	0.831** (71.40)

TABLEAU 5.9 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	-0.00396** (-5.88)	0.00192** (12.93)
<u>Indice de gravité (Iq)</u>	0.00398* (26.62)	0.00452* (33.04)
<u>Indice combiné (Ic)</u>	0.0169** (8.94)	---
R ²	0.46	0.46
F	4419.66	4605.39

Source: (1)AM260JP, (2)AM260KZ

(1) Ti, Iq, Ic inclus

(2) Ti et Iq inclus

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

significatives, l'indice de gravité étant la variable ayant l'impact le plus significatif sur les taux de salaire. Le taux d'incidence a encore ici un impact négatif sur les salaires, tandis qu'une augmentation du nombre de jours d'absence par lésions compensables et par travailleur engendre des taux de salaire plus élevés.

Nous notons cependant que le fait d'omettre la variable I_c , a une incidence considérable sur le coefficient de la variable T_i : de négatif et significatif, ce coefficient devient positif et significatif¹). C'est donc dire, que l'effet positif de l'indice combiné sur les salaires se retrouve en partie capté par les variables T_i et I_g . Rappelons-nous que le signe positif du coefficient de la variable I_c nous indique que pour un même nombre de journées d'absence au travail par accidents concernés, une augmentation du taux d'incidence se traduit par une augmentation des valeurs de l'indice combiné, et que l'inverse est aussi vrai: pour un même nombre de lésions compensables, plus les valeurs de l'indice de gravité sont élevés, plus les valeurs de l'indice combiné augmentent.

1

$T_i = -0.00396$ $t = -5.88$ lorsque T_i , I_g et I_c inclus.
 $T_i = 0.00192$ $t = 12.93$ lorsque I_c omis.

Ainsi donc, le coefficient positif de la variable T_i , lorsque I_c est omis de l'équation, reflète non seulement l'effet "pur" du taux d'incidence sur les salaires, mais aussi une partie de l'effet positif de l'indice combiné qui est suffisante, dans ce cas-ci, pour contrebalancer l'effet "pur" négatif de la variable T_i .

Malgré ces différences dans les valeurs du coefficient de la variable T_i , l'évaluation de la prime totale intégrée au salaire ne diffère que très peu selon que nous considérons l'ensemble des variables de risque ou seulement les variables T_i et I_g .

Il ressort, en effet, du tableau 5.10 que les travailleurs québécois sont donc compensés, sous forme d'une prime équivalant à environ 3% de leur taux de salaire horaire, pour certaines conditions désagréables de l'emploi, en l'occurrence les risques d'accidents mortels et non mortels reliés à l'emploi.

Tout comme dans le cas où la vérification empirique de la théorie a été faite à l'aide des données tirées de l'enquête C.L.F., l'évaluation de cette prime se situe à l'intérieur de la plus petite et la plus grande valeur des primes salariales évaluées dans les études américaines (soit entre 1.2% et 5.5%).

TABLEAU 5.10

Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Variables	(1) valeur absolue	(2) en pourcentage
Taux d'incidence (Ti)	-0.0446	-0.65
Indice de gravité (Ig)	+0.1665	+2.42
Indice combiné (Ic)	+0.0747	+1.09
Total	+0.1966	+2.86
Taux d'incidence (Ti)	+0.0216	+0.31
Indice de gravité (Ig)	+0.1891	+2.75
Total	+0.2107	+3.06

Source: Tableau 5.9

(1) calculée de la façon suivante: coefficient x valeur moyenne de la variable

(2) calculée de la façon suivante: $\frac{\text{prime en valeur absolue}}{\text{revenu annuel moyen}} \times 100$

où Ti moyen = 11.2592

Ig moyen = 41.8412

Ic moyen = 4.4212

et Taux de salaire moyen = 6.8791

Somme toute, le fait que les résultats soient encore ici fort satisfaisants, nous permet d'affirmer que l'hypothèse principale de ce travail, à savoir l'existence d'une prime de risque intégrée au salaire, est vérifiée.

5.2.3 L'effet du mode de rémunération des individus sur la prime de risque

Contrairement aux résultats obtenus à partir des données d'enquête du C.L.F., les données de l'enquête de Travail Canada permettent de vérifier certaines hypothèses concernant la relation existant entre les caractéristiques de l'emploi et les risques d'accidents. Nous traitons dans cette section de l'effet du mode de rémunération des individus sur la prime salariale, tandis que l'effet de la syndicalisation des individus sur les primes de risque sera étudié dans la section subséquente.

Nous pouvons, à cet effet, entrevoir la possibilité que les individus rémunérés à la pièce ont à faire face à une plus grande probabilité d'encourir des risques d'accidents que les individus rémunérés au temps. Le tableau C-11 présenté à l'appendice C, montre que le taux d'incidence et

l'indice de gravité des travailleurs rémunérés à la pièce, se chiffraient respectivement à 15.49 et 40.51 comparativement à 8.56 et 43.22 pour les individus rémunérés au temps. Ainsi le nombre moyen de journées anticipées d'absence au travail était le double de celui observé chez les travailleurs rémunérés au temps (6.71 jours comparativement à 3.14).

Ce portrait semble donc confirmer l'hypothèse généralement admise que le mode de rémunération au rendement, à cause de la charge de travail excessive et de l'effort constant qu'il encourage, entraîne "une perte de vigilance et une plus grande prise de risques dans l'exécution du travail... entraînant des blessures corporelles plus ou moins sérieuses qui surviendraient alors de façon relativement plus fréquentes"¹.

Nous nous sommes donc intéressé à vérifier si les travailleurs rémunérés au rendement recevaient une prime en vue d'encourir des risques additionnels par rapport aux travailleurs rémunérés au temps.

1

Laflamme, L., Arsenault, A. "Rémunération, postes de travail et accidents: une relation interactive", Relations Industrielles, vol. 39, no 3, 1984, p.510

A cet effet, nous avons introduit dans notre modèle de base de régression, des variables d'interaction entre les risques d'accidents (T_i et I_g) et la variable "rémunération au rendement".

Les résultats du tableau 5.11 indiquent que le taux d'incidence et l'indice de gravité ont un effet positif sur le taux de salaire horaire et que les coefficients de ces variables sont tous deux significatifs (l'indice de gravité demeurant la variable la plus significative).

Les variables d'interaction sont aussi significatives. Le signe négatif du coefficient de la variable croisée T_i et "rémunération au rendement" nous indique que pour une augmentation de 1 point de pourcentage des lésions compensables, les travailleurs à la pièce sont moins rémunérés que ceux au temps. Par contre, pour une journée additionnelle d'absence au travail par accidents concernés, les individus rémunérés au rendement seront davantage compensés.

Afin de juger de l'effet total du mode de rémunération au rendement sur la prime, nous devons calculer l'ampleur de cette dernière, en tenant compte de l'ensemble des variables de risques.

TABLEAU 5.11

Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, variables d'interaction mode de rémunération et risques d'accidents incluses, Enquête T.C., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS (1)
<u>Constante</u>	7.250** (163.96)
<u>Sexe</u> (femmes omises) hommes	0.922* (84.46)
<u>Niveau de qualification</u> (non qualifié omis)	
peu qualifié	0.666* (44.60)
moyennement qualifié	1.423* (78.88)
bien qualifié	1.954* (102.9)
très qualifié	2.463* (135.6)
<u>Secteur</u> (primaire omis)	
manufacturier	-1.129** (-43.40)
transport	-0.889** (-32.11)
commerce	-1.590** (-53.82)
finance	-1.352** (-42.95)
services	-1.809** (-64.23)
administration publique	-1.098** (-38.95)

TABLEAU 5.11 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES (1)
<u>Occupation</u> (cadres omis)	
enseignement et santé	-0.751** (-22.37)
bureau	-1.476** (-48.64)
vendeur	-1.744** (-43.74)
production	-1.730** (-60.38)
autres	1.234** (15.90)
<u>Mode de rémunération</u> (temps omis)	
pièce	-0.593** (-10.77)
milage	3.035** (33.64)
commission	2.892** (53.57)
taux de nuit	5.418** (38.42)
<u>Statut syndical</u> (non syndiqué omis)	
syndiqué	0.831** (71.47)

TABLEAU 5.11 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES (1)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	0.00199** (13.22)
<u>Indice de gravité (Iq)</u>	0.00439* (32.06)
<u>Ti X Pièce</u>	-0.0036** (-4.65)
<u>Iq X Pièce</u>	0.014** (13.28)
R ²	0.46
F	4251.03

Source: (1)AM260JO

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

L'évaluation de la prime totale apparaît au tableau 5.12.

Nous voyons donc, que les travailleurs rémunérés au rendement sont davantage compensés (quoique la différence est peu élevée) pour encourir des risques additionnels. Comparativement aux travailleurs rémunérés au temps, ils reçoivent une prime additionnelle d'environ 0.21% .

Une fois de plus, il convient de spécifier que la gravité des accidents auxquels ont à faire face les travailleurs rémunérés au rendement, est le facteur qui a le plus d'incidence sur la détermination de la prime.

