

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

LA LOI SUR LA SANTÉ
ET LA SÉCURITÉ DU TRAVAIL
ET SES INCIDENCES SUR LA DÉTERMINATION
DES TAUX DE LÉSIONS PROFESSIONNELLES AU QUÉBEC

par
Guylaine Dulude

Département de sciences économiques
Faculté des études supérieures

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

Juillet, 1990

© Guylaine Dulude, 1990
UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

Centre de Co...
NOV 14 1990
Sciences é...

FACULTÉ DES ÉTUDES SUPÉRIEURES

Ce mémoire intitulé:

*"La Loi sur la santé et la sécurité du travail
et ses incidences sur la détermination des
taux de lésions professionnelles au Québec"*

présenté par:

Gyslaine Dulude

A été évalué par un jury composé des personnes suivantes:

Mémoire accepté le:

Centre de documentation
NOV 14 1990
Sciences é-

SOMMAIRE

L'objectif du présent ouvrage est d'étudier les effets de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur divers taux de lésions. Sur une base théorique, il nous a été permis de constater qu'une telle législation pouvait entraîner autant une diminution qu'une augmentation du taux de lésions. Il est du rôle du test empirique de vérifier la nature de cet impact au Québec.

Le modèle économétrique proposé est formé de variables explicatives à caractère économique, socio-démographique et législatif. Trois variables dépendantes sont retenues. Il s'agit du taux de lésions avec perte de temps, sans perte de temps et du taux de lésions totales. La période d'étude porte sur les années 1962 à 1984. Les données utilisées sont agrégées au niveau de la province. Les régressions linéaires ont été effectuées selon la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires. Toutefois, des résultats ont aussi été produits par la méthode Cochrane-Orcutt afin de vérifier la présence d'autocorrélation.

Nous avons procédé en trois étapes différentes afin d'évaluer l'impact de la législation concernée. La première consiste à inclure une fonction de type "spline" comme variable explicative au modèle et d'examiner le

coefficient ainsi obtenu. La deuxième a comme objectif d'estimer le modèle sans variable "spline" sur la période 1962 à 1979 et, à partir des résultats obtenus, de réaliser pour les années 1980 à 1984 des prévisions économiques des taux de lésions. Par la suite, il s'agit de comparer ces prévisions aux valeurs observées lors de ces mêmes années. La différence entre les deux séries de données est alors imputée à l'impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec. La troisième étape consiste à vérifier si les observations de 1980 à 1984 des différents taux de lésions se comportent semblablement à celles des années 1962 à 1979. Une telle vérification s'effectue en calculant une statistique Fisher qui nous permet de conclure à l'existence ou à l'absence d'un choc dit structurel.

Les résultats de la première étape sont les suivants. Quelque soit la variable dépendante retenue, nous remarquons qu'une augmentation de l'activité économique produit une hausse significative du taux de lésions. Il semblerait que les travailleurs âgés de 35 ans et plus constituent une main-d'oeuvre plus sécuritaire. Une telle relation entre les divers taux de lésions et l'âge s'est d'ailleurs avérée significative. Contrairement à nos attentes, les personnes mariées auraient tendance à subir plus de lésions professionnelles. Cependant, dans le cas où la variable dépendante retenue est le taux de lésions sans perte de temps,

la faible significativité de la relation nous empêche de tirer une quelconque conclusion. Selon nos résultats, tout semble indiquer que la main-d'oeuvre cols bleus se distingue par une tendance à subir davantage de lésions professionnelles sévères. En effet, nous avons constaté l'existence d'une relation positive et significative à 90 % entre le taux de lésions avec perte de temps et la présence de professions cols bleus. Toutefois, une relation négative et significative est obtenue entre le taux de lésions sans perte de temps et cette même variable explicative. L'élargissement de l'assujettissement à la Loi sur les accidents de travail et la réduction de la période d'attente ont contribué à augmenter de manière significative le taux de lésions avec perte de temps et à réduire, tout aussi significativement, le taux de lésions sans perte de temps. Nos résultats indiquent que la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec aurait entraîné un accroissement significatif des divers taux de lésions. Deux hypothèses servent à expliquer ce résultat. La première fait référence à la théorie de Viscusi. La législation ferait en sorte que les travailleurs abandonneraient certaines pratiques préventives, pourtant très efficaces. En fait, les activités de l'employeur ne réussiraient pas à combler cette perte. La deuxième hypothèse fait référence aux changements législatifs survenus en 1978-79 à la Loi sur les accidents de travail.

Ces changements auraient eu pour effet d'accroître les situations de risque moral qui accompagnent souvent tout système d'assurance généreux. Ainsi, il serait possible que notre modèle capte ces effets de l'indemnisation sur les taux de lésions.

Les résultats des deuxième et troisième étapes ne font que renforcer les conclusions tirées lors de la première. En 1984, environ 30 % de la valeur observée de chaque taux de lésions était imputable à un impact législatif. Par ailleurs, les statistiques Fisher calculées laissent entrevoir la possibilité d'un choc structurel entre les années 1980 et 1984 au niveau des différents taux de lésions.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE	iii
TABLE DES MATIÈRES	vii
LISTE DES TABLEAUX	x
LISTE DES FIGURES	xv
INTRODUCTION	1
1. HISTORIQUE LÉGISLATIF	5
1.1 Les premiers développements (1800-1959)	6
1.2 Les développements marquant notre période d'étude (1962-1984)	15
1.3 Les développements actuels (1985 à 1988)	37
2. CADRE THÉORIQUE	43
2.1 Les modèles généraux de détermination des accidents de travail	48
2.1.1 Le risque inhérent et la détermination des accidents de travail dans l'économie	48
2.1.2 La théorie des produits conjoints et la détermination des accidents de travail dans la firme	54
2.1.3 La minimalisation des coûts et les com- portements des agents économiques	60
2.2 Les modèles théoriques associés à la législa- tion sur l'indemnisation des accidents de travail	67
2.2.1 Les effets de différents systèmes légaux d'indemnisation sur le taux d'accidents de travail	67

2.2.2 Allocation des ressources et effets salariaux de la législation sur l'indemnisation des accidents de travail	78
2.2.3 Les effets de la générosité du système d'indemnisation sur le taux de lésions professionnelles	84
2.3 Les modèles théoriques associés à la législation sur la salubrité des lieux de travail ..	92
2.3.1 Le modèle intégré de Viscusi	92
2.3.2 Autres modèles théoriques	111
3. REVUE DE LA LITTÉRATURE	116
3.1 Études empiriques associées à la législation sur l'indemnisation	117
3.1.1 Conclusion	190
3.2 Études empiriques associées à la législation sur la salubrité de l'environnement de travail	192
3.2.1 Conclusion	231
4. MÉTHODOLOGIE	234
4.1 Le modèle empirique	234
4.2 Les données	236
4.3 Construction des variables du modèle empirique	245
4.4 Cheminement économétrique	256
5. ANALYSE DES RÉSULTATS	262
5.1 Première étape	262
5.1.1 Présentation des résultats	262
5.1.2 Analyse des résultats par variable explicative	273
5.2 Deuxième étape	311

	ix
5.3 Troisième étape	324
5.3.1 Évaluation du choc structurel pour le taux de lésions avec perte de temps ...	328
5.3.2 Évaluation du choc structurel pour le taux de lésions sans perte de temps ...	329
5.3.3 Évaluation du choc structurel pour le taux de lésions totales	330
5.3.4 Commentaires	331
CONCLUSION	335
BIBLIOGRAPHIE	341
ANNEXE A	xvii
ANNEXE B	xxxix
REMERCIEMENTS.....	lv

LISTE DES TABLEAUX

I	Accroissement des activités de surveillance au Québec, années 1981 à 1984	110
II	Les coefficients obtenus par Worrall et Appel	136
III	Tableau-résumé des résultats de Welland ...	178
IV	Résultats des études portant sur la relation indemnisation-taux d'accidents	191
V	Résultats de Mendeloff	203
VI	Résultats des études portant sur la relation entre différentes variables reflétant la législation sur la salubrité de l'environnement du travail et le taux d'accidents	232
VII	Comparaison des données de l'emploi au Québec selon l'ancienne et la nouvelle enquête sur la population active, années 1966 à 1970 ..	239
VIII	Comparaison des données du taux de chômage au Québec selon l'ancienne et la nouvelle enquête sur la population active, années 1966 à 1970	240
IX	Régression m.c.o. avec toutes les variables explicatives, années 1962 à 1984. Variable dépendante: TXAPE	263
X	Régression m.c.o. avec toutes les variables explicatives, années 1962 à 1984. Variable dépendante: TXSPE	264
XI	Régression m.c.o. avec toutes les variables explicatives, années 1962 à 1984. Variable dépendante: TXTOE	275
XII	Impact du taux de chômage sur les différents taux de lésions	283
XIII	Impact de l'état civil sur les différents taux de lésions	287
XIV	Impact de l'âge sur les différents taux de lésions	293

XV	Impact de la profession sur les différents taux de lésions	293
XVI	Impact de l'assujettissement et de la période d'attente sur le taux de lésions avec perte de temps	298
XVII	Impact du l'assujettissement et de la période d'attente sur le taux de lésions sans perte de temps	300
XVIII	Impact de l'assujettissement et de la période d'attente sur le taux de lésions totales	301
XIX	Impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur le taux de lésions avec perte de temps au cours des années 1980 à 1984 ..	307
XX	Impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur le taux de lésions sans perte de temps au cours des années 1980 à 1984 ..	308
XXI	Impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur le taux de lésions totales au cours des années 1980 à 1984	309
XXII	Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962 à 1979. Variable dépendante: TXAPE	312
XXIII	Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962 à 1979. Variable dépendante: TXSPE	313
XXIV	Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962 à 1979. Variable dépendante: TXTOE	314
XXV	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980 à 1984. Variable dépendante: TXAPE. Régression m.c.o..	318
XXVI	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980 à 1984. Variable dépendante: TXSPE. Régression m.c.o..	319
XXVII	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980 à 1984. Variable dépendante: TXTOE. Régression m.c.o..	320

		xii
XXVIII	Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962 à 1984. Variable dépendante: TXAPE	325
XXIX	Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962 à 1984. Variable dépendante: TXSPE	326
XXX	Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962 à 1984. Variable dépendante: TXTOE	327
IA	Accidents du travail avec perte de temps au Québec, années 1962 à 1984	xviii
IIA	Accidents du travail sans perte de temps au Québec, années 1962 à 1984	xix
IIIA	Total des accidents du travail au Québec, années 1962 à 1984	xx
IVA	Emploi ('000) au Québec, années 1962 à 1984	xxi
VA	Taux de lésions avec perte de temps au Québec, années 1962 à 1984	xxii
VIA	Taux de lésions sans perte de temps au Québec, années 1962 à 1984	xxiii
VIIA	Taux de lésions totales au Québec, années 1962 à 1984	xxiv
VIIIA	Taux de chômage au Québec, années 1962 à 1984	xxv
IXA	Estimations de la population active expérimentée totale, Québec, années 1962 à 1984 .	xxvi
XA	Estimations de la population active expérimentée, âgée de 35 à 44 ans, Québec, années 1962 à 1984	xxvii
XIA	Estimations de la population active expérimentée, âgée de 45 à 54 ans, Québec, années 1962 à 1984	xxviii
XIIA	Estimations de la population active expérimentée, âgée de 55 et plus, Québec, années 1962 à 1984	xxix

		xiii
XIIIA	Estimations de la population active expérimentée, âgée de 35 et plus, Québec, années 1962 à 1984	xxx
XIVA	Pourcentage de la population active expérimentée, âgée de 35 et plus, Québec, années 1962 à 1984	xxxi
XVA	Estimations de la population active expérimentée, cols bleus, Québec, années 1962 à 1984	xxxii
XVIA	Pourcentage de la population active expérimentée, cols bleus, Québec, années 1962 à 1984	xxxiii
XVIIA	Estimations de la population mariée, Québec, années 1962 à 1984	xxxiv
XVIIIA	Estimations de la population en âge de travailler, Québec, années 1962 à 1984	xxxv
XIXA	Pourcentage de la population en âge de travailler mariée, Québec, années 1962 à 1984	xxxvi
XXA	Couverture du régime de santé et sécurité du travail, Québec, années 1962 à 1984 ...	xxxvii
XXIA	Fonction Spline, Québec, années 1962 à 1984	xxxviii
IB	Régression Cochrane-Orcutt avec toutes les variables explicatives, années 1963 à 1984 Variable dépendante: TXAPE	xl
IIB	Régression Cochrane-Orcutt avec toutes les variables explicatives, années 1963 à 1984 Variable dépendante: TXSPE	xli
IIIB	Régression Cochrane-Orcutt avec toutes les variables explicatives, années 1963 à 1984. Variable dépendante: TXTOE	xlii
IVB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1979. Variable dépendante: TXAPE	xliii
VB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1984. Variable dépendante: TXAPE	xliv

		xiv
VIB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1979. Variable dépendante: TXSPE	xlv
VIIB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1984. Variable dépendante: TXSPE	xlvi
VIIIB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1979. Variable dépendante: TXTOE	xlvii
IXB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1984. Variable dépendante: TXTOE	xlviii
XB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1978. Variable dépendante: TXAPE	xlix
XIB	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980 à 1984. Variable dépendante: TXAPE. Régression Cochrane-Orcutt	1
XIIB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1978. Variable dépendante: TXSPE	li
XIIIB	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980 à 1984. Variable dépendante: TXSPE. Régression Cochrane-Orcutt	lii
XIVB	Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963 à 1978. Variable dépendante: TXTOE	liii
XVB	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980 à 1984. Variable dépendante: TXTOE. Régression Cochrane-Orcutt	liv

LISTE DES FIGURES

1	Détermination du risque optimal à partir des préférences des consommateurs dans une économie à deux industries	51
2	Détermination du risque optimal à partir d'une fonction de production biens-lésions et de leurs prix relatifs	55
3	Détermination du risque optimal à partir des courbes des coûts totaux de la prévention et du risque	61
4	Détermination du risque optimal à partir des courbes de coûts marginaux de la prévention et du risque	66
5	Détermination des salaires sur le marché du travail interne d'une entreprise étant donné l'existence de la législation sur l'indemnisation - Ajustements à court terme	80
6	Détermination des salaires sur le marché du travail de l'entreprise et de l'économie étant donné l'existence de la législation sur l'indemnisation - Ajustements à long terme	83
7	Détermination des quantités optimales de sécurité générées par l'employé et l'employeur étant donné l'existence d'une législation sur l'indemnisation ...	86
8	Détermination des quantités optimales d'efforts préventifs générés par le travailleur étant donné l'existence d'une législation sur la salubrité de l'environnement de travail	94
9	Détermination des quantités optimales d'activités préventifs générées par l'employeur étant donné l'existence d'une législation sur la salubrité de l'environnement de travail	104
10	Arbitrage parfait entre les efforts e du travailleur et les activités q de l'employeur	105

11	Détermination de la fréquence et de la sévérité du risque dans le cadre d'une minimalisation des coûts marginaux de la prévention et du risque	113
12	Classification des accidents de travail selon Mendeloff	200
13	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions. Années 1980 à 1984. Variable: TXAPE	321
14	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions. Années 1980 à 1984. Variable: TXSPE	322
15	Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions. Années 1980 à 1984. Variable: TXTOE	323

INTRODUCTION

En décembre 1979 était sanctionnée la loi 17 ou Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec. Cette législation vise l'élimination à la source même des dangers pour la santé, la sécurité et l'intégrité physique des travailleurs. Afin d'arriver à cet objectif fort louable en soi, la loi innove au niveau de la prévention. En effet, jusqu'à cette date, le législateur s'était intéressé plus particulièrement à l'indemnisation des travailleurs accidentés. La nouvelle philosophie préventive s'établit grâce aux différents mécanismes de participation des principaux agents du milieu de travail, c'est-à-dire les employeurs et les travailleurs.

L'absence d'étude économétrique au Québec portant sur cette législation et sur ses effets nous a amené à nous poser les questions de recherche suivantes: la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec a-t-elle eu un effet sur le taux de lésions? Si oui, cet effet en est-il un de diminution ou d'augmentation du taux de lésions? Et enfin, quelle est l'ampleur de cet effet?

L'effet de réduction est évidemment celui qui est recherché par le législateur; l'objectif de la loi l'indique d'ailleurs clairement. Celle-ci créerait un climat propice à la

prévention, ce qui devrait réduire la probabilité d'accident. Elle ajoute une pression sur le milieu patronal, l'obligeant ainsi à se doter d'une véritable politique de prévention qui doit répondre aux besoins, désormais exprimés, des travailleurs. Le point majeur de la nouvelle législation est de favoriser désormais l'implication de ceux qui sont le plus susceptible d'agir adéquatement sur l'environnement. L'inclusion des travailleurs à ce processus favoriserait grandement l'implantation de meilleures conditions de travail et la réduction des situations de risque.

Cependant, un effet d'augmentation du taux de lésions demeure tout aussi possible. Le chercheur américain W. K. Viscusi (1979) a d'ailleurs exploré cette avenue. Reposant sur une démonstration théorique, l'argumentation de Viscusi est à l'effet que la législation sur la salubrité de l'environnement de travail agirait sur les activités préventives adoptées par l'employeur qui, elles, influenceraient à leur tour la quantité d'efforts préventifs fournis par le travailleur. Selon le chercheur, il s'avérerait probable que suite aux agissements de l'employeur pour améliorer l'environnement de travail, le travailleur abandonne certaines de ses activités préventives. La résultante de ces comportements interactifs sur le taux de lésions, dépend alors de l'efficacité des activités préventives de

chacun de ces agents économiques. Étant donné que le travailleur s'avère celui qui est directement impliqué dans l'environnement, ses activités préventives seraient plus efficaces que celles de l'employeur. Même avec de nouvelles mesures préventives, l'employeur ne réussirait pas à combler la perte d'efficacité due au comportement du travailleur. Par conséquent, il peut se produire une augmentation du taux de lésions suite à l'adoption d'une législation sur la salubrité de l'environnement de travail.

Tels sont les effets que nous soupçonnons de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec. Cette étude tente ainsi de répondre aux questions posées ci-haut par le biais d'un modèle économétrique qui inclut des variables explicatives de natures économique, socio-démographique et législative. Notre période d'étude s'étend de l'année 1962 à l'année 1984.

Le présent mémoire se divise en cinq chapitres. Le premier porte sur un historique législatif. Ce dernier résume les principaux développements des lois se rapportant aux accidents de travail. La période couverte débute au cours du 19^e siècle et se termine vers la fin des années 80. Le deuxième chapitre consiste en un cadre théorique. Ce cadre servira à mieux cerner les concepts associés à la détermination des accidents de travail et la manière par laquelle

ceux-ci subissent l'influence des législations sur l'indemnisation et sur la salubrité de l'environnement de travail. Le troisième chapitre expose les différentes études empiriques réalisées sur l'impact de ces mêmes législations sur divers taux de lésions. Le quatrième porte sur la méthodologie suivie pour effectuer une mesure d'un tel impact au Québec. Le dernier chapitre consiste en une présentation et une analyse des résultats obtenus lors des estimations économétriques.

1. HISTORIQUE LÉGISLATIF

Afin de bien comprendre les détails qui entoureront la section méthodologique, il nous a paru pertinent de présenter dès maintenant l'historique de toutes législations concernant la santé et la sécurité au travail à partir du 19^e siècle tout en mettant l'accent sur les développements au Québec. Trois grandes sections composent cet historique. La première relate les principaux événements survenus avant la période à laquelle nous nous intéressons particulièrement. Il sera donc question des premiers développements en santé et sécurité au cours des années 1800 jusqu'à la fin des années 1950. La deuxième section recueille toutes les informations nécessaires à notre étude. Elle décrit le dénouement des législations du Québec durant les décennies 60 et 70; de même qu'elle fait état des grands changements qui caractérisent le début des années 80. Enfin, la troisième section s'intéresse aux années 1985 jusqu'à aujourd'hui. Afin de réaliser cet historique, différents ouvrages ont été consultés. Il s'agit des rapports annuels de la Commission des accidents de travail et de la Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, du livre d'Alain Pontaut et de l'article du Professeur Gérard Hébert.

1.1 Les premiers développements (1800-1959)

Au cours du 19^e siècle, un bouleversement majeur se produit en Europe comme en Amérique du Nord. D'une société aux fondements économiques basés strictement sur l'activité agricole, nous nous transformons peu à peu en ce qu'on appelle la "société industrielle". De plus en plus de travailleurs se retrouvent en usines où les conditions de travail laissent fortement à désirer. La perception du rôle de l'État est bien différente de celle d'aujourd'hui. L'État doit, d'abord et avant tout, veiller à ce qu'aucune force extérieure (exemple: syndicalisme) vienne perturber tout ce qui se détermine au niveau du marché. Cette philosophie du "laissez faire" a créé beaucoup d'abus dans les nouveaux milieux industriels et a entraîné évidemment un climat de contestation. Devant une telle situation, il a fallu légiférer:

"L'Angleterre vota dès 1802 sa Loi sur la préservation de la santé physique et morale des apprentis et des personnes occupées dans les usines textiles et autres; la Loi française sur les fabriques datée de 1841, alors que la Loi d'inspection des manufactures au Massachussetts fut votée en 1867." (Hébert, 1976, p. 4)

Au Québec, on adopte en 1885 l'Acte des manufactures du Québec qui a pour principal objectif l'amélioration des conditions de travail imposées aux enfants et aux femmes.

En 1894, le gouvernement québécois vote deux autres législations: la Loi relative aux édifices publics et la Loi des établissements industriels. Cette dernière est simplement l'Acte des manufactures du Québec auquel de nombreux amendements se sont greffés au cours des années.

Bien qu'intéressantes, ces lois ne furent pas d'un grand secours pour l'individu victime d'un accident sur les lieux de travail. En effet, le travailleur était déclaré le seul fautif advenant un accident. S'il désirait une compensation, il devait entreprendre lui-même les démarches pour s'adresser aux tribunaux. Au Québec, le droit civil édictait les principes de loi qui s'appliquaient en pareil cas. Dans les provinces anglaises, le "common law" remplissait cette tâche. Cet encadrement législatif ne fonctionnait pas en faveur du travailleur accidenté:

"... il devait prouver que son employeur était responsable de l'accident. Or, dans tous les accidents de travail, les responsabilités sont souvent difficiles à délimiter: l'employeur avait beau jeu de prouver son innocence, grâce surtout aux trois arguments suivants: le risque normal de la tâche effectuée, la part d'un autre employé dans l'accident et la négligence du travailleur lui-même." (Hébert, 1976, p. 6)

Devant de tels obstacles, rares étaient les travailleurs accidentés qui réussissaient à obtenir une indemnisation.

En 1897 et 1898, l'Angleterre et la France adoptent une législation qui adhère à la théorie du risque professionnel. Cette dernière consiste à renverser le fardeau de la preuve, c'est-à-dire à rendre dorénavant l'employeur responsable de l'accident subi par le travailleur. Il demeure cependant que ce dernier est celui à qui incombe d'amorcer la démarche devant les tribunaux.

En 1907 est instituée au Canada une Commission Royale d'Enquête sur les Accidents du Travail dont le mandat consiste à évaluer la situation législative à ce sujet. La Commission fait l'éloge de la théorie du risque professionnel et suggère son adoption aux provinces qui n'y ont pas encore adhérees. Deux années plus tard, le gouvernement québécois s'inspire des caractéristiques majeures du système français et adopte la "Loi concernant la responsabilité pour les accidents subis par les ouvriers au cours de leur travail et la compensation pour les blessures résultant de ces accidents". Il y est clairement établi que le travailleur accidenté a droit à une indemnisation étant donné son état.

À cette époque, la notion de prévention telle que nous la connaissons aujourd'hui n'existait pas. On remarque toutefois qu'avec la venue de la théorie du risque professionnel, nombreux sont les employeurs qui ont eu recours à

l'assurance privée. Voulant diminuer le coût de leurs primes, certains employeurs ont fait appel à de l'expertise extérieure pour entreprendre l'étude de leurs situations en matière de santé et sécurité du travail. Parallèlement à ce phénomène se créent quelques organismes de sécurité s'adressant à des secteurs d'activités particuliers.

Il nous semble pertinent de mentionner que le gouvernement du Québec a accepté la théorie du risque professionnel environ dix années après son adoption en Angleterre et en France. Or, durant la première décennie du vingtième siècle, l'Europe affichait de plus en plus un nouveau système ayant à sa base le principe de mutuelle, c'est-à-dire où les employeurs cotisent tous à un fonds d'accidents afin de subvenir aux besoins de compensation des travailleurs accidentés. Ce système obligatoire élimine ainsi la notion de faute des parties impliquées. En conséquence, le changement législatif de 1909 paraît déjà désuet.

La loi de 1909 établit la règle d'indemnisation suivante. Le travailleur souffrant d'une incapacité temporaire reçoit 50 % de son salaire quotidien. S'il s'agit d'une incapacité partielle permanente, l'indemnisation est de 25 % du salaire quotidien. Lors d'une incapacité totale permanente, le travailleur bénéficie d'un montant mensuel s'élevant à 50 % du salaire gagné au cours des douze

derniers mois avec un maximum de 2 000 \$ comme capital des rentes. De plus, la loi fait mention qu'un travailleur profitant d'un salaire annuel supérieur à 1 000 \$ n'est pas couvert par le régime. Cependant, la loi de 1909 n'élimine pas l'ingérence des tribunaux. Ces derniers ont le pouvoir de modifier le montant de la compensation s'ils le jugent à propos. Il faudra attendre jusqu'à 1918 pour constater une hausse dans certains éléments de la compensation. Le maximum de capital des rentes s'élèvera à 2 500 \$, l'incapacité temporaire ne pourra pas être inférieure à 4 \$ par semaine et les travailleurs ayant un salaire annuel de plus de 1 200 \$ seront écartés du régime. Afin de vérifier si ces augmentations d'indemnisation consistaient en de réelles améliorations du régime, nous nous sommes attardés sur le mouvement de l'indice du coût de la vie¹ entre 1913² et 1918. D'après les données consultées, les prix auraient augmenté de 48,6 % entre 1913 et 1918 alors que le capital des rentes aurait crû de 25 % seulement entre 1909 et 1918. Bien que ces périodes de temps ne correspondent pas entre elles, nous sommes en mesure d'émettre l'hypothèse que les

¹ L'indice égale 100 pour les années 1935-39. En 1913, il correspondait à 79,5. Puis, il a constamment augmenté pour atteindre 118,1 en 1918. Voir Statistiques historiques du Canada, Deuxième Édition, Statistiques Canada, Catalogue 11-516F, Ministère des Approvisionnement et Services Canada, 1983, Ottawa, tableau K1-7.

² L'indice du coût de la vie n'est pas évalué pour les années antérieures à 1913.

"améliorations" de 1918 n'étaient pas source d'enrichissement pour les travailleurs accidentés.

En 1910, une Commission d'enquête ontarienne étudie le système de la mutuelle d'assurance tel qu'appliqué en Allemagne, son pays d'origine. En 1914, l'Ontario adopte ce système et plusieurs provinces l'imiteront dans les années suivantes. Au Québec, le mécontentement syndical incite le gouvernement à mettre sur pied en 1922 une nouvelle Commission d'enquête dont la fonction est d'évaluer l'indemnisation des travailleurs accidentés. En 1925, la Commission dépose un rapport et en 1926 le gouvernement propose une nouvelle loi offrant certes certains avantages et un assujettissement plus important mais qui ne change en rien les fondements mêmes du régime. Le mécontentement persiste et la nouvelle loi ne sera jamais adoptée. En 1928, les autorités gouvernementales présentent une seconde loi qui, pareillement à celle de 1926, soulève beaucoup de critiques.