Somme toute, nos résultats semblent corroborer les conclusions de Mason⁽¹⁾ qui affirmait, que le mode de rémunération au rendement n'influence pas la fréquence mais plutôt la sévérité des accidents. Il demeure toutefois difficile de comparer le résultat ici obtenu, aucune autre étude, à notre connaissance, n'ayant examiné l'effet du mode de rémunération des travailleurs sur la prime de risque intégrée au salaire.

1

Mason, K, "The effect of piecework in Accident Rates in The Logging Industry", Journal of Occupational Accidents, no. 1, 1976-1977, pp.281-294

TABLEAU 5.12

Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire,
en tenant compte de l'impact du mode de rémunération,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Variables	(1) valeur absolue	(2) en pourcentage
Taux d'incidence (Ti)	+0.0224	+0.33
Indice de gravité (Ig)	+0.1838	+2.67
Sous-total	+0.2062	+3.00
Ti X Pièce	-0.0012	-0.02
Ig X Pièce	+0.0157	+0.23
Sous-total	+0.01	+0.21
Total	0.2162	+3.21

Sources: Tableau 5.11

(1) calculée de la façon suivante: coefficient x valeur moyenne de la variable

(2) calculée de la façon suivante: $\frac{\text{prime en valeur absolue} \times 100}{\text{revenu annuel moyen}}$

où Ti moyen= 11.2592
Ig moyen= 41.8412
Ti x pièce moyen= 0.3335
Ig x union moyen= 1.1635

et Taux de salaire moyen = 6.8791

5.2.4 L'effet du syndicat sur la prime de risque

Les résultats du tableau 5.13 nous indiquent que l'introduction des termes d'interaction n'altère que très peu la valeur des coefficients des variables de risque, dans le cas où T_i , I_g et I_c sont inclus (colonne 1). De plus, les signes des coefficients demeurent les mêmes que ceux de la régression initiale.

Cependant lorsque I_c est omis (colonne 2), nous voyons que le fait d'inclure les variables d'interaction, change l'impact de la variable T_i : quoique le signe du coefficient demeure positif, on note que la variable devient non significative. Par contre, le coefficient de la variable I_g , nous indique (comme ce fût toujours le cas), qu'une augmentation du nombre de jours perdus de travail par accidents concernés, se traduit par une augmentation du taux de salaire. L'indice de gravité (I_g) demeure la variable la plus significative.

En ce qui concerne les termes d'interaction entre les variables de risque et la syndicalisation, nous remarquons que les signes des coefficients sont les mêmes que ceux des variables d'interaction du modèle C.L.F.

TABLEAU 5.13

Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, variables d'interaction syndicalisation et risques d'accidents incluses, Enquête T.C., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1)	(2)
<u>Constante</u>	7.222** (161.52)	7.240** (162.1)
<u>Sexe</u> (femmes omises)		
hommes	0.929* (85.41)	0.937* (86.11)
<u>Niveau de qualification</u> (non qualifié omis)		
peu qualifié	0.642* (43.00)	0.654* (43.84)
moyennement qualifié	1.427* (79.11)	1.432* (79.38)
bien qualifié	1.926* (101.1)	1.949* (102.6)
très qualifié	2.459* (135.6)	2.462* (135.66)
<u>Secteur</u> (primaire omis)		
manufacturier	-1.192** (-46.67)	-1.282** (-51.75)
transport	-9.227** (-33.98)	-1.009** (-37.86)
commerce	-1.628** (-55.54)	-1.719** (-60.02)
finance	-1.406** (-45.17)	-1.492** (-48.86)
services	-1.852** (-66.03)	-1.945** (-71.23)
administration publique	-1.131** (-40.63)	-1.215** (-44.63)

TABLEAU 5.13 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Occupation</u> (cadres omis)		
enseignement et santé	-0.707** (-20.65)	-0.652** (-19.20)
bureau	-1.4220** (-44.72)	-1.379** (-44.72)
vendeur	-1.711** (-42.34)	-1.667** (-41.38)
production	-1.689** (-56.71)	-1.632** (-55.45)
autres	1.281** (16.75)	1.301** (17.01)
<u>Mode de rémunération</u> (temps omis)		
pièce	-0.040 (-1.36)	-0.021 (-0.71)
milage	3.016** (33.44)	3.062** (33.94)
commission	2.887** (53.56)	2.890** (53.52)
taux de nuit	5.422** (38.48)	5.415** (38.40)
<u>Statut syndical</u> (non syndiqué omis)		
syndiqué	0.955** (59.17)	0.916** (58.07)

TABLEAU 5.13 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1)	(2)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	-0.01340** (-6.52)	0.000006 (0.294)
<u>Indice de gravité (Iq)</u>	0.00560* (29.64)	0.00605* (33.27)
<u>Indice combiné (Ic)</u>	0.0387** (6.55)	---
<u>Ti X Union</u>	0.0076** (3.53)	0.0033** (11.96)
<u>Iq X Union</u>	-0.0041** (-14.93)	-0.0032** (-12.77)
<u>Ic X Union</u>	-0.0125** (-2.03)	---
R ²	0.46	0.46
F	3958.27	4260.49

Source: (1)AM260NR, (2)AM260JX

(1) Ti, Iq, Ic inclus

(2) Ti et Iq inclus

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

Le signe positif de la variable d'interaction T_i et syndiqué, tend à souligner le fait qu'à la marge, les travailleurs syndiqués sont plus compensés que les travailleurs non syndiqués suite à une croissance identique du nombre de lésions compensables. Par ailleurs, nous interprétons le signe négatif de la variable d'interaction I_g et syndiqué, comme résultant du fait que, pour une même durée additionnelle d'absence au travail, les travailleurs non syndiqués sont davantage compensés que ceux syndiqués.

Cependant, les variables d'interaction sont toutes ici significatives, ce qui se distingue des résultats du même type d'analyse complétée à l'aide du modèle C.L.F., alors que peu de variables étaient significatives.

Ces résultats laissent entrevoir que les syndiqués seraient moins compensés que les non syndiqués. En effet, on voit au tableau 5.14 que la compensation des travailleurs syndiqués, pour un même risque additionnel que les travailleurs non syndiqués, est moins élevée de 1.32% (0.98% dans le cas où I_c est omis) que celle des non syndiqués.

Afin de mesurer adéquatement l'effet du syndicat sur la prime, nous devons toutefois estimer le modèle séparément pour les travailleurs syndiqués et pour ceux non syndiqués, car il est fort plausible de croire que l'équation de

TABLEAU 5.14

Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire, en tenant compte de l'impact de la syndicalisation, Ti, Ig et Ic inclus, Enquête T.C., Québec, 1979.

Variables	(1) valeur absolue	(2) en pourcentage
Taux d'incidence (Ti)	-0.1509	-2.19
Indice de gravité (Ig)	+0.2343	+3.41
Indice combiné (Ic)	+0.1711	+2.49
Sous-total	+0.2545	+3.71
Ti X Union	+0.0624	+0.91
Ig X Union	-0.1117	-1.62
Ic X Union	-0.0413	-0.60
Sous-total	-0.0906	-1.32
Total	+0.1639	+2.40

Source: Tableau 5.13

(1) calculée de la façon suivante: coefficient x valeur moyenne de la variable

(2) calculée de la façon suivante: $\frac{\text{prime en valeur absolue}}{\text{revenu annuel moyen}} \times 100$

où Ti moyen= 11.2592
 Ig moyen= 41.8412
 Ic moyen= 4.4212
 Ti x union moyen= 8.2121
 Ig x union moyen=27.2377
 Ic x union moyen= 3.3053

et Taux de salaire moyen = 6.8791

détermination des salaires différent selon ces deux groupes de travailleurs⁽¹⁾.

On retrouve ces estimations aux tableaux 5.15 et 5.16. Nous notons, que l'ensemble des variables de risque sont significatives. De plus, l'impact de ces variables est le même dans chacun des groupes de travailleurs considérés. Nous remarquons de plus, que lorsque Ic est omis, le coefficient de la variable Ti devient positif. Bref, nous obtenons les mêmes résultats que lors de l'estimation de l'équation de régression pour l'ensemble des travailleurs.

Les valeurs des estimations de primes salariales des travailleurs syndiqués et non syndiqués selon que la variable Ic est omise ou non, que l'on trouve au tableau 5.17, fournissent, une fois de plus, une preuve que la syndicalisation n'aurait pas pour effet d'augmenter la prime de risque intégrée au salaire.

En effet, les travailleurs non syndiqués ont une prime

1

Le test de Chow confirme ce fait: la statistique F calculée est de 273.12, ce qui est nettement supérieure à la valeur critique de 1.46 obtenue d'après la table de Fisher à un niveau de 5%.