En effet, la loi de 1928 n'offre pas encore le système d'assurance mutuelle. Cependant, elle augmente le montant des indemnités. Pour une incapacité temporaire, le travailleur accidenté reçoit $66 \frac{2}{3} \%$ de son salaire quotidien. Lorsqu'il s'agit d'une incapacité permanente partielle, le travailleur bénéficie de $66 \frac{2}{3} \%$ du salaire

annuel sur une période de temps calculée à partir de la gravité de l'incapacité³. L'incapacité permanente totale est compensée à 66 2/3 % du salaire annuel.

La loi de 1928 établit aussi l'obligation pour l'employeur de déclarer tout accident de travail dans les dix jours qui suivent. Elle impose à l'employeur d'avoir recours à une assurance qui respectera en tout point la nouvelle loi. De plus, l'année 1928 marque la création de la Commission des accidents du travail, corporation au sens du code civil. Cet organisme sera responsable de la gestion et de l'interprétation de la loi. En conséquence, les tribunaux civils n'ont plus la même importance dans le domaine des accidents de travail.

En 1931, le gouvernement québécois accède à la demande de divers intervenants extérieurs et vote la "Loi concernant les accidents du travail". Cette loi remplace l'ancien régime par le principe d'assurance mutuelle obligatoire. L'indemnisation se fait donc à partir d'un fonds recueillant les cotisations des employeurs couverts. Elle rend dérisoire tous les éléments de preuve et de négligence. Elle innove par son inclusion des concepts tels que la prévention, la réadaptation et les maladies professionnelles;

³

Quatre semaines de compensation pour chaque point de pourcentage d'incapacité.

ces concepts ont cependant une portée restreinte. Elle divise les employeurs en deux groupes distincts. Il y a d'abord la cédule 1 dans laquelle se retrouvent les employeurs qui versent une cotisation au fonds d'accident et qui n'ont aucune responsabilité envers les travailleurs accidentés. Dans la cédule 2, nous retrouvons des employeurs qui ne cotisent pas au fonds d'accident mais qui doivent payer l'indemnité telle que déterminée par la loi aux travailleurs accidentés. Cette deuxième catégorie d'employeurs se compose surtout des gouvernements, des municipalités, des services publics, ... Le paiement des indemnités se fait par l'intermédiaire d'assurances.

En 1938 et 1939, la juridiction de la loi s'étend respectivement aux camps forestiers et aux mines et carrières. En 1941, la Commission des accidents du travail crée le premier système mérite-démérite afin d'inciter les employeurs à la prévention. L'application de ce système n'est cependant limitée qu'à quelques classes d'employeurs, soient ceux des exploitations forestières et du secteur de la pulpe et papier.

Profitant de l'adoption de la Loi sur les accidents du travail, diverses associations de sécurité spécifiques à des industries furent créées. En outre, une ligue de sécurité qui ne s'intéressait qu'en partie aux problèmes

industriels se transforme en l'Association du Québec pour la prévention des accidents du travail. Cette dernière changera de nom un peu plus tard pour l'Association de prévention des accidents industriels. On remarque aussi que la conception de la prévention tend à se modifier au cours de ces années. Auparavant, la prévention se limitait à des aspects mécaniques. Par la suite, le comportement du travailleur s'est approprié de plus en plus d'attention. On constate cependant que le rapprochement entre les deux conceptions ne s'opère pas; les intervenants du milieu de travail les isolant l'une de l'autre.

Entre 1945 et la fin des années 50, plusieurs amendements visent à augmenter les indemnités versées aux travailleurs accidentés. L'amendement majeur est sûrement celui de 1952 où la compensation s'établit désormais à 70 % du salaire. De plus, la période d'attente fut réduite de sept à cinq jours en 1956. Toutefois, le statut quo des structures de réparation, des amendements jugés insatisfaisants et l'inefficacité de la Commission des accidents du travail ramènent le mécontentement syndical. Une nouvelle incitation à la réforme se prépare pour les années 60 et 70.

1.2 Les développements marquant notre période d'étude (1962-1984)

Notre période d'étude débute en 1962 et se termine en 1984; elle compte donc vingt-trois années. Or, beaucoup de changements sont survenus pendant ce laps de temps.

La caractéristique majeure des années 60 consiste sans aucun doute à l'élargissement progressif de l'assujettissement de nouveaux employeurs à la Loi sur les accidents du travail. Cependant, nous sommes en mesure de diviser cette grande période en deux sous-sections. Entre 1960 et 1965, l'élargissement s'est fait surtout d'une manière que l'on peut qualifier de non-encadrée. En effet, la Commission des accidents du travail faisait fréquemment la demande de règlements au gouvernement afin d'accorder une protection à plus de travailleurs qui provenaient d'établissements clairement exclus par la loi:

"L'accroissement rapide des réclamations de 1960 à 1965 provient particulièrement de la radiation des exclusions, lors de l'augmentation du nombre de travailleurs protégés à l'occasion de l'assujettissement d'un plus grand nombre d'employeurs." (Commission des accidents du travail, 1970, p. 10)

Parmi les plus importantes modifications législatives en regard de l'assujettissement, nous remarquons celles de 1961, 1963 et 1964. Depuis septembre 1961, la Loi des

accidents du travail couvre désormais tous les travailleurs du secteur hospitalier. En 1963, le gouvernement québécois met en vigueur le règlement 27 qui accordera la protection de la loi à de nombreux travailleurs. Le premier janvier 1964 marque l'adoption d'un règlement fort important, surtout dans le contexte québécois où les petites entreprises occupent une place non-négligeable. Ainsi, le gouvernement a-t-il abrogé en cette année tous les règlements qui excluaient les industries dont le nombre d'employés était minime. Toujours en 1964, le gouvernement adopte de nouveaux amendements afin d'offrir la protection de la loi à des catégories de travailleurs dont les employeurs font partie de la cédule 2.

La deuxième sous-section concernant l'évolution de l'assujettissement s'étend sur les années 1966 à 1972. En fait, il n'existe qu'un seul élément qui déterminera cette période. Ainsi, en 1966, le gouvernement accepte le plan quinquennal de la Commission des accidents du travail. Ce plan possède un seul objectif, c'est-à-dire d'offrir la protection de la Loi des accidents du travail à tous les travailleurs québécois, sauf ceux provenant du secteur agricole et des services domestiques. Le plan procédera de la manière suivante. À chaque premier octobre des années 1967 à 1972 inclusivement, des règlements seront adoptés pour étendre l'assujettissement. Contrairement aux années

1960 à 1965, le plan quinquennal offre un encadrement précis par lequel l'objectif d'assujettissement sera accompli.

Au niveau de l'assujettissement de nouveaux employeurs, il faudra attendre quelques années avant que surviennent des changements majeurs. Cependant, en octobre 1973, le règlement 53 vient diminuer le champ d'application de la Loi des accidents du travail en excluant clairement les athlètes.

D'autres modifications de différentes natures ont aussi marqué les années 60. En 1963, le législateur accorde une réduction de cinq à trois jours de la période d'attente requise avant l'indemnisation. Six ans plus tard, en 1969, la période d'attente sera encore diminuée; elle passera de trois à une seule journée.

Sur le plan des indemnités, on constate certaines revalorisations de rentes dont l'adoption suit le rythme de l'existence d'excédents financiers de la Commission. Ces excédents donnent aussi lieu à une modération des taux de cotisations qui s'appliquent aux employeurs participant au fonds d'accidents. En fait, nous remarquons l'absence de mécanismes automatiques servant à ajuster périodiquement les indemnités. Il faudra attendre jusqu'en 1977 pour

qu'un tel mécanisme existe. D'ici là, le salaire maximum assurable est révisé par occasion seulement. Néanmoins, en 1966, la proportion du salaire qui est assuré passe de 70 % à 75 % du revenu brut. Cette proportion demeurera la même pendant près de treize ans.

Pendant les années 60 et le début des années 70, nombreuses sont les études sur l'organisation de la Commission des accidents du travail. À cet effet, il y a eu en 1962 le rapport Woods, la création en 1965 d'un comité interministériel dont le rapport n'a donné aucun résultat concret et en 1973, le rapport Mineau sur le manque de formation du personnel de la Commission. Il est pertinent de mentionner qu'au cours de ces années, aucune étude ne portait sur le régime lui-même. De plus, la Commission doit s'ajuster à des phénomènes nouveaux:

"La Loi des accidents du travail ayant été, en 1931, la première mesure de sécurité sociale, la Commission des accidents du travail du Québec s'est ainsi trouvée dotée d'une très large juridiction. Dans les années soixante, une politique intégrée de sécurité sociale va peu à peu entrer en compétition avec certaines des prérogatives de la C.A.T. C'est tour à tour l'adoption, en 1961, de la Loi d'assurance-hospitalisation, en 1965 du Régime des rentes du Québec et de la Charte de la Caisse de dépôt et placement du Québec, en 1969 de la Loi d'aide sociale, en 1970 de la Loi sur l'assurance-maladie et, en 1971, de la Loi sur les services de santé et les services sociaux." (Pontaut, 1985, p. 69)

Devant une telle évolution des législations sociales, la C.A.T. cède certains de ses pouvoirs.

En 1962, la Commission démontre une volonté de transférer de plus en plus d'employeurs de la cédule 2 à la cédule 1. Cette volonté se concrétise cette même année en transférant la Commission hydroélectrique de Québec vers les compagnies d'énergie électrique qui participent au fonds d'accidents. Cette incitation à joindre la cédule 1 va durer près de vingt ans. En effet, durant les années 80, il n'y aura que quelques employeurs qui demeureront dans la cédule 2.

Le premier septembre de cette même année, le gouvernement adopte un règlement concernant la cédule 3. Celle-ci énumère les maladies professionnelles couvertes par le régime d'indemnisation. Le règlement élargit la définition des maladies professionnelles de sorte à couvrir la presque totalité des maladies pouvant être facilement reliées au domaine du travail. Le gouvernement finit aussi par adopter un règlement sur les premiers soins dans les entreprises.

Au niveau de la prévention, nous constatons que de plus en plus de recherches insistent sur l'intégration de toutes ces conceptions, c'est-à-dire celles de la mécanique et du comportement humain. En 1964, un règlement stipule qu'une

association de prévention doit nécessairement représenter les employeurs et les travailleurs. Cependant, ce règlement n'a pas été appliqué dans la réalité. En fait, le principe de parité de représentation dans les associations de prévention ne sera admis qu'en 1978.

Durant les années 60, la prévention se limite à certains liens créés entre la Commission des accidents du travail et les organismes responsables de l'inspection⁴. De plus, la Commission subventionne quelques associations de sécurité.

Ceci termine donc l'énumération des grands changements survenus dans les années 60. Quant aux années 70, celles-ci renferment également des modifications intéressantes.

Au cours de ces années, la Commission devient responsable de l'administration des lois suivantes: Loi sur l'indemnisation des victimes d'actes criminels (adoption en 1971), Loi sur l'indemnisation des victimes d'amiantose ou de silicose dans les mines et les carrières (adoption en 1975), Loi visant à favoriser le civisme (adoption en 1977).

En janvier 1972, un système mérite-démérite est mis en vigueur. Il s'adresse à tous les employeurs non couverts

⁴ Il sera question de ces organismes un peu plus loin dans le texte.

par le système adopté en 1941. Le système est créé en vue d'inciter les employeurs à la prévention et fait suite aux demandes de diverses associations patronales afin d'obtenir un peu plus d'équité dans la formulation du taux de cotisation à payer. En octobre 1973, le règlement 54 est adopté et sera mis en vigueur à partir du premier janvier 1974. Ce règlement ajoute un élément de mérite individuel à la notion de mérite collectif introduit en 1972.

En 1974, la Commission amène des changements à sa structure d'appel. Le travailleur qui n'est pas satisfait de son indemnisation doit s'adresser en premier lieu au comité formé à cet effet. Si le dilemme persiste, le travailleur contactera le Bureau d'appel. Si la décision rendue par cette instance entraîne encore un mécontentement, le travailleur demandera à la Commission des accidents du travail de juger elle-même le litige.

Durant cette même année, le règlement 33 est mis en vigueur. Il énonce les nouveaux principes entourant les premiers soins et la formation de secouristes dans le milieu de travail. Faisant suite aux études menées en 1973, la Commission met en place en 1974 un service de prévention qui sera responsable entre autres de l'application du règlement 33 et des directives 7.05 et 7.10 qui l'accompagnent. L'objectif général du service est le

suivant:

"L'objectif de ce service est de rallier, coordonner et stimuler tous les efforts déjà déployés dans le domaine de la prévention des accidents du travail et des maladies professionnelles." (Commission des accidents du travail, 1974, p. 9)

À la lecture de cet objectif, nous constatons que les mesures de prévention sont encore bien timides. Lorsqu'en 1975, le service de prévention devient une direction générale⁵, la Commission lui délègue un mandat élargi qui contient des activités de sensibilisation, de cueillette de données et d'implication dans des programmes de formation mis sur pied par le ministère de l'Éducation. À cela s'ajoutent les activités habituelles de subventions des associations de prévention et d'application du règlement 33.

L'année 1974 se révèle particulièrement importante en ce qui regarde le régime de santé et de sécurité au travail du Québec. En effet, la Commission fera appel à un groupe multidisciplinaire de professionnels dirigés par monsieur Alphonse Riverin afin d'étudier la pertinence du régime québécois dans un contexte de perpétuelle évolution socio-économique de la société. C'est la première fois qu'une

⁵

Il en va de même pour la réadaptation sociale.

étude s'effectue sur le régime et non sur les structures de la Commission.