TABLEAU 5.15

Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, syndiqués et non syndiqués, variables T_i , I_g et I_c incluses, Enquête T.C., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
<u>Constante</u>	8.256** (164.43)	6.796** (168.8)
<u>Sexe</u> (femmes omises) hommes	0.589* (46.14)	1.396* (71.17)
<u>Niveau de qualification</u> (non qualifié omis)		
peu qualifié	0.496* (30.64)	0.893* (28.06)
moyennement qualifié	1.509* (76.59)	1.109* (29.07)
bien qualifié	1.634* (75.50)	2.188* (57.97)
très qualifié	2.343* (124.7)	2.463* (52.48)
<u>Secteur</u> (primaire omis) manufacturier	-1.177** (-46.81)	-0.988** (-12.88)
transport	-1.052** (-39.28)	-0.233** (-2.82)
commerce	-1.563** (-46.93)	-1.451** (-18.58)
finance	-1.863** (-32.96)	-1.074** (-13.73)
services	-2.104** (-73.11)	-1.334** (-16.87)
administration publique	-1.171** (-43.06)	0.069 (0.449)

TABLEAU 5.15 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Occupation (cadres omis)</u>		
enseignement et santé	-0.454** (-10.76)	0.641** (7.49)
bureau	-1.301** (-32.48)	-1.377** (-24.69)
vendeur	-1.528** (-21.89)	-1.874** (-29.02)
production	-1.212** (-22.95)	-2.359** (-44.01)
autres	1.819** (22.95)	-0.067 (-0.32)
<u>Mode de rémunération (temps omis)</u>		
pièce	-0.209** (-6.75)	0.281** (4.46)
milage	2.975** (35.31)	3.000 (1.77)
commission	3.086** (28.25)	2.683** (39.57)
taux de nuit	5.469** (42.60)	-0.994 (-0.34)

TABLEAU 5.15 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	-0.00690** (-10.04)	-0.02010** (-7.99)
<u>Indice de gravité (Iq)</u>	0.00140* (6.84)	0.00498* (21.5)
<u>Indice combiné (Ic)</u>	0.0247** (12.94)	0.0653** (9.04)
R ²	0.43	0.46
F	2706.94	4605.39

Sources: (1)AM260N1, (2)AM260N0

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

TABLEAU 5.16

Résultats de régression expliquant les taux de salaire horaires, syndiqués et non syndiqués, variables T_i et I_g incluses, Enquête T.C., Québec, 1979.

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMÉS	
	(1) syndiqués	(2) non syndiqués
<u>Constante</u>	8.215** (161.77)	6.927** (70.84)
<u>Sexe</u> (femmes omises)		
hommes	0.594* (46.44)	1.412* (72.23)
<u>Niveau de qualification</u> (non qualifié omis)		
peu qualifié	0.509* (31.42)	0.911* (28.68)
moyennement qualifié	1.513* (76.74)	1.127* (29.54)
bien qualifié	1.663* (77.13)	2.211* (58.65)
très qualifié	2.350* (125.0)	2.460* (52.37)
<u>Secteur</u> (primaire omis)		
manufacturier	-1.252** (-51.05)	-1.216** (-16.76)
transport	-1.128** (-43.10)	-0.408** (-5.10)
commerce	-1.644** (-50.25)	-1.660** (-22.36)
finance	-1.936** (-34.38)	-1.280** (-17.17)
services	-2.185** (-77.66)	-1.560** (-20.75)
administration publique	-1.246** (-46.79)	-0.110 (-0.71)

TABLEAU 5.16 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Occupation (cadres omis)</u>		
enseignement et santé	-0.389** (-9.275)	0.690** (8.08)
bureau	-1.244** (-31.21)	-1.340** (-24.09)
vendeur	-1.468** (-21.06)	-1.840** (-28.45)
production	-1.147** (-30.20)	-2.280** (-43.07)
autres	1.854** (23.37)	-0.086 (-0.41)
<u>Mode de rémunération (temps omis)</u>		
pièce	-0.188** (-6.06)	0.291** (4.61)
milage	3.021** (35.84)	3.164 (1.86)
commission	3.099** (28.34)	2.674** (39.40)
taux de nuit	5.458** (42.47)	-1.034 (-0.35)

TABLEAU 5.16 (suite)

VARIABLES	COEFFICIENTS ESTIMES	
	(1)	(2)
<u>Taux d'incidence (Ti)</u>	0.00170** (9.55)	0.00250** (9.92)
<u>Indice de gravité (Iq)</u>	0.00277* (15.67)	0.00560* (25.1)
R ²	0.43	0.46
F	2816.63	1575.66

Source: (1)AM26D17, (2)AM26DJB

** : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" bilatéral.

* : Coefficient significativement différent de zéro, à un seuil de 95% utilisant un test "t" unilatéral.

TABLEAU 5.17

Evaluation de la prime de risque intégrée au salaire,
travailleurs syndiqués et non syndiqués,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Variables	SYNDIQUES (1) en pourcentage	NON SYNDIQUES (2) en pourcentage
Taux d'incidence (Ti)	-1.2	-3.0
Indice de gravité (Ig)	+0.8	+3.5
Indice combiné (Ic)	+1.7	+3.5
Total	+1.3	+4.0
Taux d'incidence (Ti)	+0.3	+0.37
Indice de gravité (Ig)	+1.6	+3.96
Total	+1.9	+4.33

Source: Tableaux 5.15 et 5.16

(1) Prime exprimée en pourcentage du revenu annuel moyen.

où pour les travailleurs syndiqués:

Ti moyen= 12.4164
Ig moyen= 41.1824
Ic moyen= 4.9975

et Taux de salaire moyen = 7.2807

où pour les travailleurs non syndiqués:

Ti moyen= 8.9762
Ig moyen= 43.0258
Ic moyen= 3.2797

et Taux de salaire moyen = 6.0866

d'environ 4.0% (4.3% lorsque Ic est omis) comparativement à une prime de 1.3% pour les travailleurs syndiqués (1.9% lorsque Ic est omis).

Le différentiel dans la prime entre travailleurs syndiqués et non syndiqués s'élève donc à 2.7% (2.4% lorsque Ic est omis). Cet écart est très près de celui observé à l'aide du modèle C.L.F. (2.3% lorsque Ic inclus et 2.0% lorsque Ic omis).

Les résultats sont donc stables d'un modèle à l'autre. Toutes les remarques que nous avons émises à l'endroit de l'impact du syndicat sur la prime, à la section précédente, s'appliquent ici.

En effet, nos résultats tendent à confirmer l'affaiblissement du différentiel compensatoire par le pouvoir syndical; cependant, vouloir cerner les mécanismes par lesquels ce processus est engendré, demeure difficile.

A cet égard nous avons, précédemment, émis quelques hypothèses pouvant expliquer cette disparité dans la prime entre travailleurs syndiqués et non syndiqués et nous y référons le lecteur.

En dernier lieu, nous voulons vérifier, si comme dans le

cas du modèle C.L.F., les non syndiqués reçoivent des compensations salariales supérieures à celles des syndiqués étant donné essentiellement la structure des événements accidentels à laquelle ils font face.

Nous avons donc décomposé le différentiel de taux de salaire horaire moyen observé entre syndiqués et non syndiqués à l'aide de la technique de Gunderson, telle que décrite à la section 5.1.3 .

Les résultats du tableau 5.18 ne nous permettent pas toutefois de confirmer l'hypothèse sus-mentionnée.

En effet, on remarque que l'écart de revenu entre syndiqués et non syndiqués peut être imputé en partie à une plus grande rémunération des caractéristiques (39.6%) et en partie à des dotations initiales plus favorables (60.4%).

L'effet de structure favorable aux syndiqués en ce qui concerne le risque d'accident, nous indique que si la compensation salariale pour le risque d'accidents avait été celle observée chez les non syndiqués, le taux de salaire horaire des syndiqués aurait été de \$0.034 plus élevé, compte tenu des caractéristiques de chaque groupe de travailleurs. Cependant cette rente plus élevée ne compte que pour 2.8% de l'effet de structure total.

TABLEAU 5.18

Contribution relative de l'ensemble des variables à l'écart observé entre le revenu moyen annuel des syndiqués et celui des non syndiqués, Enquête T.C., Québec, 1979.

VARIABLES	En valeur absolue		En % du différentiel total	
	effets de rémunération (1)	effets de structure (2)	effets de rémunération (3)	effets de structure (4)
Constante	1.4600	0	122.7	0
Sexe	-0.4675	0.2236	-39.3	18.8
Qualification	-0.1893	0.0807	-15.9	6.78
Secteur	-0.6364	0.3883	-53.48	32.61
Occupation	0.4955	0.0265	41.64	2.23
Mode de rémunération	-0.0036	-0.0321	-0.30	-2.70
Ti, Ig, Ic	-0.1864	+0.0338	-15.66	2.84
Total	0.4723	0.7205	39.6	60.4
	1.19		100.0%	

Source: Tableaux 5.15 et 5.16

De plus, cette rente n'est pas suffisante pour contrebalancer l'effet de compensation pour les risques d'accidents qui joue en faveur des non syndiqués. En effet, étant donné la fréquence des événements accidentels de la population des travailleurs syndiqués, la compensation salariale est plus élevée (environ 16%) chez les non syndiqués.

Incidentement, nous voyons qu'encore ici, les facteurs de risque ne constituent pas les facteurs les plus importants pouvant être à la source des disparités salariales.

Contrairement aux résultats obtenus à l'aide du modèle C.L.F., cet exercice de décomposition tend à démontrer que deux effets contraires (et non pas simplement l'effet de structure) peuvent expliquer pourquoi la prime de risque est plus élevée chez les non syndiqués, en l'occurrence l'effet de "structure" et surtout l'effet de "compensation". Si les résultats sont conformes dans les deux modèles (primes plus élevées chez les non syndiqués), les facteurs à la source de ces disparités diffèrent quelque peu, par contre.

Somme toute, cette analyse ne fait que souligner que le manque de précision dans l'interprétation à donner aux résultats concernant l'effet du syndicat sur la prime de risque, provient de la difficulté à déterminer les

mécanismes par lesquels le syndicat pourrait avoir un effet particulier dans la détermination de la prime de risque intégrée au salaire.

CHAPITRE VI

Synthèse et conclusion

Plusieurs raisons peuvent être fournies afin d'expliquer la variabilité des salaires selon les individus ou les professions considérées. Or, nous en avons retenue une, mise de l'avant il y a fort longtemps par Adam Smith, à savoir que même si l'accès à tous les emplois est parfaitement libre et même s'il n'existe aucune différence dans les caractéristiques des travailleurs, des taux de salaire différents existent étant donné l'attrait différent de certains emplois. Il s'ensuit que les travailleurs exigeront des salaires plus élevés afin de compenser pour certaines caractéristiques désagréables de l'emploi.

Cette étude avait donc pour but de vérifier l'hypothèse selon laquelle les travailleurs de l'ensemble des industries au Québec étaient compensés, sous forme d'une prime intégrée au salaire, pour avoir choisi des occupations comportant certains risques d'accidents mortels et non mortels, par rapport à des travailleurs qui ne feraient face à aucun de ces risques, toutes choses étant égales par ailleurs. Advenant l'existence de cette prime, nous voulions en évaluer l'ampleur.

Bien que cette vérification de la théorie des

"différentiels compensatoires" fit l'objet de nombreuses études américaines, à notre connaissance, aucune tentative à cet égard fut tentée au Québec.

Certes, il s'agit là d'une question d'une évidence plus ou moins mitigée. En effet, si intuitivement nous sommes tous conscients que quelques travailleurs reçoivent des compensations salariales pour les risques encourus (les athlètes professionnels, par exemple), il n'est pas si évident que ces compensations soient généralisées à tous les emplois.

Par ailleurs, nous pourrions nous attendre à ce que la prime de risque soit spécifiée dans les clauses des contrats de travail. Bien que ceci peut être le cas pour certains travailleurs, cette spécification ne constitue pas la norme.

L'application de la notion des différentiels compensatoires dans le contexte des prix hédoniques nous a donc permis de concevoir que les risques d'accidents font plutôt partie d'un système d'évaluation de l'emploi, qui catégorise les emplois en fonction du risque et qui, en retour, affecte le salaire qui sera versé aux travailleurs.

Nous servant du modèle théorique de Thaler et Rosen

(1975), il nous fut possible de dégager les caractéristiques de l'équilibre général sur le marché implicite du risque d'accidents.

Nous avons retenu de cette approche que les salaires devaient croître en fonction du risque et qu'il était important de tenir compte de certains facteurs pouvant affecter la relation d'équilibre "salaire-risque", soit l'aspect multidimensionnel des accidents (fréquence et gravité) et les caractéristiques socio-démographiques des travailleurs pouvant avoir une incidence sur la prime de risque.

Nos modèles empiriques ont donc été élaborés en fonction de ces considérations.

Il convient donc, en dernier lieu, de synthétiser les résultats de l'analyse multivariée afin de juger de leur validité.

A cet égard, nous sommes en mesure, que ce soit à l'aide du modèle de l'enquête du Conseil de la langue française ou du modèle de l'enquête de Travail Canada, d'affirmer que les risques d'accidents ont effectivement une incidence positive sur les salaires.

Les résultats de l'analyse multivariée nous ont permis, de plus, d'établir que la prime de risque correspondait en 1979 entre 3.0% (modèle T.C.) et 4.8% (modèle C.L.F.) du salaire de l'ensemble des travailleurs.

Ceci nous amène à conclure que la théorie des différentiels compensatoires se vérifie au Québec, et que l'estimation de la prime intégrée au salaire se situe à un niveau conforme aux résultats obtenus dans les études américaines.

Il est intéressant de souligner que l'évaluation de la prime de risque intégrée au salaire est passablement similaire d'un modèle à l'autre malgré les différences dans les deux échantillons.

Or il est peut-être plausible de croire que la différence observée dans les valeurs de la prime, évaluée à l'aide des deux modèles, ne résulterait finalement que du fait que la structure (fréquence et gravité) des événements accidentels n'est pas la même dans les deux cas. Autrement dit, si les travailleurs de l'échantillon du modèle du Conseil de la langue française avaient à faire face à la même probabilité d'accidents que les travailleurs de l'échantillon du modèle de Travail Canada, est-ce qu'ils recevraient la même compensation que ces derniers?

Les tableaux 6.1 et 6.2 nous fournissent l'évaluation de la prime de risque pour chacun des échantillons, calculée à partir des coefficients de régression de l'échantillon en question, mais en tenant compte des valeurs moyennes des variables de risque de l'autre échantillon.

Il appert donc que le différentiel dans les primes ne résulteraient pas totalement de la structure des événements accidentels, mais tout du moins, nous pouvons en imputer une très large partie à cet effet de structure.

Par exemple, au tableau 6.1, nous voyons que si la prime de risque des travailleurs de l'échantillon du Conseil de la langue française avait été évaluée à l'aide des valeurs moyennes des variables de risques de l'échantillon de Travail Canada, la prime correspondrait à environ 1.9% (2.2% lorsque I_c est omis) de leur salaire comparativement à la valeur initiale de 4.7% (4.8% lorsque I_c est omis).

Cette prime, évaluée à 1.9%, tend donc à se rapprocher de la valeur de la prime initiale calculée à l'aide de l'échantillon de Travail Canada, soit 2.8%.

Lorsque nous imputons les valeurs moyennes des variables de risque de l'échantillon du Conseil de la langue française au modèle de Travail Canada (tableau 6.2), la prime

TABLEAU 6.1

Evaluation de la prime totale intégrée au salaire,
calculée en tenant compte des valeurs moyennes des variables
de risque de l'enquête T.C., enquête C.L.F., Québec 1979.

	Coefficients (1)	Valeur moyenne des variables (T.C) (2)	Prime en valeur absolue (3)	Prime en pourcentage (4)
TI	-56.24	11.2592	-633.22	-4.3
IG	11.65	41.8412	487.45	3.3
IC	97.02	4.4212	428.94	2.9
Total	-	-	-283.17	1.9
TI	-19.21	11.2592	-216.29	-1.47
IG	12.9	41.8412	539.75	3.66
Total	-	-	323.46	2.2

TABLEAU 6.2

Evaluation de la prime totale intégrée au salaire,
calculée en tenant compte des valeurs moyennes des variables
de risque de l'enquête C.L.F., enquête T.C., Québec 1979.

	Coefficients (1)	Valeur moyenne des variables (C.L.F.) (2)	Prime en valeur absolue (3)	Prime en pourcentage (4)
TI	-0.00396	5.9461	-0.02	-0.29
IB	0.00398	66.7021	0.27	3.92
IC	0.01690	2.6959	0.05	0.73
Total	-	-	0.30	4.36
TI	0.00192	5.9461	0.01	0.15
IB	0.004519	66.7021	0.30	4.36
Total	-	-	0.31	4.5

correspond à environ 4.4% (4.5% lorsque Ic est omis) du salaire des travailleurs, ce qui est très près de la valeur de la prime calculée initialement à l'aide du modèle du Conseil de la langue française (4.7%).

Il va sans dire que la validité de cet exercice repose essentiellement sur le fait qu'il permet de voir que les résultats initiaux obtenus sont fort satisfaisants. Nous pouvons dire que si les structures des événements accidentels avaient été autres que celles observées dans l'échantillon, l'évaluation de la prime différerait. Par exemple, cette prime tend à être moindre lorsque la structure des événements accidentels de l'échantillon de Travail Canada est appliquée au modèle du Conseil de la langue française et tend à être plus élevée lorsque l'on procède à l'inverse.

Nous sommes conscients par contre, que d'autres facteurs sont à la source de cette différenciation. Par exemple, nous ne captions pas les divers niveaux d'aversion pour le risque des travailleurs dans chacun des échantillons.

Cependant il n'en demeure pas moins, qu'à l'aide de cet exercice, nous soulignons une fois de plus, que l'indice de gravité serait le principal facteur explicatif des variations de la prime de risque.

En effet, il pourrait apparaître étonnant, de prime abord, d'observer que, par exemple, la prime de risque de l'échantillon de Travail Canada passe de 2.8% à 4.4% lorsque l'on tient compte de la structure des événements accidentels de l'échantillon du Conseil de la langue française: nous savons que les travailleurs de cet échantillon anticipent presque deux fois moins de pertes moyennes de journées d'absence au travail, comparativement aux travailleurs de l'échantillon de Travail Canada.