En juillet 1975, le rapport Riverin est déposé. Il contient en tout trente-cinq recommandations. Quinze d'entre elles nous intéressent particulièrement:

- "2° *qu'un système unifié de sécurité au travail soit instauré au plus tôt au Québec fixant des objectifs plus précis et plus étendus dans le domaine de la prévention, y compris l'assainissement de l'environnement des travailleurs et de la réparation des accidents de travail et des maladies professionnelles;*
- 3° *qu'aux fins de la réalisation de ces objectifs un code général de la sécurité au travail soit rapidement adopté, intégrant l'ensemble de la législation actuelle pertinente, complété par une réglementation sectorielle appropriée;*
- 4° *qu'à cet effet, ce nouveau code, en plus des pouvoirs déjà contenus dans la loi actuelle des accidents du travail, prévoit entre autres:*
 - a) *la définition de son champ d'application;*
 - b) *la création d'une Régie de la sécurité au travail aux lieux et place de la Commission actuelle avec juridiction exclusive en matière de sécurité au travail;*
 - c) *la détermination des fonctions et pouvoirs de cette Régie concernant la prévention et la réparation des accidents de travail et des maladies professionnelles;*
 - d) *les pouvoirs pour cette Régie d'entreprendre, de promouvoir et de diriger la recherche en matière de sécurité au travail, par la formation et le financement d'un organisme de recherche multidisciplinaire ayant pour objet l'investigation tant dans les domaines de la prévention que de la réparation;*

- e) l'obligation de consulter cet organisme avant l'adoption de toute nouvelle réglementation affectant les normes de prévention ou de réparation;
 - f) les dispositions habilitant cette Régie à réglementer dans le domaine de la sécurité au travail;
 - g) les pouvoirs pour cette Régie d'exercer un contrôle et une surveillance concernant l'application du nouveau code de sécurité et des règlements;
 - h) un mécanisme d'appel des décisions rendues par la Régie sur les réclamations à la suite d'accidents de travail, de maladies professionnelles ou d'actes criminels; ce mécanisme n'est pas applicable en matière de classification d'entreprise, d'évaluation et de fixation de toute cotisation payable par l'employeur;
 - i) la détermination de pénalités et d'amendes plus sévères et plus appropriées que celles prévues par la loi actuelle;
- 12° que l'administration de cette Régie soit décentralisée par l'utilisation de bureaux régionaux aux fins du traitement des réclamations et de la réadaptation;
- 13° que cette Régie puisse déléguer certains pouvoirs décisionnels à ses employés, notamment à ses agents de réclamation et de cotisation;
- 14° que l'autorité de cette Régie s'étende progressivement à tous les travailleurs au Québec, y inclus les travailleurs agricoles;
- 19° que la responsabilité de l'inspection pour assurer la sécurité au travail soit progressivement confiée à cette Régie et qu'à la tête de son service d'inspection un contrôleur général de la sécurité soit nommé avec définition de ses pouvoirs;
- 20° que toute entreprise, industrie ou établissement de plus de cinq employés soit tenu de constituer au plus tôt un comité paritaire de sécurité dont les fonctions seraient de faire de la prévention

et, au cas de lésions professionnelles, d'établir les faits et circonstances de tout accident de travail et de faire rapport au contrôleur général de la sécurité de ses constatations;

- 24° *que le rapport du médecin traitant soit accepté prima facie dans le règlement des réclamations, à moins qu'il n'existe un doute valable ou que la réclamation n'entraîne des déboursés au-delà d'un barème préétabli;*
- 25° *que l'employeur soit tenu d'avancer l'indemnisation prévue pendant la première semaine de perte de salaire d'un accidenté, cette somme lui étant remboursée par la Régie;*
- 27° *que les associations actuelles de prévention soient restructurées afin de respecter la participation des travailleurs ou des organismes les représentant;*
- 28° *que la réadaptation physique, professionnelle et sociale soit un droit ouvert à toute victime subissant un handicap professionnel et que les politiques actuelles d'indemnisation soient modifiées en conséquence;*
- 32° *que le maximum assurable couvre le revenu total d'au moins 90 % des travailleurs accidentés;*
- 33° *que le maximum assurable soit périodiquement révisé conformément aux mécanismes d'indexation généralement admis;*
- 34° *que le mode de fixation des cotisations constitue une incitation réelle à la prévention en accentuant dans la mesure du possible, l'importance relative de la composante expérience. "(Pontaut, 1985, pp. 76-80)*

En fait, le rapport Riverin fait état de recommandations qui seront adoptées graduellement entre 1977 et 1981. Ces nouvelles mesures constitueront les fondements mêmes de la réforme prochaine.

Au cours de l'année 1975, la Commission décide de simplifier son processus d'appel. Dorénavant, le travailleur déçu de son indemnisation se présentera d'abord au Bureau de révision. Ce bureau remplace l'ancien Comité d'indemnisation et le Bureau d'appel. Le deuxième et dernier niveau d'appel sera la Commission elle-même. Il est intéressant de noter qu'en 1976 le nombre d'auditions d'appel a triplé et que la Commission explique ce fait par la meilleure connaissance du processus d'appel de la part des travailleurs et des employeurs.

Au Québec, le climat d'élection incite à la discussion d'une réforme. On remarque aussi que le régime s'accompagne de lacunes de plus en plus évidentes.

En mars 1977, la Commission des accidents du travail décide de décentraliser ses structures. On met donc sur pied des bureaux régionaux et locaux, de même que des dessertes d'information. La décentralisation sera complétée en septembre de la même année. En fait, une telle transformation des structures a pour objectif un meilleur service à la clientèle.

Adopté en août 77 et entré en vigueur un mois après, le projet de loi n° 5 constitue une première série d'amendements que le gouvernement adopte en attendant la réforme

globale. Les faits saillants de ce projet de loi sont les suivants.

- Le dernier palier du processus d'appel ne sera plus occupé par la Commission des accidents du travail mais bien par la Commission des affaires sociales. Cet amendement a causé plusieurs litiges concernant l'interprétation de l'article 38.4:

"La Commission des affaires sociales ayant renversé plusieurs décisions de la C.S.S.T. (autrefois C.A.T.) en alléguant que cette dernière n'avait pas pris en considération l'inaptitude de la victime à reprendre le travail, et la Cour suprême ayant également rendu un jugement dans ce sens, il s'en est suivi qu'un grand nombre de décisions prises antérieurement ont été portées en appel.

Sans admettre que les taux d'incapacité permanente reconnus ne prenaient pas en considération l'inaptitude à reprendre le travail, la Commission reconnaissait alors, comme le gouvernement dans son Livre blanc sur la santé et la sécurité au travail d'octobre 1978, la désuétude du régime de réparation en place et le besoin urgent de procéder à une réforme en profondeur dans le sens d'un régime de remplacement du revenu, assorti d'indemnités forfaitaires pour dommages corporels.

Devant cette situation, l'Assemblée nationale adoptait en 1981, à la demande de la Commission des affaires sociales, une loi permettant à cette dernière de retourner à la C.S.S.T. les dossiers d'appel reliés à l'interprétation de l'article 38.4 pour qu'elle révise ses décisions en tenant compte des décisions des tribunaux." (Commission de la santé et de la sécurité du travail, 1983, p. 12)

- Pour des raisons de rapidité, les employeurs sont tenus de payer les cinq premiers jours d'indemnisation aux travailleurs accidentés. La Commission remboursera les employeurs si les demandes d'indemnisation s'avèrent acceptées.

- Le salaire maximum assurable sera automatiquement ajusté à chaque année et se déterminera à 150 % de la rémunération hebdomadaire moyenne de Statistique Canada.

D'autres éléments viennent caractériser l'année 1977. Parmi ceux-ci, il y a la reconnaissance d'une existence légale au Bureau de révision, la création d'une direction générale de la recherche et de la programmation, la réorganisation de la direction de la réadaptation et une vaste campagne d'information sur les structures et les services de la Commission.

Deux événements majeurs ont marqué l'année 1978. D'abord, au mois d'octobre, le gouvernement québécois publie son Livre blanc présentant sa politique en matière de santé et de sécurité du travail. La première partie de ce document signale la nécessité d'agir et démontre certaines incohé-

rences du système actuel⁶. La seconde partie fait état du système désiré. Il est à remarquer que ce nouveau système correspond fortement aux recommandations du rapport Riverin. Par son Livre blanc, le gouvernement montre sa ferme volonté de faire des années 80 une période prônant, d'abord et avant tout, la prévention des accidents du travail et des maladies professionnelles.

Le second événement consiste en une deuxième série d'amendements contenus dans le projet de loi n° 114. La plupart de ces amendements seront en vigueur le 1^{er} janvier 1979 et serviront de palliatifs transitoires à la réforme globale. Quatre amendements revêtent une importance spéciale.

- Les travailleurs agricoles profiteront de la protection de la Loi des accidents du travail à partir du premier janvier 1981. De plus, le litige entourant le statut de l'artisan est désormais réglé.

- L'indemnité passe de 75 % du salaire brut à 90 % du salaire net. La raison de ce changement réside en une meilleure équité, le salaire net reflétant la charge familiale du travailleur accidenté.

⁶ À ce titre, nous notons la dispersion des responsabilités administratives, le retrait des travailleurs face à la prévention, le manque de services de santé, ...

- Une nouvelle classification des employeurs est mise sur pied. L'ancienne classification datait de 1931 et est devenue évidemment désuète étant donné les changements technologiques et la croissance du nombre d'employeurs assujettis. La nouvelle classification fait en sorte que chaque employeur est catalogué dans une unité⁷, une classe⁸ et un secteur d'activité. En plus d'être flexible, cette classification assure une meilleure équité dans le paiement des coûts associés au régime. Notons aussi que le système mérite-démérite a été aboli en 1978 étant donné la présence de certaines anomalies. En effet, ce système pénalisait beaucoup le démérite et récompensait peu le mérite. Le nouveau système créé en 1979 corrige cette situation en fournissant un meilleur équilibre entre le mérite et le démérite. En 1982, la Commission applique pour la première fois son nouveau système. Ce délai s'explique par la volonté de recueillir des données dites "significatives" pendant une période de trois ans afin d'évaluer l'expérience d'une entreprise.

- La réadaptation est reconnue et pratiquée de manière

⁷ Une unité est un groupe d'employeurs dont les activités s'avèrent semblables.

⁸ Une classe est un regroupement d'unités fait à partir de l'équivalence des coûts que doivent assumer les divers employeurs en guise de cotisations.

globale.

Rappelons aussi qu'en 1978, le principe de parité des associations de prévention est appliqué.

Suite à la parution du Livre blanc, le gouvernement québécois sanctionne la Loi sur la santé et la sécurité du travail en décembre 1979. Cette loi change définitivement la priorité du régime québécois de santé et sécurité du travail. Anciennement l'indemnisation, le point central est dorénavant la prévention. La nouvelle loi prévoit la création en mars 1980 d'un nouvel organisme responsable de l'administration de l'ensemble du régime, la Commission de la santé et de la sécurité du travail. La nouvelle Commission constitue une corporation avec tous les droits et pouvoirs qui s'y rattachent. Son mandat se divise en quatre sections: la prévention, la réparation, l'inspection et l'administration de différentes lois. La Commission de la santé et de la sécurité du travail est dirigée par un conseil d'administration paritaire formé de quinze personnes: un président, sept représentants d'associations syndicales, sept représentants d'associations patronales. De plus, chaque mandat de la Commission constitue une vice-présidence dont relèvent les directions générales.

Le but de la loi est clairement identifié:

"La loi a pour objet l'élimination à la source même des dangers pour la santé, la sécurité et l'intégrité physique des travailleurs. Elle établit les mécanismes de participation des travailleurs et de leurs associations, ainsi que des employeurs et de leurs associations à la réalisation de cet objet" (Commission de la santé et de la sécurité du travail, 1980, p. 11)

Les principes de participation des principaux intervenants du milieu de travail sont sous-jacents à la nouvelle philosophie préventive. Il nous semble important de mentionner qu'on retrouve ces principes de participation un peu partout, autant au conseil d'administration de la Commission que dans les associations sectorielles et les comités de santé et de sécurité.

La loi établit les droits et les obligations des parties. Elle reconnaît au travailleur le droit de refuser d'exécuter un travail dangereux et le droit au retrait préventif. Celui-ci consiste à réaffecter un employé dont le travail altère sa santé ou, dans le cas où la réaffectation s'avère impossible, à indemniser cet employé à partir du fonds d'accidents. Tout comme le Code du travail, la loi fournit une présomption légale en faveur du travailleur qui exerce ses droits et qui est l'objet de représailles de la part de l'employeur.

La nouvelle législation prévoit la mise en place de divers programmes: programme de formation et d'information, programme de prévention et programme de santé au travail. Le comité de santé et de sécurité implanté dans l'établissement possède un pouvoir de décision en ce qui concerne l'élaboration des deux premiers programmes. La création du programme de santé relève principalement des départements de santé communautaire. La loi prévoit aussi un poste de représentant à la prévention indépendant du comité de santé et de sécurité. Ce représentant agit comme un surveillant des lieux et devient un acteur principal lors de l'exercice du droit de refus.

Dans son mandat de prévention, la Commission a aussi la responsabilité de favoriser la mise en place d'associations sectorielles. Ces dernières ont des fonctions de formation, d'information, de recherche et de conseil.

Étant donné la nature de la loi, le législateur a inclus à l'article 337 une disposition assurant une entrée en vigueur graduelle. En 1981, déjà 80 % des articles furent proclamés.

L'adoption de la Loi sur la santé et la sécurité du travail a eu pour conséquence l'unification de l'inspection. Auparavant, l'inspection était la responsabilité de quatre

organismes différents: le service de l'inspection du travail du ministère du Travail et de la Main-d'oeuvre, le service de l'hygiène industrielle du ministère de l'Environnement, le service de l'inspection des mines du ministère de l'Énergie et des Ressources, l'Office de la construction du Québec. Dès le premier janvier 1981, la Commission aura désormais l'entière responsabilité de ce volet. Tout comme les autres directions générales, la direction de l'inspection est aussi régionalisée. Les bureaux régionaux verront chacun au respect des règlements émis concernant le bon état des lieux de travail⁹.