Or, nous savons, par ailleurs, que le nombre moyen de journées d'absence au travail par accidents concernés est toutefois plus élevé chez les travailleurs de l'échantillon du Conseil de la langue française que ceux de l'échantillon de Travail Canada. C'est en regard de cette constatation que nous pouvons alors justifier le fait que la prime augmente de 2.8% à 4.4%.

A cet effet, nous avons vu que, dans tous les résultats présentés dans cette étude, l'indice de gravité demeurerait toujours la variable la plus significative. Il s'agit là d'un résultat important qu'il serait nécessaire de mieux investiguer.

En effet, nous avons souligné, nombre de fois, que la gravité des accidents semblerait avoir le plus de poids dans

la détermination de la prime intégrée au salaire. Ainsi, afin d'isoler l'impact de chacune des variables de risque sur la détermination des primes, et surtout afin de vérifier l'hypothèse de Olson (1981) à l'effet que, pour des emplois dont les anticipations du nombre moyen de jours perdus de travail par accidents non mortels sont identiques, les travailleurs qui ont de l'aversion au risque vont demander une plus grande prime de salaire dans l'industrie où les accidents sont plus graves, mais moins fréquents, nous avons voulu procéder à une simulation concernant l'estimation de la prime salariale totale selon certaines hypothèses concernant des valeurs hypothétiques des variables de risque.

Ces simulations ont été appliquées aux deux échantillons.

Dans celui du modèle du Conseil de la langue française, nous avons fait varier les valeurs de l'ensemble des trois variables de risque, soit T_i , I_g et I_c . Dans celui du modèle de Travail Canada, nous avons maintenu constant une valeur de I_c et nous avons calculé la prime salariale totale en supposant des diminutions successives des valeurs de T_i .

Le tableau 6.3 indique les résultats des simulations concernant l'échantillon du Conseil de la langue française.

TABLEAU 6.3

Estimation de la prime intégrée au salaire, selon certaines hypothèses concernant les valeurs de Taux d'incidence (TI), d'Indice de gravité (IG) et d'Indice combiné (IC), Enquête C.L.F., Québec 1979.

	TI	IG	IC	Prime salariale totale
(1) Valeurs :	5.95	66.70	3.97	
Différentiel :	-2.3%	5.3%	2.6%	5.6%
(2) Valeurs :	4.46	83.38	3.72	
Différentiel :	-1.7%	6.6%	2.4%	7.3%
(3) Valeurs :	2.97	100.05	2.98	
Différentiel :	-1.1%	7.9%	2.0%	8.8%
(4) Valeurs :	1.49	116.73	1.74	
Différentiel :	-6.0%	9.2%	1.1%	9.7%
(5) Valeurs :	7.43	50.03	3.72	
Différentiel :	-2.8%	4.0%	2.4%	3.6%
(6) Valeurs :	8.92	33.35	2.98	
Différentiel :	-3.4%	2.6%	2.0%	2.2%
(7) Valeurs :	10.41	16.68	1.74	
Différentiel :	-4.0%	1.3%	1.1%	-1.6%
(8) Valeurs :	8.92	66.70	5.95	
Différentiel :	-3.4%	5.3%	3.9%	5.8%
(9) Valeurs :	5.95	100.05	5.95	
Différentiel :	-2.3%	7.9%	3.9%	9.85%

Nous avons assigné initialement des taux d'incidence et de gravité, à l'ensemble des travailleurs, correspondant aux taux moyens observés dans notre échantillon, l'indice combiné résultant de la multiplication de la valeur de ces taux.

Par la suite, les valeurs de T_i ont été diminuées successivement de 25%, 50% et 75% alors que la valeur de I_g augmentait respectivement du même pourcentage (ceci correspond aux lignes 2, 3 et 4 du tableau 6.3). Dans les simulations 5, 6 et 7, l'inverse se produit: alors que T_i augmentait de 25% (50%, 75%), I_g diminuait de 25% (50%, 75%).

Dans toutes ces simulations, l'indice combiné résulte toujours de la multiplication des valeurs moyennes des variables T_i et I_g .

Finalement, les deux dernières simulations correspondent premièrement à une augmentation de 50% de la valeur de T_i alors que la valeur de I_g demeure inchangée par rapport à la situation initiale et deuxièmement, au cas où I_g double sans que soit varié la valeur de T_i .

Les différentes simulations, nous permettent de voir que la variable de gravité joue le rôle déterminant dans la détermination de la prime intégrée au salaire.

En effet, si la fréquence des accidents diminuait de 75% alors que la gravité augmentait de ce même pourcentage, la prime intégrée au salaire passerait de 5.6% à 9.7%, soit une augmentation de 73.2%. Dans le cas inverse (soit une augmentation de 75% de la valeur de T_i et une diminution de 75% de la valeur de I_g), il n'existerait plus de compensation de salaire associée au risque, la prime diminuant de 5.6% à -1.6%.

Ainsi l'hypothèse de Olson (1981) semble se confirmer: lorsque le nombre moyen anticipé de jours perdus de travail (I_c) demeure constant, la prime de salaire va décroître lorsque le taux d'incidence augmente.

Une prime de salaire additionnelle est requise en dépit du fait que le nombre anticipé de jours perdus demeure inchangé. Les lignes 8 et 9 du tableau 6.3 nous permettent de mieux illustrer ce fait. Nous voyons donc que, par rapport à la situation initiale, une augmentation de 50% de I_g alors que I_c demeure constant, correspond à une prime de 9.5%. Par ailleurs une augmentaiton^{2*} de 50% de T_i , I_c étant constant, conduit à l'estimation d'une prime de l'ordre de 5.8%. Par rapport à la situation initiale où la prime était évaluée à 5.6%, il appert donc que les variations de l'indice de gravité seraient responsables des variations de la prime intégrée au salaire. On voit donc, dans ces deux

derniers cas, qu'une augmentation de 63.8% dans la prime est nécessaire pour rendre indifférent le travailleur (du moins pour ceux qui ont de l'aversion au risque) entre deux emplois dont les pertes de journées de travail suite à un accident sont les mêmes dans les deux cas.

Les résultats du tableau 6.4, concernant la simulation appliquée à l'échantillon du modèle de Travail Canada, ne font que confirmer, de nouveau, cette hypothèse.

Nous avons toutefois procédé d'une manière quelque peu différente que dans le cas de la simulation de l'échantillon du modèle du Conseil de la langue française.

En effet, nous avons fixé la valeur de I_c égale à 4.71, et nous avons fait diminuer successivement les valeurs de T_i , qui passent de 11.26 à 1.13.

La figure 6.5, où nous retrouvons ces résultats reproduits sur un graphique, permet de mieux observer que lorsque le nombre moyen anticipé de jours perdus de travail demeure constant, la prime de salaire croît lorsque l'indice de gravité augmente (elle passe environ de 3% à 11%).

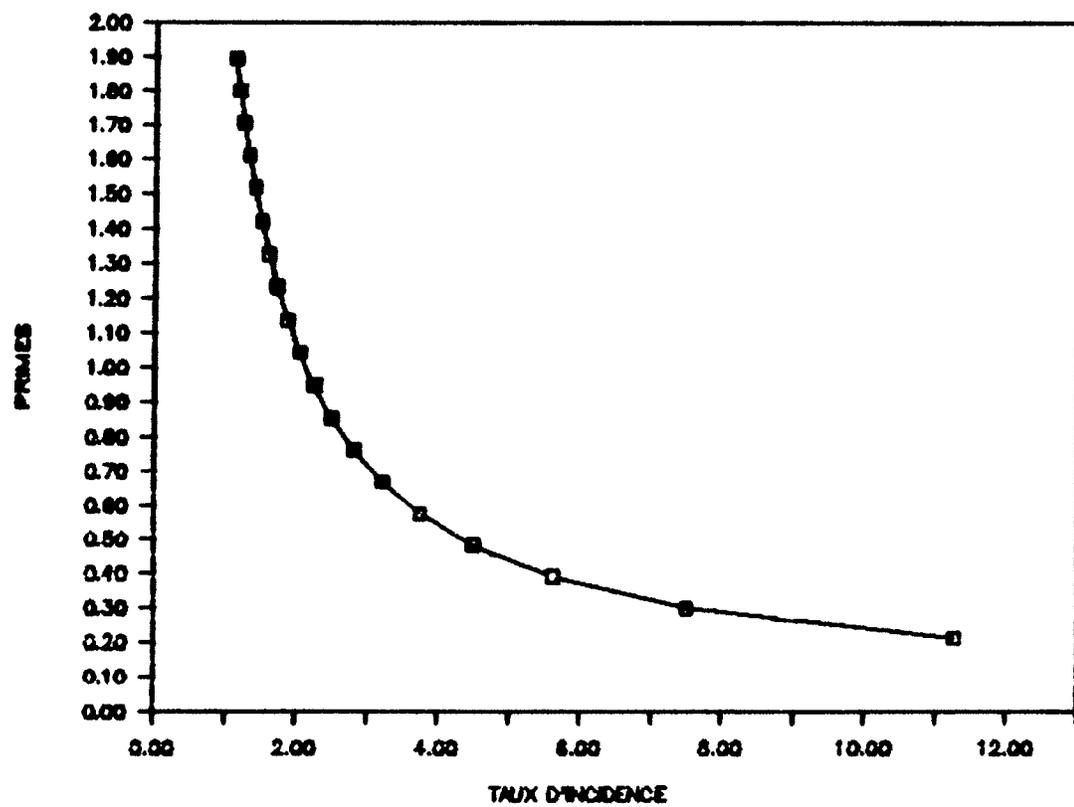
Dès lors, il s'avère juste de présumer que les travailleurs québécois qui ont de l'aversion au risque, vont

TABLEAU 6.4

Estimation de la prime intégrée au salaire, selon certaines hypothèses concernant les valeurs de Taux d'incidence (TI), et d'Indice de gravité (IG), Enquête C.L.F., Québec 1979.