En tenant compte de la nouvelle loi, la Commission administre en tout six législations différentes: Loi sur la santé et la sécurité du travail, Loi sur les accidents du travail, Loi sur l'indemnisation des victimes d'amiantose ou de silicose dans les mines et les carrières, Loi sur l'indemnisation des victimes d'actes criminels, Loi visant à favoriser le civisme, Loi concernant l'indemnisation des employés de l'État.

En 1979, la Commission du temps est tellement débordée de demandes de révision qu'elle institue l'agent d'indemnisa-

⁹

À ce titre, nous notons le règlement 3787 provenant de la Loi sur les établissements industriels et commerciaux, le Règlement de sécurité dans les mines et le Règlement de la qualité en milieu de travail.

tion comme premier palier d'appel. L'agent pourra modifier sa décision s'il le juge à propos. En mars 1980, il y aura création du Bureau de révision spécialisé. Celui-ci entendra les litiges reliés à la classification et aux cotisations des employeurs, à l'assistance médicale, à la réadaptation et à tout problème qui n'est pas du ressort du Bureau de révision.

En 1980 et 1981, la Commission procède aux premières désignations des secteurs prioritaires. Les groupes prioritaires représentent les employeurs qui seront tenus d'appliquer certaines facettes de la loi dès leur désignation. En fait, ces groupes rassemblent les entreprises les plus sujettes aux lésions professionnelles. Entre 1982 et 1984, la loi et la réglementation qui l'accompagne s'appliqueront particulièrement à ces groupes prioritaires.

En 1981, le gouvernement du Québec, en tant qu'employeur passe de la cédule 2 à la cédule 1. De plus, on assiste à la création de l'Institut de Recherche sur la santé et la sécurité du travail. Cette année marque aussi l'application du retrait préventif de la femme enceinte ou qui allaite.

Entre 1981 et 1984, plusieurs associations sectorielles sont créées. Les années 1982, 1983 et 1984 deviennent

particulièrement importantes au niveau de l'adoption de la réglementation. Quatre règlements attirent davantage l'attention:

- Règlement sur le programme de prévention, adopté en 1982;
- Règlement sur les services de santé au travail, adopté en 1982;
- Règlement sur les comités de santé et de sécurité du travail, adopté en 1983;
- Règlement sur le représentant à la prévention, adopté en 1984.

L'importance de la réglementation est la suivante:

"Une fois entrée en vigueur, cette réglementation permettra l'établissement des mécanismes paritaires de prévention prévus par la loi dans les établissements des secteurs désignés prioritaires de même que l'implantation des programmes les plus urgents." (Commission de la santé et de la sécurité du travail, 1981, p. 55).

Du côté de l'indemnisation, le projet de loi n° 42 en est à sa préparation.

1.3 Les développements actuels (1985 à 1988)

Sanctionné le 28 mai 1985 et entré en vigueur le 19 août de la même année, le projet de loi n° 42 devient la "Loi sur les accidents du travail et les maladies professionnelles". Cette nouvelle législation remplace l'ancienne Loi sur les accidents du travail, de même que la Loi sur l'indemnisation des victimes d'amiantose ou de silicose dans les mines et les carrières. Tout accident du travail survenu avant le 19 août 1985 continue d'être régi par l'ancien système.

Parmi les nouvelles caractéristiques qui accompagnent la Loi sur les accidents du travail et les maladies professionnelles, certaines retiennent particulièrement l'attention.

D'abord, nous remarquons que la nouvelle loi élargit la notion de lésion professionnelle en y incorporant les concepts de récurrence, de rechute et d'aggravation. De plus, le travailleur bénéficiera d'une présomption de lésion professionnelle:

"Une présomption est créée à l'effet qu'une blessure qui arrive sur les lieux de travail est une lésion professionnelle. C'est donc à l'employeur, à la CSST ou à toute personne intéressée, de prouver que la blessure ne résulte pas d'un accident du travail"
(Pontaut, 1985, p. 228)

Il devient donc très difficile pour la partie patronale de démontrer que la blessure de l'employé provient d'une activité hors travail. Une telle preuve est impossible à obtenir surtout lorsqu'il s'agit de blessures s'apparentant à des douleurs musculaires.

Au niveau de l'indemnisation, le travailleur accidenté retire toujours 90 % de son salaire net. Cette indemnité est limitée par le salaire maximum assurable. Une prolongation des prestations sera accessible pour l'individu rétabli dont le droit de retour au travail n'est plus en vigueur ou qui est en mesure de remplir les fonctions d'un emploi convenable mais non-disponible. S'il advient qu'un individu rétabli travaille dans un nouvel emploi moins rémunérateur que celui qu'il détenait auparavant, la Commission lui fournira la différence à titre d'indemnité.

Le droit de retour au travail dont il a été question ci-haut constitue une nouvelle préoccupation du législateur. De concert avec la réadaptation, ce droit reflète une volonté de réintégration des victimes de lésions professionnelles au marché du travail. En fait, le droit de retour au travail a été institué dans le but de protéger l'emploi du travailleur accidenté durant sa convalescence et d'éliminer tout élément d'arbitraire patronal. Il

s'exerce sous certaines conditions¹⁰ et prend fin une ou deux années après l'avènement de la lésion, selon que l'établissement compte moins de vingt travailleurs ou plus.

La nouvelle Loi sur les accidents du travail et les maladies professionnelles élimine la période d'attente d'une journée en obligeant l'employeur de payer le salaire net à l'individu absent étant donné l'accident. De plus, l'employeur sera désormais responsable du paiement de l'indemnité pendant les quatorze premiers jours de l'incapacité. Ce montant lui sera remboursé subséquemment par la Commission.

La structure d'appel est aussi modifiée par la nouvelle législation. Ainsi, les bureaux de révision érigés selon l'ancien système sont abolis pour faire place au bureau de révision paritaire où les employeurs et les travailleurs sont évidemment représentés. Si la décision du bureau de révision paritaire ne satisfait pas un des deux intervenants, le litige se rendra à la Commission d'appel. Celle-ci constitue un organisme indépendant de la Commission de la santé et de la sécurité du travail. La Commission d'appel est en fait rattachée au ministère de la Justice.

¹⁰ Par exemple, il y aura respect des règles d'ancienneté et le travailleur accidenté devra avoir trois mois ou plus de service continu chez l'employeur.

Toute décision qui y est prise s'avère finale.

Les pouvoirs du bureau de révision paritaire et de la Commission d'appel s'appliquent à tous les litiges sauf ceux qui concernent l'évaluation médicale. Étant donné que la nouvelle loi conserve la prédominance du diagnostic du médecin traitant, l'employeur qui doute de la justesse de ce type de rapport pourra défendre sa cause lors d'un arbitrage médical. Tout comme la Commission d'appel, l'arbitre médical est indépendant de la Commission de la santé et de la sécurité du travail.

Bien que l'arrivée de la nouvelle loi s'avère l'événement marquant de la période des développements actuels, d'autres informations méritent d'être énoncées.

Durant cette période, on constate qu'il ne reste que les compagnies ferroviaires et maritimes qui demeurent responsables du paiement des indemnités à leurs travailleurs accidentés. En mars 1985, la Commission de la santé et de la sécurité du travail nomme un troisième groupe de secteurs prioritaires auxquels s'appliqueront divers règlements. En 1986, la Commission subventionne en tout treize associations sectorielles paritaires qui représentent les secteurs d'activité suivants:

- administration provinciale;
- affaires municipales;
- affaires sociales;
- construction;
- fabrication d'équipements de transport et de machines;
- fabrication de produits en métal et électriques;
- habillement;
- imprimerie;
- industrie chimique, caoutchouc et produits en matière plastique;
- mines et services miniers;
- services automobiles;
- textiles primaires;
- transport et entreposage.

Malgré ses activités de prévention, d'inspection, d'information et de subvention, la Commission connaît une augmentation continue du nombre d'accidents avec interruption du travail. En outre, elle constate le fait suivant:

"Notons que le taux d'acceptation des lésions indemnisables, qui était de 96,2 % en 1985 et qui avait augmenté à 98,4 % en 1986, s'est abaissé légèrement à 97,3 % en 1987." (Commission de la santé et de la sécurité du travail, 1987, p. 39)

Aussi pouvons-nous conclure à une certaine flexibilité dans les mécanismes régissant l'indemnisation des lésions pro-

fessionnelles. De plus en plus, la Commission s'inquiète de cet accroissement constant de ce type de lésions et des coûts qui en résultent. Au début de l'année 1987, elle a mis en pratique un plan d'action s'adressant à quelques 2 300 établissements. Ce plan instaure une nouvelle gestion de la santé et de la sécurité du travail et énonce comme objectif la réduction de 10 % du nombre de lésions. Au début de l'année 1988, l'atteinte de cet objectif a incité la Commission à poursuivre cette expérience.

2. CADRE THÉORIQUE

La nécessité du cadre théorique réside évidemment en une meilleure compréhension conceptuelle du phénomène des accidents du travail et de l'impact des diverses législations qui s'y rattachent. Une telle démarche nous permettra de déterminer subséquemment les aspects empiriques qui reflèteront le plus adéquatement possible cette base théorique.

Notre cadre théorique se compose de trois grandes sections. La première présente les modèles généraux de détermination des accidents de travail. Il s'agit plus précisément des modèles de Walter Y. Oi (1973, 1974). Celui-ci examine d'abord l'influence du risque inhérent et des forces du marché sur les situations de risque observées dans l'économie et la firme. Par la suite, Oi inclut les comportements des agents économiques sur la prévention dans un modèle dont la minimalisation des coûts s'avère la base.

Les deuxième et troisième sections présentent les aspects théoriques associés aux législations susceptibles d'influencer la détermination des accidents du travail. À ce titre, deux lois retiennent notre attention. La loi ayant pour objet la compensation des travailleurs accidentés est l'une d'entre elles. Selon les principes qui la caractéri-

sent, cette loi inciterait l'employeur à investir dans le domaine de la santé et de la sécurité du travail afin de réduire ses cotisations versées au fonds de compensation. Il va sans dire qu'une telle incitation se réalise dans la mesure où la gestion du fonds s'effectue selon une politique de mérite-démérite, c'est-à-dire, où le montant de la cotisation reflète l'expérience de l'employeur au niveau du nombre d'accidents de travail survenus dans son établissement. Ainsi pouvons-nous déduire que la loi régissant ce genre de système de compensation agit de manière à favoriser une certaine activité préventive vis-à-vis les accidents de travail. Pareillement à toute assurance, la loi sur la compensation crée cependant des effets néfastes. Puisqu'elle assure une certaine continuité du revenu, la loi occasionne une réduction des coûts s'il advient un accident au travailleur. Devant une telle situation, il peut se produire une diminution des activités d'auto-protection habituellement exercées par le travailleur. La loi entraîne donc une disposition face au risque moral. La deuxième section du cadre théorique concerne la loi sur la compensation. En plus de ce qui vient d'être exposé ci-haut, il y sera question des types de systèmes de compensation, de même que des effets de l'application d'un système quelconque sur la détermination des salaires. Bien que cette section ne soit pas directement reliée à la Loi sur la santé et la sécurité du travail, nous avons cru bon de

l'inclure au présent ouvrage pour deux raisons. Premièrement, il existe au Québec une loi sur la compensation. Deuxièmement, cette loi a subi de profondes transformations à la fin des années 70 et il se pourrait que l'effet observé de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur les différents taux de lésions s'explique en partie par ces modifications de la loi sur la compensation.

Une seconde loi peut influencer la détermination des accidents du travail. Nombreux sont les gouvernements qui adoptent une législation définissant directement les conditions de travail et les pratiques des principaux agents économiques concernés. Ce genre de loi s'apparente beaucoup plus à la Loi sur la santé et la sécurité du travail et s'harmonise davantage avec une philosophie préventive. Il demeure néanmoins que l'intérêt des économistes envers une telle législation s'avère fortement limité. Ceci n'est guère surprenant puisque contrairement à l'indemnisation, la prévention ne constitue un sujet d'importance que depuis vingt ans aux États-Unis et dix ans au Québec. Aussi les modèles théoriques faisant l'interprétation de l'effet de ce type de législation sur les taux de lésions s'avèrent-ils rarissimes. Seuls deux modèles retiennent notre attention à ce sujet. Il s'agit d'abord du modèle de Viscusi (1979) qui possède l'avantage d'être intégré, c'est-à-dire de tenir compte des comportements

distincts, mais interactifs, des travailleurs et des employeurs face à l'imposition d'une législation voulant réglementer l'environnement de travail. Le second modèle est celui de Currington (1986). Le principal atout de ce dernier consiste en sa distinction entre les mesures de la loi qui affectent la fréquence des lésions et celles qui concernent la sévérité des lésions. Les deux modèles reposent sur le principe de la minimalisation des coûts étant donné l'existence de standards à respecter. À ce sujet, il nous semble pertinent d'éclaircir immédiatement un point précis. La littérature économique que nous avons parcourue est presque entièrement américaine et concerne par conséquent la Loi OSHA sur la santé et la sécurité dans les milieux de travail aux États-Unis. Or, d'après nos lectures, la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec serait plus englobante que l'OSHA. Cette dernière serait limitée à la mise en application de standards et à la surveillance de l'environnement de travail par le biais des inspections:

"Since its inception in 1970, the primary responsibility of the Federal Occupational Safety and Health Administration (OSHA) has been improvement of the work environment via the setting and enforcement of standards." (Cooke et Gautshi, 1981, p. 245)

Au Québec, ces éléments sont aussi inclus dans la législation. Cependant, le gouvernement a voulu déclencher la

participation des travailleurs et des employeurs et a donc instauré l'obligation pour ces agents économiques de constituer des programmes de prévention et de santé spécifiques à l'établissement. Ceci ne veut pas signifier qu'il n'existe aucun programme spécifique aux États-Unis, car il n'en est pas le cas. Nous ne voulons qu'attirer l'attention du lecteur sur la différence entre les deux législations, l'une est participative, l'autre pas.