TI	IG	Prime en valeur absolue	Prime en pourcentage
11.26	41.84	0.2107	3.0627
7.50	62.76	0.2980	4.3323
5.63	83.68	0.3890	5.6542
4.50	104.60	0.4813	6.9970
3.75	125.52	0.5744	8.3504
3.22	146.44	0.6679	9.7097
2.81	167.36	0.7617	11.0727
2.50	188.28	0.8556	12.4383
2.25	209.20	0.9497	13.8055
2.05	230.12	1.0438	15.1741
1.88	251.04	1.1381	16.5436
1.73	271.96	1.2323	17.9139
1.61	292.88	1.3266	19.2847
1.50	313.80	1.4209	20.6560
1.41	334.72	1.5153	22.0276
1.32	355.64	1.6097	23.3996
1.25	376.56	1.7041	24.7718
1.18	397.48	1.7985	26.1442
1.13	418.40	1.8929	27.5168

FIGURE 6.5: PRIMES DE RISQUE EN FONCTION DES VARIATIONS DU TAUX D'INCIDENCE DES ACCIDENTS, POUR UN NIVEAU CONSTANT DE I_c .



demander une plus grande prime de salaire pour une occupation où les accidents sont plus graves mais moins fréquents, par rapport à des occupations où les accidents sont plus fréquents mais dont la gravité est moindre.

En dernier lieu, nous voulions examiner la relation entre certaines caractéristiques personnelles et de l'emploi et les risques d'accidents. Cependant, l'analyse multivariée ne nous a permis de déceler aucune interaction significative entre ce type de variables, à l'exception principalement de l'effet des syndicats sur l'importance de la compensation salariale pour les risques.

Nos résultats nous ont amené à remettre en question l'effet positif du syndicat sur les primes de salaire associées aux risques. Dans le modèle du Conseil de la langue française, nous avons évalué la prime à 5.6% (5.4% lorsque Ic est omis) chez les non syndiqués, alors qu'elle était de l'ordre de 3.3% (3.4% lorsque Ic est omis) chez les syndiqués. Dans le modèle de Travail Canada, la prime s'élevait à 4.0% (4.3% lorsque Ic est omis) et 1.3% (1.9% lorsque Ic est omis) respectivement pour les travailleurs non syndiqués et ceux syndiqués.

Le différentiel dans la prime entre ces deux groupes de travailleurs est passablement similaire dans les deux

échantillons considérés, ce qui tend à confirmer que le différentiel compensatoire associé aux risques d'accidents serait affaibli par le pouvoir syndical.

Il nous a été toutefois impossible d'isoler de façon plus précise les mécanismes par lesquels le syndicat pourrait voir un effet particulier dans la détermination de la prime intégrée au salaire associée aux risques d'accidents.

Somme toute, si les résultats de l'analyse multivariée permettent, sans contredit, de confirmer l'hypothèse de l'existence d'une prime de risque intégrée au salaire à titre de compensation pour certains risques d'accidents au travail, ils ne nous permettent pas de juger de l'efficacité du marché qui génère ces primes. Nous ne pouvons pas, par exemple, affirmer que la prime, évaluée à environ 3.0% ou 4.8% du salaire, soit plus ou moins élevée que celle qui aurait prévalu si les travailleurs et les employeurs avaient été pleinement connaissant des risques.

Il est important de bien retenir que les coefficients des variables de risque nous indiquent que la prime existe ou non, mais ne nous fournissent aucun renseignement quant à savoir si elle est suffisante ou non.

Il convient de préciser, en terminant, que nos résultats d'estimation nous fournissent une information générale concernant l'existence ou non d'une prime intégrée au salaire. Nous avons constaté que le marché, malgré ses imperfections, permet de générer à titre de compensation pour les risques encourus, des primes de risque intégrées au salaire.

Cette démarche constituait une première étape dans le domaine de la recherche portant sur l'impact des risques d'accidents sur les salaires.

Suite aux résultats obtenus, il nous apparaît maintenant réalisable d'élargir le modèle empirique que nous avons développé en intégrant l'incidence de certains facteurs tels que la mobilité du travail, le degré d'imperfection des structures de marché, le niveau d'information des travailleurs sur les risques d'accidents. L'intégration de ces facteurs permettra de générer l'information additionnelle requise en vue de déterminer le niveau optimal de la prime de risque intégrée au salaire. Cette question de la détermination du niveau optimal de la prime, qui ne faisait pas l'objet de cette étude, constituerait donc, selon nous, une deuxième avenue de recherche qu'il serait souhaitable d'explorer.

APPENDICE -A-

TABLEAU A-1

Classification des régions, Enquête C.L.F.,
Québec, 1979.

Régions Métropolitaines retenues	CODE
Montréal	5601 - 5623 6424 - 6558
Québec	1606 - 2129
Autres	0012 - 1534 2201 - 5516 5700 - 6374 6601 - 9918

Tiré du répertoire des municipalités du Québec, Ministère
des Affaires Municipales, 1979.

TABLEAU A-2

Classification des secteurs d'activités économiques,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Secteurs retenues	CODE
Agriculture, forêt, chasse et pêche	0011-0470
Industrie minière	0510-0993
Industrie manufacturière	1011-3999
Construction	4041-4229
Transports et communications	5010-5799
Commerce	6021-6999
Finance	7011-7725
Services	8010-8999
Administration publique	9020-9919

Tiré de la classification des activités économiques du
Québec, 1970.

TABLEAU A-3

Classification des occupations, Enquête C.L.F.,
Québec 1979.

Groupes retenus	CODE
Cadres et ingénieurs	1113 - 2189
Enseignement et santé	2311 - 2391 2711 - 3159
Employés de bureau	4110 - 4199
Vendeurs	5130 - 5199
Employés de la production	6111 - 9591
Autres emplois	2511 - 2519 3311 - 3373 9910 - 9919

Tiré de la classification des professions, Recensement du
Canada 1971, Statistique Canada, Catalogue no. 12-536F.

TABLEAU A-4

Répartition des individus selon le sexe,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Sexe	Valeur absolue	pourcentage (%)
Hommes	5635	65.3
Femmes	2999	34.7
Total	8634	100.0

Source: ANNIELP, p.11, Calculs de l'auteur.

TABLEAU A-5

Répartition des individus selon leur années de scolarité,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Années	Valeur absolue	pourcentage (%)
0 - 8 ans	1465	17.2
9 - 11 ans	2417	28.3
12 - 13 ans	2195	25.7
14 ans et plus	2451	28.8
Total	8538	100.0

Source: ANNIEIO, p.5, Calculs de l'auteur.

TABLEAU A-6

Répartition des individus selon la langue maternelle,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Langue	Valeur absolue	pourcentage (%)
Français	7213	83.5
Anglais	836	9.7
Autres	585	6.8
Total	8634	100.0

Source: ANNIEIP, p.12, Calculs de l'auteur.

TABLEAU A-7

Répartition des individus selon l'état matrimonial,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Etat matrimonial	Valeur absolue	pourcentage (%)
Célibataire	2196	25.7
Marié	5805	68.1
Autres	526	6.2
Total	8527	100.0

Source: ANNIEIO, p.4, Calculs de l'auteur.

TABLEAU A-8

Répartition des individus selon l'occupation,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Occupations	Valeur absolue	pourcentage (%)
Cadres et ingénieurs	855	11.4
Enseignement et santé	923	12.3
Employés de bureau	1464	19.5
Vendeurs	675	9.0
Employés de la production	3331	44.4
Autres emplois	255	3.4
Total	7503	100.0

Source: ANNIELR, p.42, Calculs de l'auteur.

TABLEAU A-9

Répartition des individus selon les secteurs
d'activité économique,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Secteurs	Valeur absolue	pourcentage (%)
Agriculture, forêt, chasse et pêche	278	3.3
Industrie minière	93	1.1
Industrie manufacturière	270	25.6
Construction	455	5.4
Transports et communications	684	8.1
Commerce	1117	13.2
Finance	446	5.3
Services	2321	27.4
Administration publique	899	10.6
Total	8463	100.0

Source: ANNIEJ1, p.5, Calculs de l'auteur.