Peut-on alors se servir des modèles théoriques américains pour nous aider à comprendre la réalité québécoise? D'après nous, une réponse positive s'impose. Rappelons que ces modèles se basent sur le principe de la minimalisation des coûts compte tenu des standards. Or, la participation des agents dont il est question dans la loi québécoise ne s'effectue qu'en engendrant aussi des coûts. Prenons un exemple concret. La législation du Québec prévoit la mise sur pied d'un comité de santé et sécurité qui tiendra des réunions périodiquement. Ces rencontres s'avèrent coûteuses pour l'employeur car les employés qui y prennent part ne produisent pas, que ce soit en terme de production pour les travailleurs de l'usine ou en terme d'administration pour les représentants patronaux. En contrepartie, à cause des idées préventives qui y sont générées, ces séances peuvent entraîner aussi une diminution de la fréquence et/ou de la sévérité des accidents du travail. En consé-

quence, nous croyons que la participation peut être considérée de la même manière que les standards et que l'exposé sur les modèles théoriques s'avère justifié lors de la troisième section du cadre théorique.

2.1 Les modèles généraux de détermination des accidents de travail

2.1.1 Le risque inhérent et la détermination des accidents de travail dans l'économie

Le modèle théorique de Oi (1974) se base sur l'hypothèse du risque inhérent et constitue une approche simplifiée de la détermination des accidents de travail. Il est question du risque inhérent lorsque les agissements des agents économiques, employeurs et travailleurs, n'ont aucune influence sur les situations de risque. En conséquence, seul le processus de production adopté est responsable de telles situations. Généralement, les processus de production varient selon les différentes industries qui composent l'économie.

La modélisation de Oi requiert les prémices suivantes. Premièrement, l'ensemble des travailleurs accidentés souffrent d'un même type de lésions et perdent chacun H journées de travail durant l'année. Après leurs convalescences, ces mêmes travailleurs retournent à leurs emplois

et ne sont nullement diminués par une incapacité permanente. Deuxièmement, l'économie se limite à deux industries. L'industrie 1 présente le risque π et fabrique le bien X. L'industrie 2 est entièrement sécuritaire et produit le bien Y. Troisièmement, la société retire un certain bien-être de la consommation de X et Y. Tel que conçu par la théorie économique, les demandes relatives (X/Y) dépendent essentiellement des prix relatifs (P_x/P_y), une augmentation des prix diminuant les quantités consommées.

Soient:

L_1 = emploi dans l'industrie 1

W_2 = salaire annuel des travailleurs de l'industrie 2

W_1 = salaire annuel des travailleurs de l'industrie 1

T = nombre total de journées de travail dans l'année

H = nombre de journées perdues dans une année par un travailleur ayant subi un accident de travail

π = probabilité d'accident dans l'industrie 1

h = H/T = proportion de l'année qui est perdue pour cause d'accident de travail

$(1-h)W_1$ = salaire annuel du travailleur ayant subi un accident de travail

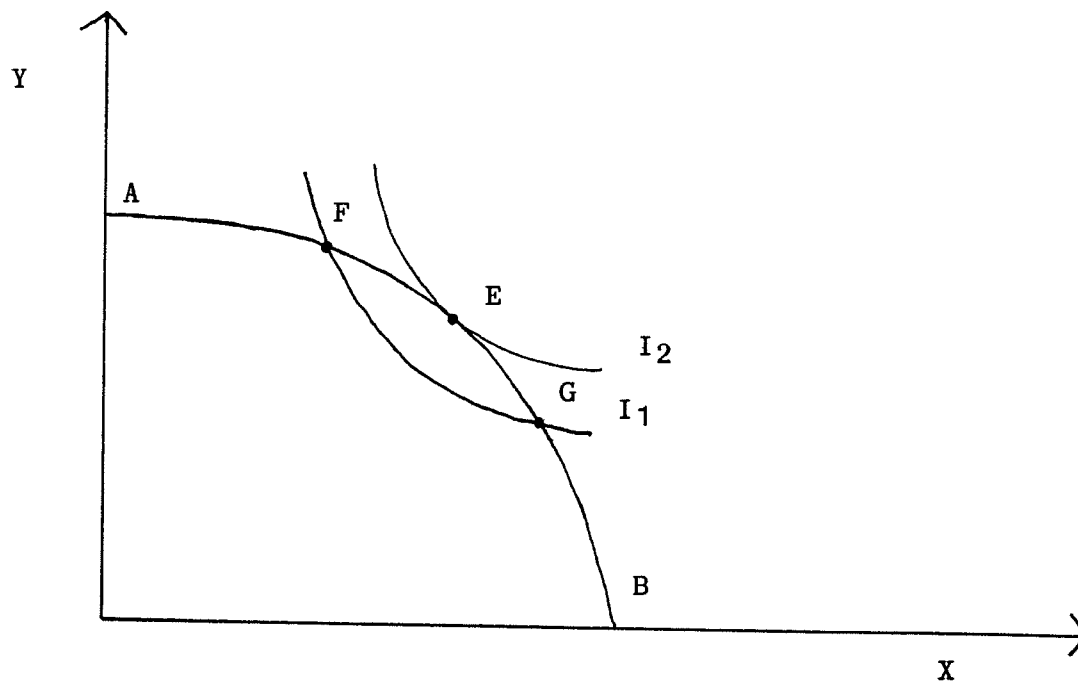
$A = \pi L_1$ = nombre d'accidents de travail survenus dans l'économie

$\Upsilon = hW_1$ = coût d'un accident de travail

$C_a = A = hW_1\pi L_1$ = coût des accidents de travail pour l'économie

À partir de cette simple modélisation, Oi dégage six observations. D'abord, il mentionne que la valeur C_a constitue un minimum. En effet, le coût d'un accident (γ) est strictement relié à la proportion de revenu perdu. Une telle conclusion convient évidemment aux travailleurs qui adoptent une attitude neutre face au risque. Cependant, il existe aussi des travailleurs pour lesquels un accident de travail entraîne plus qu'un coût monétaire. Ces travailleurs ont de l'aversion face au risque et un accident de travail implique pour eux un coût supplémentaire que Oi qualifie d'utilitaire. Deuxièmement, l'hypothèse du risque inhérent fait en sorte que la quantité d'accidents de travail survenus dans l'économie dépend du nombre de travailleurs employés dans l'industrie 1. En conséquence, les mouvements de main-d'oeuvre entre les deux industries s'avèrent le seul moyen de faire varier ce nombre d'accidents. La question réside alors à trouver ce qui peut engendrer ces migrations. Oi signale l'importance des préférences des consommateurs à cet effet. Soit AB une courbe qui contient toutes les combinaisons maximales de X et Y qui peuvent être produits avec des quantités constantes de facteurs de production. Pour l'économie, la courbe AB présente l'allure concave telle qu'illustrée à la figure 1. En se déplaçant du point A au point B, la société bénéficie d'une production plus grande de biens X. En contrepartie, la fixité des facteurs de production

Figure 1 Détermination du risque optimal à partir des préférences des consommateurs dans une économie à deux industries



implique que de moins en moins de Y sont produits. Pour générer cette hausse de production, l'industrie 1 aura besoin d'une main-d'oeuvre plus abondante. Or, selon l'hypothèse du risque inhérent, le nombre d'accidents de travail est fonction de l'emploi. Par conséquent, l'économie ressentira les contrecoups d'une plus grande production de biens X par le biais d'une augmentation des accidents de travail.

La courbe I_1 démontre toutes les combinaisons possibles de biens X et Y à partir desquelles les consommateurs retirent une même utilité. La courbe I_2 représente aussi un ensemble de combinaisons. Cependant, ces dernières procurent une utilité plus grande pour les consommateurs. L'optimalité est obtenue au point tangent E, c'est-à-dire où la courbe AB atteint le plus haut niveau d'utilité. Ce point détermine donc les productions des biens X et Y qui engendrent le plus grand bien-être pour les consommateurs et qui, par conséquent, contribue à allouer les ressources nécessaires entre les deux industries en présence. Cette allocation détermine à son tour le nombre d'accidents de travail dans l'économie.

La troisième observation de Oi concerne l'application d'une taxe sur le bien X afin d'en réduire sa production. Selon Oi, un tel procédé aurait pour effet de déplacer l'optima-

lité au point F où les accidents de travail s'avèrent moins nombreux et où la valeur C_a est aussi réduite. Par contre, le point F se situe sur une courbe d'indifférence plus basse que le point E. Oi explique qu'au point F, la valeur marginale que les consommateurs accordent à la production d'une unité supplémentaire du bien X est supérieure à la totalité des coûts qu'entraîne la production de cette unité.

La présence d'une prime salariale de risque consiste en la quatrième observation de Oi. Sous des hypothèses de parfaite information et de responsabilité des coûts d'accidents aux travailleurs, Oi parvient à déterminer cette prime salariale à $\pi\gamma$. Cette valeur conjugue le coût d'un accident de travail à sa probabilité de survenir. La prime devient nécessaire pour l'industrie 1 afin d'attirer une certaine main-d'oeuvre. D'après Oi, elle n'empêche pas l'économie d'atteindre l'optimalité au point E puisqu'il est fort probable que le prix du bien X tienne compte de ce nouveau coût pour l'industrie 1 et que, par conséquent, les préférences des consommateurs s'adaptent à ce changement.

Cinquièmement, le système de Oi élimine la possibilité d'une imperfection persistante de l'information au niveau des salaires. Selon lui, une industrie sécuritaire a avantage à signifier et justifier la différence salariale

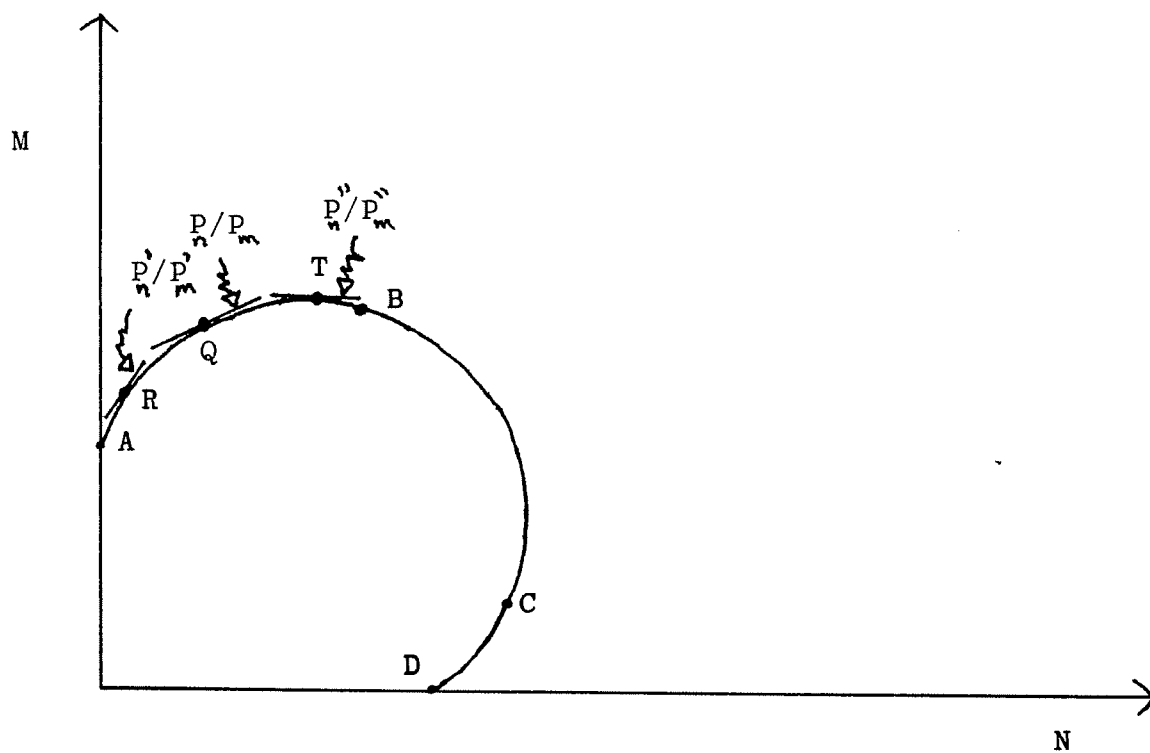
qui existe entre elle et une industrie à risque plus élevé. Si elle ne se comporte pas de cette manière, elle laisse perdurer un avantage compétitif en faveur de l'industrie dangereuse. Dans ce cas-là, l'optimalité se situerait au point G où davantage de produits X sont fabriqués.

Enfin, la présence d'un système légal d'indemnisation n'aurait pas d'influence sur la détermination d'un optimum. Un tel système ne fait que modifier la prime salariale de risque.

2.1.2. La théorie des produits conjoints et la détermination des accidents de travail dans la firme

Pareillement à la détermination des accidents de travail dans l'économie, le modèle de la firme repose sur les forces du marché. Ce modèle, également de Oi, fait appel à la théorie des produits conjoints. Celle-ci se résume dans les quelques lignes suivantes. Bien qu'une entreprise se spécialise avant tout dans la fabrication du bien M, il se peut qu'au cours de son processus de production elle fabrique aussi un sous-produit N. Les biens M et N peuvent ensuite être vendus sur le marché aux prix P_m et P_n . La courbe de production d'une telle firme est présentée à la figure 2.

Figure 2 Détermination du risque optimal à partir d'une fonction de production biens-lésions et de leurs prix relatifs



Pour une quantité déterminée de facteurs de production, la courbe ABCD constitue un ensemble de combinaisons maximales de biens M et N. L'allure de cette courbe diffère de celle examinée lors de la détermination des accidents de travail dans l'économie. Elle comporte trois segments distincts, AB-BC-CD. Le segment AB indique qu'une hausse de la production de M entraîne également une augmentation de celle de N. Le segment BC établit qu'un accroissement de la production de N se fait au détriment de la production de M. Le segment CD constitue une zone où une diminution de la production de M s'accompagne d'une réduction de la production de N. En fait, l'interprétation de ce segment s'effectue de la même manière que celle du segment AB.

La décision de l'entreprise quant à la production des biens M et N se base sur les prix relatifs. Ainsi, l'optimalité constitue le point où :

$$\frac{P_m}{P_n} = \frac{dN}{dM} = \text{Point } Q$$

En termes économiques, le taux marginal de substitution (dN/dM) entre les biens M et N correspond aux prix relatifs (P_m/P_n). Il est à souligner que cet optimum tient non seulement pour les producteurs mais aussi pour les consommateurs. En effet, il a déjà été démontré que pour maximiser

son utilité, le consommateur adapte ses préférences aux prix générés par le marché.

La contribution de Oi (1973) se situe dans l'adaptation de ce modèle à la situation de risque dans la firme. Selon lui, l'entreprise se spécialise dans un certain type de production (biens M) et cette activité engendre l'avènement de divers accidents de travail (biens N). La courbe de production conserve la même allure mais s'interprète différemment. Ainsi, le segment AB établit qu'une augmentation de la production de M entraîne une hausse des accidents de travail. En effet, afin de répondre aux exigences d'une production plus accrue, l'entreprise peut réclamer que du temps supplémentaire soit accompli, ce qui accroît la fatigue chez ses travailleurs. Dans d'autres occasions, elle peut négliger l'entretien du capital physique ou encore simplement augmenter le déroulement de la chaîne de production. Le segment BC consiste en une zone à rejeter pour la firme. Il démontre qu'à un certain stade, le milieu de travail devient tellement à risque qu'il diminue la quantité produite du bien M.

De manière identique à la théorie des produits conjoints, l'optimalité s'obtient en égalisant le taux marginal de substitution aux prix relatifs.

Le prix P_m d'une unité du bien M est généré par les forces du marché et constitue une donnée facilement observable. En ce qui concerne une unité d'accident de travail (bien N), la dynamique de prix nécessite quelques explications. D'abord, il serait opportun d'identifier ce qui constitue le prix d'une unité de bien N. La composante principale de ce dernier consisterait en la prime salariale de risque que le travailleur exige pour offrir ses services à une firme présentant certains dangers. Comme n'importe quel prix, la prime salariale de risque est déterminée par l'action des forces économiques du marché. Contrairement à la théorie "traditionnelle" des produits conjoints, le sous-produit N n'est pas ici une source de revenu pour l'entreprise mais bien un coût. Aussi, serait-il plus adéquat d'exprimer le prix d'une unité du bien N avec un signe négatif, soit $-P_n$.

La firme choisit de produire la quantité de biens M et N qui correspond au point Q de la figure 2. Ce point consiste en un équilibre pour les raisons suivantes. Si l'entreprise produisait moins de biens M, c'est-à-dire à gauche du point Q, le revenu généré par la vente d'une unité de bien M couvrirait plus que le coût d'un accident de travail et, par conséquent, il y aurait une situation de "manque à gagner". Cependant, si elle produit à droite au point Q, le coût de l'accident de travail s'avère trop élevé pour justifier une plus grande production. Dans une

telle situation, l'entreprise ne maximiserait pas son profit.

En fait, le seul élément qui justifie une variation de la production de l'entreprise consiste en un changement des prix relatifs. En supposant que le marché du travail génère une prime salariale plus élevée à cause d'une plus grande aversion des travailleurs vis-à-vis le risque, la firme choisira de produire au point R de la figure, soit un nouvel équilibre.

Par contre, si les préférences des consommateurs se modifient et favorisent la demande pour les biens M, l'entreprise produira plus et obtiendra un nouvel équilibre au point T. Un tel mouvement se réalise puisque l'augmentation de P_m engendrée par le comportement des consommateurs fait en sorte que $-P_n$ apparaît plus petit.

La théorie des produits conjoints permet de comprendre les réactions de l'entreprise à l'environnement économique. Cependant, elle ignore les actions que peuvent entreprendre les employeurs afin de réduire le risque dans le milieu de travail. La théorie de Oi sur la minimalisation des coûts permet d'avoir une meilleure modélisation de la réalité.

2.1.3 La minimalisation des coûts et les comportements des agents économiques

Bien qu'il existe une panoplie de moyens d'intervention afin de rendre les conditions de travail plus salubres, il demeure que ces actions s'avèrent limitées par la technologie employée. Compte tenu de ces bornes technologiques, l'employeur effectue une allocation de ressources qui respecte le principe de la minimalisation des coûts.

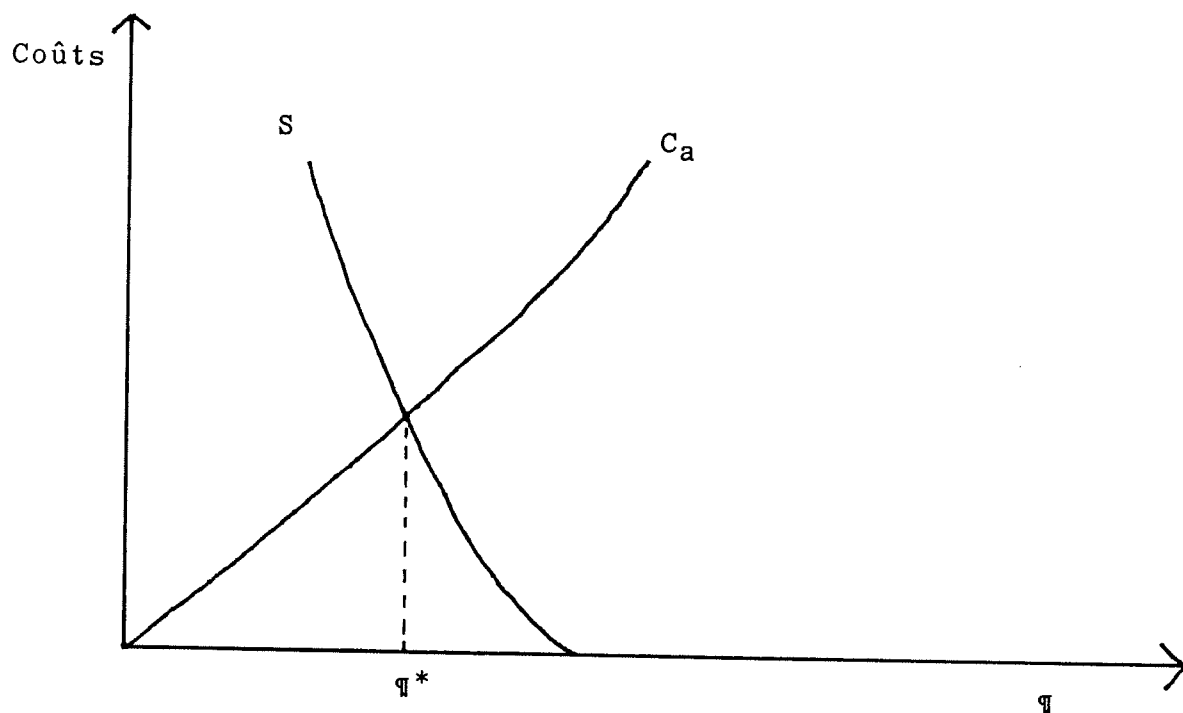
Par son activité de production, l'employeur connaît une probabilité π de risque. Pour une quantité déterminée de main-d'oeuvre, les dépenses en activités de prévention S réduit cette probabilité π . Oi (1974) ajoute en plus qu'un accroissement de la main-d'oeuvre L , sans augmentation de prévention, aura pour conséquence une majoration de la probabilité de risque π . En termes mathématiques:

$$\pi = g(S, L) \quad \frac{d\pi}{dS} = g_s < 0 \quad \frac{d\pi}{dL} = g_l > 0$$

$$S = G(\pi, L)$$

La figure 3 illustre la théorie de Oi à partir des coûts totaux. Étant déterminée par la fonction $S = G(\pi, L)$, la courbe de coût total de prévention présente une pente négative indiquant l'existence de rendements décroissants.

Figure 3 Détermination du risque optimal à partir des courbes des coûts totaux de la prévention et du risque



Afin de réduire la probabilité de risque de manière efficace, il en coûtera toujours de plus en plus cher à l'employeur ($d^2\pi/dS^2 > 0$). La position de la courbe de coûts de prévention S dépend de certaines caractéristiques. Par exemple, si la firme appartient au secteur de la construction, il est à prévoir que la courbe S sera davantage à droite. Par rapport à la courbe S d'une firme oeuvrant dans le secteur des services, ceci veut donc dire que pour des investissements équivalents, la firme du secteur de la construction connaîtra toujours une plus grande probabilité d'accident étant donné la nature même de son activité de production. Un tel raisonnement s'applique aussi aux occupations. Une seconde caractéristique peut influencer l'allure de la courbe S . Si une firme s'adapte facilement aux activités préventives, la pente de la courbe S sera moins abrupte.

Les coûts de prévention proviennent d'activités diverses. En effet, plusieurs options s'offrent à l'employeur désireux de diminuer la probabilité de risque. Les moyens d'intervention les plus évidents consistent en de l'équipement dit sécuritaire. Cet équipement peut s'avérer tout à fait rudimentaire¹¹ ou plus sophistiqué¹². D'autres avenues

¹¹ Par exemple, des bouchons pour oreilles pour réduire un bruit intense.

¹² Par exemple, des écrans qui recouvriraient une machinerie qui produit un bruit intense.

moins évidentes sont aussi possibles. Ainsi, l'employeur peut engager un individu dont les tâches sont de créer et d'appliquer une certaine politique de santé et sécurité du travail. Ou encore, l'employeur peut décider de ralentir la chaîne de production, préservant ainsi sa main-d'oeuvre contre la fatigue et le stress. L'ensemble de ces options s'effectuent à un prix. L'employeur doit payer l'équipement de prévention, offrir un salaire à celui qui administre sa politique de santé et sécurité au travail, se priver du revenu de la vente des biens qui auraient pu être produits si le processus de production avait fonctionné au maximum. Tous ces coûts sont incorporés dans la fonction $S = G(\pi, L)$.

Avant de s'engager dans la prévention, l'employeur aura tout avantage à considérer les coûts C_a que lui infligent les situations de risque. Par exemple, l'employeur qui subit des coûts C_a très minimes ne devrait pas déboursier un montant supérieur à celui-ci à titre de prévention s'il veut prendre une décision rentable. En fait, ceci constitue le raisonnement de base associé au principe de minimisation des coûts dont il sera question un peu plus loin. Pour l'instant, un examen plus approfondi des coûts C_a est de rigueur.

Les situations de risque se concrétisent par des accidents de travail dont les coûts C_a se divisent en deux types. Il y a d'abord les coûts fixes F associés 1- à la détérioration de la machinerie, 2- à la perte de production causée par l'accident lui-même et par le choc émotif des compagnons de travail et enfin, 3- au remplacement du travailleur accidenté. Le second type concerne les coûts variables reflétés par les primes salariales de risque $W(\pi)$ que l'employeur doit verser à ses travailleurs. Cette prime constitue un coût variable parce qu'elle varie directement avec la probabilité de risque, $W'(\pi) > 0$. La somme des coûts C_a apparaît de la manière suivante:

$$C_a = [F\pi + W(\pi)] L, \quad C'_a = \frac{dC_a}{d\pi} = [F + W'(\pi)] L > 0$$

En additionnant les coûts C_a des accidents de travail aux coûts de la prévention, On obtient:

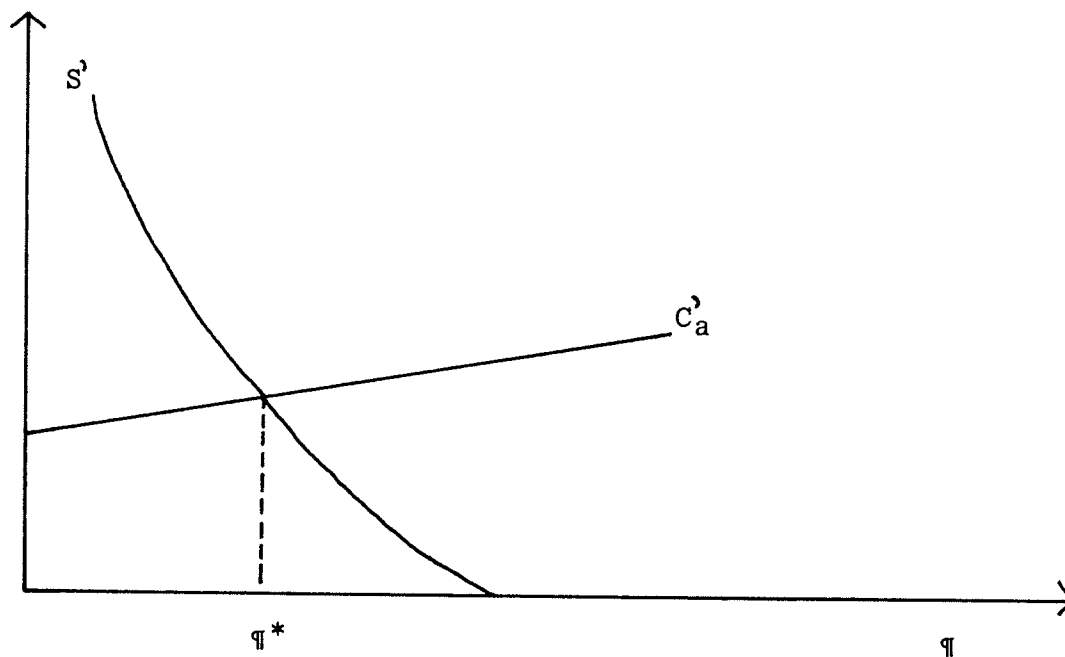
$$C_a + S = [F\pi + W(\pi)] L + G(\pi, L)$$

Tel que mentionné ci-haut, la décision de l'employeur réside à savoir jusqu'à quel point il doit investir dans la prévention afin de lui permettre une économie des coûts associés au risque et ce, tout en respectant le principe fondamental de la rentabilité. Une telle décision s'effec-

tue en examinant les coûts marginaux de la prévention et du risque. Ainsi, lorsque mathématiquement nous obtenons $-S' < C'_a$ ou $-G(\pi, L) < [F + W'(\pi)] L$, il devient payant pour l'employeur d'investir dans la prévention puisque le coût marginal de celle-ci est inférieur à la hausse du coût marginal du risque qui surviendrait si une telle prévention n'était pas faite. L'employeur continuera d'investir jusqu'à ce que $-S' = C'_a$. La décision de l'employeur est représentée à la figure 4. L'intersection des deux courbes détermine le niveau de risque optimal pour la firme. À gauche de cette intersection, la prévention coûte cher par rapport à ce qu'elle rapporte, l'employeur aura donc intérêt à la réduire et tolérer une augmentation du risque. À droite de l'intersection, la prévention rapporte plus par rapport à ce qu'elle coûte, l'employeur a donc avantage à investir pour couvrir tout le "manque à gagner".