TABLEAU A-10

Répartition des individus selon la région,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Régions	Valeur absolue	pourcentage (%)
Montréal	3430	40.7
Québec	681	8.1
Autres	4311	51.2
Total	8422	100.0

Source: ANNIEI1, p.5, Calculs de l'auteur.

TABLEAU A-11

Répartition des individus selon le statut syndical,
Enquête C.L.F., Québec, 1979.

Statut	Valeur absolue	pourcentage (%)
Syndiqué	3732	43.2
Non syndiqué	4816	55.8
Total	8458	100.0

Source: ANNIELP, p.92, Calculs de l'auteur.

APPENDICE -B-

TABLEAU B-1

Construction de la variable "Niveau de qualification".

NON QUALIFIE:	$FS + FG < 6$
PEU QUALIFIE:	$FS + FG \geq 6$ et $FS < 5$
MOYENNEMENT QUALIFIE:	$FS + FG < 10$ et $FS > 4$
BIEN QUALIFIE:	$FS + FG = 10$ et $FS \geq 6$
TRES QUALIFIE:	$FS + FG > 10$ et $FS > 6$

où:

FORMATION GENERALE (FG) prend les valeurs suivantes:

- 1 = 0 à 6 ans d'études
- 2 = 7 à 8 ans d'études
- 3 = 9 à 10 ans d'études
- 4 = 11 à 12 ans d'études
- 5 = 13 à 16 ans d'études

et:

PREPARATION PROFESSIONNELLE SPECIFIQUE (FS) prend les valeurs suivantes:

- 1 = Simple démonstration
- 2 = Au delà de la démonstration, jusqu'à 30 jours
- 3 = Plus de 30 jours, jusqu'à 3 mois
- 4 = Plus de 3 mois, jusqu'à 6 mois
- 5 = Plus de 6 mois, jusqu'à 1 an
- 6 = Plus de 1 an, jusqu'à 2 ans
- 7 = Plus de 2 ans, jusqu'à 4 ans
- 8 = Plus de 4 ans, jusqu'à 10 ans

TABLEAU B-2

Classification des occupations,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Groupes retenus	CODE
Cadres et ingénieurs	0114906 - 2183020
Enseignement et santé	2351014 - 3159178
Employés de bureau	4111110 - 4199186
Vendeurs	5135001 - 5193126
Employés de la production	6111114 - 9555126
Autres emplois	3315172 - 3353018

Tiré de la classification des professions, Recensement du Canada 1971, Statistique Canada, Catalogue no. 12-536F.

TABLEAU B-3

Classification des activités économiques,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Secteurs retenus	CODE
Primaire	02 - 09
Industrie manufacturière	10 - 39
Transports et communications	50 - 57
Commerce	60 - 69
Finance	70 - 73
Services	80 - 89
Administration publique	90 - 95

Tiré de la classification des activités économiques du Québec, 1970.

TABLEAU B-4

Fréquence des taux de salaire selon le
 sexe des individus rémunérés,
 Enquête T.C., Québec, 1979.

Sexe	Valeur absolue	pourcentage (%)
Hommes	65,667	52.1
Femmes	59,680	47.4
Indéterminés	617	0.5
Total	125,964	100.0

Source: AM260JT, p.6, Calculs de l'auteur,
 Résultats non pondérés.

TABLEAU B-5

Fréquence des taux de salaire selon le
 niveau de qualification des individus rémunérés,
 Enquête T.C., Québec, 1979.

Niveau de qualification	Valeur absolue	pourcentage (%)
Non qualifié	15,354	12.2
Peu qualifié	52,291	41.5
Moyennement qualifié	19,543	15.5
Bien qualifié	18,464	14.6
Très qualifié	20,312	16.2
Total	125,964	100.0

Source: AM2600A, p.16, Calculs de l'auteur,
 Résultats non pondérés.

TABLEAU B-6

Fréquence des taux de salaire selon les secteurs d'activité auxquels appartiennent les individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979.

Secteurs d'activité	Valeur absolue	pourcentage (%)
Primaire	2,472	2.0
Industrie manufacturière	43,433	34.5
Transports et communications	9,194	7.3
Commerce	25,808	20.5
Finance	14,973	11.9
Services	25,057	19.8
Administration publique	5,027	4.0
Total	125,964	100.0

Source: AM2600A, p.14, Calculs de l'auteur, Résultats non pondérés.

TABLEAU B-7

Fréquence des taux de salaire selon la syndicalisation ou non des individus rémunérés, Enquête T.C., Québec, 1979.

Statut syndical	Valeur absolue	pourcentage (%)
Syndiqué	50,569	40.1
Non syndiqué	74,507	59.1
Indéterminé	888	0.8
Total	125,964	100.0

Source: AM260JT, p.11, Calculs de l'auteur, Résultats non pondérés.

TABLEAU B-8

Fréquence des taux de salaire selon
l'occupation des individus rémunérés,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Occupation	Valeur absolue	pourcentage (%)
Cadres et Ingénieurs	7,986	6.3
Enseignement et santé	7,237	5.7
Employés de bureau	58,635	46.6
Vendeurs	7,749	6.2
Employés de la production	43,772	34.7
Autres emplois	585	0.5
Total	125,964	100.0

Source: AM2600A, p.15, Calculs de l'auteur,
Résultats non pondérés.

TABLEAU B-9

Fréquence des taux de salaire selon
le mode de rémunération des individus rémunérés,
Enquête T.C., Québec, 1979.

Mode de rémunération	Valeur absolue	pourcentage (%)
Temps	120,750	95,9
Pièce	3,209	2.5
Milage	1,764	1,4
Commission	227	0.2
Taux de nuit	14	0.0
Total	125,964	100.0

Source: AM260JT, p.8, Calculs de l'auteur,
Résultats non pondérés.

APPENDICE -C-

TABLEAU C-1

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon le sexe,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Sexe	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Hommes	7.58	79.46	3.58
Femmes	2.51	45.68	0.87
Toutes catégories	5.84	67.81	2.64

Source: ANNIEJ2, p.5-9, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-2

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon l'état matrimonial,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Etat matrimonial	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Célibataire	6.41	54.12	2.59
Marié	5.69	73.38	2.70
Autres	5.06	63.15	2.19
Toutes catégories	5.84	67.81	2.64

Source: ANNIEJ2, p.17-21, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-3

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon la langue maternelle des individus,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Langue maternelle	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Français	6.28	66.34	2.85
Anglais	2.69	83.31	1.28
Autres	4.95	63.47	1.28
Toutes catégories	5.84	67.81	2.64

Source: ANNIEJ4, p.28-32, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-4

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon la scolarité,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Niveau de scolarité	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
0 - 8 ans	9.50	56.44	4.56
9 - 11 ans	8.29	58.20	3.68
12 - 13 ans	5.15	57.46	2.19
14 ans et plus	2.09	92.19	0.99
Toutes catégories	5.84	67.81	2.64

Source: ANNIEJ2, p.11-15, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-5

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon la région,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Région	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Montréal	4.99	70.83	2.13
Québec	4.64	74.16	1.95
Autres	6.73	64.29	3.18
Toutes catégories	5.84	67.81	2.64

Source: ANNIEJ2, p.23-27, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-6

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon l'occupation,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Occupation	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Cadres et Ingénieurs	0.49	144.12	0.50
Enseignement et santé	2.50	74.13	0.81
Bureau	1.45	35.13	0.36
Vendeurs	3.09	107.9	1.93
Production	10.59	55.82	4.85
Autres	6.75	46.43	3.25
Toutes catégories	5.84	67.93	2.65

Source: ANNIELR, p.14-20, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-7

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon le statut syndical,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Statut	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Syndiqué	7.88	52.17	3.51
Non syndiqué	4.18	80.70	1.94
Toutes catégories	5.84	67.93	2.65

Source: ANNIELR, p.14-20, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-8

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon le secteur d'activité économique,
Enquête C.L.F., Québec 1979.

Secteur d'activité	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Agriculture, Forêt, Chasse et Pêche	10.09	95.62	7.96
Industrie minière	15.26	88.55	9.91
Industrie manufacturière	8.41	60.63	3.29
Construction	9.15	87.67	5.84
Transport et Communication	6.90	78.89	3.74
Commerce	6.82	64.53	2.96
Finance	0.59	81.37	0.30
Services	2.93	64.40	1.14
Administration publique	4.91	68.07	2.11
Toutes catégories	5.84	67.93	2.65

Source: ANNIELR, p.5-11, Calculs de l'auteur.

TABLEAU C-13

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon l'occupation des individus rémunérés,
Enquête T.C., Québec 1979.

Occupation	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Cadres et Ingénieurs	0.27	132.31	0.29
Enseignement et Santé	4.62	29.74	1.36
Employé de bureau	1.28	32.95	0.36
Vendeur	2.01	45.22	0.84
Employés de la production	22.46	42.23	8.50
Autres	1.21	80.71	0.66
Toutes catégories	8.67	43.21	3.22

Source: AM260MM, p.19-25, Calculs de l'auteur, résultats non pondérés.

TABLEAU C-9

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon le sexe des individus rémunérés,
Enquête T.C., Québec 1979.

Sexe	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Hommes	13.67	49.19	5.21
Femmes	3.34	36.88	1.08
Toutes catégories	8.66	43.22	3.21

Source: AM260MM, p.13-17, Calculs de l'auteur, résultats non pondérés.

TABLEAU C-10

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC)
selon le niveau de qualification des individus rémunérés,
Enquête T.C., Québec 1979.

Niveau de qualification	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Non qualifié	35.83	38.05	12.84
Peu qualifié	6.03	34.94	2.25
Moyennement qualifié	3.64	38.66	1.34
Bien qualifié	3.37	41.68	1.42
Très qualifié	5.63	75.94	2.25
Toutes catégories	8.66	43.21	3.22

Source: AM260MM, p.5-11, Calculs de l'auteur, résultats non pondérés.

TABLEAU C-11

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon le mode de rémunérations des individus,
Enquête T.C., Québec 1979.

Mode de rémunération	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Temps	8.56	43.22	3.14
Pièce	15.49	40.51	6.71
Milage	12.58	67.62	8.51
Commission	2.94	44.71	1.20
Taux de nuit	5.26	23.69	1.47
Toutes catégories	8.67	43.21	3.22

Source: AM260MM, p.28-31, Calculs de l'auteur, résultats non pondérés.

TABLEAU C-12

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon la syndicalisation ou non
des individus rémunérés,
Enquête T.C., Québec 1979.

Statut syndical	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Non syndiqués	7.21	45.91	2.59
Syndiqués	10.86	39.14	4.16
Toutes catégories	8.66	43.22	3.21

Source: AM260MM, p.13-17, Calculs de l'auteur, résultats non pondérés.

TABLEAU C-14

Taux d'incidence (TI), Indice de gravité (IG) et
Indice combiné (IC) selon les secteurs d'activité auxquels appartiennent
les individus rémunérés, Enquête T.C., Québec 1979.

Secteurs d'activité	<u>Variables de risque</u>		
	TI	IG	IC
Primaire	10.42	64.79	7.04
Industrie manufacturière	10.88	40.68	3.97
Transports et communications	7.55	50.53	3.26
Commerce	14.60	44.63	5.21
Finances	0.84	45.18	0.27
Services	4.36	39.90	1.45
Administration publique	6.06	46.16	2.47
Toutes catégories	8.68	43.28	3.22

Source: AM260MH, p.40-44, Calculs de l'auteur, résultats non pondérés.

BIBLIOGRAPHIE

- Arnould, Richard, et L.M. Nichols, "Wage-Risk Premiums and Workers' Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differential", Journal of Political Economy, Vol. 91, No 2, 1983, pp.332-340.
- Barron, J.M. et D.A. Black, "Do Union Members Receive Compensating Wage Differentials? Comment", American Economic Review, Vol. 72, No 4, sept. 1982, pp.864-867.
- Barry, Janis, "Women Production Workers: Low Pay and Hazardous Work", American Economic Review, Vol. 74, No 2, 1985, pp.262-265.
- Becker, Gary S., "Human Capital" (second edition), National Bureau of Economic Research, New-York, 1975, 268 p.
- Brown, Charles, "Equalizing Differences in the Labor Market", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 94, février 1980, pp.113-134.
- Bureau International du Travail, "Encyclopédie de médecine, d'Hygiène et de Sécurité du travail", Vol. 2, L-Z, Genève.
- Commission de la Santé et Sécurité au Travail, "Identification des métiers ou professions selon les indices ayant servi à la détermination des secteurs prioritaires", Québec, 1985.
- Cousineau, J.M. et R. Lacroix, "Effet de Structure et Effet de Marché Régional dans les Disparités Interrégionales de salaire: une application au cas de Montréal et Toronto", The Canadian Journal of Economics, Vol. 15, No 4, 1983, pp.655-668.

- Des Roches, J., "La santé et sécurité du travail", Document de travail, Université de Montréal, Ecole des Relations Industrielles, mai 1986.
- Dickens, W.T., "Differences between Risk Premiums in Union and Non Union Wages and the Case for Occupational Safety Régulation", American Economic Review, Vol. 74, Mai 1984, pp.320-323.
- Dillingham, Alan E., "The Influence of Risk Variable Definition on Value-of-Estimates", Economic Inquiry, Vol. 24, avril 1985, pp.277-294.
- Dorsey, Stuart et N. Walzer, "Workers' Compensation, Job Hazards and Wages", Industrial and Labor Relations Review, Vol. 36, No 4, 1983, pp.642-654.
- Duncan, Greg J. et Bertil Holmlund, "Was Adam Smith Right After All? Another Test of the Theory of Compensating Wage Differentials", Journal of Labor Economics, Vol. 1, No 4, 1983, pp.366-379.
- Duncan, Greg J. et F.P. Stafford, "Do Union Members Receive Compensating Wage Differentials?", American Economic Review, Vol. 70, 1980, pp.355-371.
- Freeman, R.B., "Unionism and the Dispersion of Wages", Industrial and Labor Relations Review, Vol. 34, No 1, 1980, pp.3-23.
- Freeman, R.B., "The Effect of Unionism on Fringe Benefits", Industrial and Labor Relations Review, juillet 1981, pp.489-509.
- Freeman, R.B. et J.L. Medoff, "The Two faces of Unionism", The Public Interest, 1979, pp.63-95.
- Gunderson, Morley, "Earnings Differentials Between The Public and Private Sectors", Canadian Journal of Economics, Vol. 12, No 2, 1979, pp.228-242.

- Laflamme, L. et A. Arsenault, A., "Rémunération, Postes de Travail et Accidents: Une Relation Interactive", Relations Industrielles, Vol. 39, No 3, 1984, pp.509-524.
- Lancaster, Kelvin J., "A New Approach to Consumer Theory", Journal of Political Economy, Vol. 74, 1966, pp.132-156.
- Leigh, J. Paul, "Compensating Wages for Occupational Injuries and Diseases", Social Science Quarterly, Vol. 62, No 4, Décembre 1981, pp.772-778.
- Leigh, J. Paul, "Do Union Members Receive Compensating Wages for Accepting Employment in Strike-Prone or Hazardous Industries?", Social Science Quarterly, 1982, pp.89-99.
- Leigh, J. Paul, "Racial Differences in Compensating Wages for Job Risks", Industrial Relations, Vol. 20, No 3, 1981, pp.318-321.
- Low, Stuart A. et Lee R. McPheters, "Wage Differentials and Risk of Death: An Empirical Analysis", Economic Inquiry, Vol. 21, 1983, pp.271-280.
- Marin, Alan et George Psacharopoulos, "The Reward for Risk in the Labor Market: Evidence from the United Kingdom and a Reconciliation with Other Studies", Journal of Political Economy, Vol. 90, No 4, 1982, pp.827-853.
- Mason, K., "The effect of Piecework in Accident Rates in The Logging Industry", Journal of Occupational Accidents, No 1, 1976-1977, pp.281-294.
- McLean, R.A., Wendling, W.R. et P.R. Neergaard, "Compensating Wage Differentials for Hazardous Work: An Empirical Analysis", Quarterly Review of Economics and Business, Vol. 18, No 3, 1978, pp.87-107.
- Mincer, Jacob, "Schooling, Experience, and Earnings", National Bureau of Economic Research, New-York, 1974, 152 p.

- Olson, Craig, "An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs", The Journal of Human Resources, Vol. 16, No 2, hiver 1981, pp.167-185.
- Parsley, C.J., "Labor Unions and Wages: A Survey Of Recent Literature", Journal of Economic Literature, mars 1980, pp.1-31.
- Rosen, Sherwin, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", Journal of Political Economy, Vol. 82, No 1, 1974, pp.34-55.
- Smith, Adam, "An Inquiry Into the Nature and Causes of The Health of Nations", Oxford University Press, 1976.
- Smith, Robert, "Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review", Industrial and Labor Relations Review, Vol. 32, 1979, pp.339-352.
- Thaler, R. et S. Rosen, "The Value of Savings a Life: Evidence from The Labor Market", in Household Production and Consumption, ed. Vester E. Terlecky, Washington, National Bureau of Economic Research, 1975.
- Viscusi, W.K., "Labor Market Valuations of Life and Limb: Empirical Evidence and Policy Implications", Public Policy, Vol. 26, No 3, 1978, pp.359-386.
- Viscusi, W.K., "Wealth Effects and Earnings Premiums for Job Hazards", Review of Economics and Statistics, Vol. 60, No 3, 1978, pp.408-416.
- Viscusi, W.K., "Risk by choice: Regulating Health and Safety in the Workplace", Harvard University Press, Cambridge, 1983, 195 p.

REMERCIEMENTS

Nous tenons, en premier lieu, à remercier M. Robert Lacroix pour ses nombreux conseils qui ont contribué grandement à l'achèvement de ce mémoire.

Nous remercions également M. Jean-Michel Cousineau pour les commentaires pertinents dont il nous fit part suite à la lecture de ce mémoire.

Nos remerciements s'adressent également à M. François Vaillancourt et à toutes les personnes qui, par leur encouragement, leur aide ou leurs suggestions, ont permis la réalisation de cette étude.