Pareillement à la courbe des coûts de prévention, l'allure de la courbe C_a peut être influencée par différentes caractéristiques. Par exemple, si le marché du travail génère une prime salariale plus élevée à cause d'une augmentation de l'aversion face au risque de la part des travailleurs, la courbe C_a se déplacera vers le haut et sera plus abrupte. Ceci conduira à une optimalité inférieure à π^* . Il y aura aussi un déplacement de la courbe C_a selon la technologie employée dans la firme. Si cette dernière

Figure 4 Détermination du risque optimal à partir des courbes de coûts marginaux de la prévention et du risque



utilise une technologie poussée où une certaine interdépendance des travailleurs se crée, la courbe C_a se déplacera vers le haut mais gardera la même pente.

Ceci termine donc la présentation des modèles théoriques généraux. Comme nous avons pu le constater, O_i détient une place prépondérante à ce niveau¹³. Ces modèles constituent une base solide qui permettra la compréhension des théories concernant les diverses législations qui affectent les taux de lésions professionnelles.

2.2 Les modèles théoriques associés à la législation sur l'indemnisation des accidents de travail

2.2.1 Les effets de différents systèmes légaux d'indemnisation sur le taux d'accidents de travail

Selon Russell (1973), la législation sur l'indemnisation des accidents de travail comporte deux objectifs principaux. Le premier consiste à "taxer" les employeurs afin de créer un fonds qui assurera une certaine continuité du revenu aux travailleurs accidentés. Le second concerne les

¹³ Il faut toutefois noter que Smith (1973) a aussi proposé une modélisation théorique de la détermination du risque. Cette modélisation met beaucoup d'emphase sur la relation prévention-heures travaillées dans un cadre de minimisation des coûts.

effets incitatifs et indirects associés à la création de ce fonds. En "taxant" ainsi les employeurs, le législateur espère inciter ceux-ci à investir dans la prévention puisque cette taxe constitue un coût supplémentaire qui doit être idéalement minimisé.

Plusieurs options s'offrent au législateur quant à la formulation d'un système de taxation assurant l'atteinte des deux objectifs. Selon Russell, certains systèmes peuvent s'avérer plus efficaces que d'autres au niveau de l'effet incitatif. Il effectue donc une démonstration théorique sur les effets de trois systèmes différents sur le taux d'accidents de travail.

Russell débute son argumentation en établissant le lien qui existe entre les systèmes de taxation et le taux d'accidents de travail. Le processus de production adopté par la firme serait le principal déterminant des situations de risque en milieu de travail. Or, le choix de la firme quant à ce processus serait influencé par le système de taxation conçu par le législateur. Les différents systèmes possibles ont donc différentes influences.

Soient les éléments suivants:

$Q =$ production de la firme

K = capital

L = main-d'oeuvre

A = nombre d'accidents de travail

a = taux d'accidents de travail

(K/L) = ratio capital-travail constituant le processus de
production de la firme

Q = F (K, L, A)

a = \emptyset (K/L)

A = aL = \emptyset L

Q = F (K, L, \emptyset L)

Les fonctions ci-haut supposent que les accidents de travail sont considérés comme des sous-produits de l'activité de production, à la manière de Oi et que le taux d'accidents de travail dépend du processus de production choisi par la firme. D'après Russell, cette association entre les situations de risque et le choix technologique de la firme s'explique ainsi:

"Some people will undoubtedly protest that accidents are not an input to the production process - that to treat them as such belies their very name, which says that they occur accidentally and without plan. But the fact that there is a true random element in the occurrence of accidents does not mean that there cannot be a systematic element also. It is this systematic element which allow us to consider accidents as an input since the systematic element is associated with the type of production process and the level of expenditure on safety equipment and programs. The stability of inter-industry differences in accident rates suggests the validity of this observation." (Russell, 1973, p. 28)

La première étape de Russell est d'établir à partir de la fonction de production Q les dérivées premières:

$$\frac{\partial Q}{\partial K} = Q_K = F_K + F_A A_K = F_K + F_A \varnothing_k L \text{ car } A_K = \varnothing_k L$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = Q_L = F_A A_L = F_L + F_A (\varnothing_L L + \varnothing) \text{ car } A_L = \varnothing_L L + \varnothing$$

Les attentes sont:

$$F_K, F_L, F_A > 0$$

$$L > 0$$

$$\varnothing > 0$$

$A_K > 0$ si $\varnothing_k > 0$, l'inverse est aussi vrai

$A_L > 0$ si $\varnothing_L > 0$, l'inverse est aussi vrai

F_K , F_L et F_A indiquent qu'une augmentation de capital ou de main-d'oeuvre ou d'accidents de travail est associée à un accroissement de la production. A_K et A_L indiquent l'influence d'une augmentation de capital ou de main-d'oeuvre sur le nombre d'accidents de travail. En examinant les dérivées, nous constatons que les signes de ces valeurs dépendent des signes de \varnothing_k et \varnothing_L . Une firme dont le processus de production s'avère plus sécuritaire si le capital physique est avantagé par rapport au capital humain, aura une valeur \varnothing_k négative et une valeur \varnothing_L positive. Par conséquent, A_K constituera une valeur négative et A_L une valeur positive.

Par contre, une firme dont la salubrité des conditions de travail est avantagée par l'emploi de capital humain, démontrera un signe positif pour la valeur θ_k et un signe négatif pour la valeur θ_L . Par conséquent, il est facilement prévisible que la valeur de A_k sera positive. Cependant, la détermination du signe de A_L n'est pas tout aussi évidente. Ainsi, advenant que le taux d'accidents θ soit très élevé, il est fort probable que la valeur A_L devienne positive même si θ_L s'avère négative. Par contre, une valeur très élevée de θ_L en terme absolu pourra faire en sorte que A_L devienne négative.

À partir de cette base théorique, Russell examine trois types de systèmes de taxation. Le premier consiste en une taxe que le législateur prélève pour chaque accident de travail qui se produit dans la firme. Le deuxième suppose un système d'assurance où l'employeur débourse un certain montant d'argent pour chaque tranche de 100 \$ de salaire versé. Le dernier constitue une taxe prélevée sur chaque bien vendu par la firme.

Une firme qui doit se conformer au premier type de système de taxation devra minimiser les coûts suivants:

$$C = rK + wL + eA = (Q_0 - Q)$$

- r = prix d'une unité de capital
 w = taux de salaire
 Q_0 = niveau de production espéré
 e = taxe prélevée par le législateur
 C = coût total
 K = capital
 L = main-d'oeuvre
 Q = production réalisée

Les conditions pour avoir un minimum sont les suivantes:

$$C_k = r + eA_k - \lambda (F_k + F_A A_k) = 0 = \blacktriangleright r = F_k + A_k (F_A - e)$$

$$C_L = w + eA_L - \lambda (F_L + F_A A_L) = 0 = \blacktriangleright w = F_L + A_L (F_A - e)$$

λ = revenu marginal d'une unité de production.

Une fois réarrangées, les conditions veulent simplement dire que le prix d'une unité de facteur de production, K ou L , doit être égale à son revenu marginal en terme de production.

Les firmes faisant partie de l'économie sont évidemment toutes différentes; certaines s'avèrent plus sécuritaires si elles utilisent du capital physique, d'autres constatent une diminution des situations de risque si elles privilé-

gient l'emploi de capital humain. Russell fait donc une analyse complète en distinguant bien les effets d'une taxe sur les accidents de travail selon que la firme se comporte d'une manière ou de l'autre.

Supposons une firme dont le processus de production avec capital physique s'avère plus sécuritaire. Dans ce cas, les relations $\partial_k A_k < 0$ et $\partial_L A_L > 0$ s'appliquent. L'effet de la taxe e sera d'augmenter l'utilisation du capital physique par la firme au détriment du facteur main-d'oeuvre. En examinant le réarrangement des conditions obtenues ci-haut, nous constatons que la présence d'une taxe e rend le terme $A_k (\lambda F_A - e)$ plus grand. En conséquence, le revenu marginal du capital physique est augmenté par rapport à celui du capital humain. Étant soucieux de la rentabilité de la firme, l'employeur ajustera son processus de production afin d'y favoriser l'implantation du capital physique. L'imposition de la taxe e fera en sorte que le taux d'accidents de travail θ aura tendance à diminuer. Si la taxe e s'avère nulle, le revenu marginal du facteur main-d'oeuvre s'accroît par rapport à celui du capital physique. Devant une telle situation, l'employeur avantagera plutôt l'emploi du capital humain et puisque $\partial_L > 0$, le taux d'accidents de travail θ aura tendance à augmenter. Enfin, si $e = \lambda F_A^{14}$,

¹⁴ λF_A = revenu marginal d'un accident de travail.

la solution "classique" sera utilisée, c'est-à-dire, celle qui indique que le prix d'un facteur de production doit être égal à son revenu marginal physique.

Supposons une firme dont l'utilisation de capital humain au cours du processus de production s'avère plus sécuritaire. Dans ce cas, les relations $\emptyset_k, A_k > 0$, $\emptyset_L < 0$ et $A_L \geq 0$ s'appliquent. Si la taxe e est nulle, le revenu marginal du capital physique se voit augmenter ¹⁵, ce qui incite l'employeur à accroître l'utilisation de capital. Cet ajustement va créer une hausse du taux d'accidents de travail \emptyset . Parallèlement à cela, il se peut que $A_L > 0$. Dans ce cas, l'employeur aura tendance à avantager aussi la main-d'oeuvre. Or, nous savons que $\emptyset_L < 0$. Le taux d'accidents de travail \emptyset que la firme observera sera donc un effet net. Le taux \emptyset dépend dans quelle mesure l'employeur haussera le capital physique et le capital humain. Par contre si $A_L < 0$, l'absence de taxation aura pour effet de restreindre l'utilisation de capital humain. Dans cette situation, il est à prévoir que le taux \emptyset augmentera. S'il existe une taxe e , l'employeur aura moins d'intérêt à privilégier le capital physique. Si le signe de A_L est positif, il en sera de même pour le facteur main-d'oeuvre puisqu'une hausse de capital humain entraînera une majo-

¹⁵

Le terme $A_k (\lambda F_k - e)$ est positif et plus grand.

ration des accidents de travail qui seront subséquemment taxés, impliquant ainsi d'autres coûts pour l'employeur. Encore ici, le taux d'accidents de travail \emptyset dépend de l'effet net de l'ajustement qui se réalisera entre les deux facteurs de production. Cependant, si A_L est négatif, la présence de la taxe e incite l'employeur à favoriser l'utilisation de main-d'oeuvre. Étant donné que $\emptyset_k > 0$ et $\emptyset_L < 0$, le taux \emptyset de la firme sera en déclin.

Le deuxième type de taxation oblige l'employeur à payer un certain montant par tranche de 100 \$ de salaire versé aux travailleurs. Soit m le montant d'assurance payé pour un dollar de salaire. Selon Russell, l'employeur cherche à minimiser les coûts suivants:

$$C = rK + (1+m)wL + \lambda(Q_0 - Q)$$

Les conditions pour obtenir un minimum sont:

$$C_k = r - \lambda(F_k + F_A A_k) = 0 \Rightarrow r = \lambda(F_k + F_A A_k)$$

$$C_L = (1+m)w - \lambda(F_L + F_A A_L) = 0 \Rightarrow (1+m)w = \lambda(F_L + F_A A_L)$$

Le réarrangement des conditions de premier ordre démontre que le prix d'un facteur de production, K ou L , doit être égal à son revenu marginal en terme de production.

Soit une firme dont le processus de production s'avère plus sécuritaire si on y favorise le capital physique. Rappelons qu'un tel comportement se traduit par les relations $\emptyset_K, A_K < 0$, $\emptyset_L, A_L > 0$. La mise en place de la taxe m fait en sorte que le facteur main-d'oeuvre devient plus cher, impliquant ainsi une diminution de son utilisation par la firme. En ce qui concerne le capital physique, un bref examen de la condition de premier ordre démontre que la taxe m n'y a aucun effet. Ainsi, une diminution du taux \emptyset devient-elle prévisible. En somme, ces résultats indiquent que la taxe e et la taxe m auraient les mêmes effets lorsque la firme est plus sécuritaire grâce au capital physique. Cependant, Russell insiste sur une différence très importante. S'appuyant sur le fait qu'une diminution du facteur main-d'oeuvre risque de restreindre le revenu marginal du capital physique, il explique:

"... the payroll tax has no direct effect on the amount of capital used by the firm. But as the payroll tax is increased, the amount of labor used and, since $A_L > 0$, the number of accidents both decrease. This will shift the MRP schedule of capital downward, reducing the amount of capital that the firm will decide to use. Since $\emptyset_K < 0$, this will tend to raise the accident rate again, offsetting to some extent the effects of a decline in labor used.

By contrast, the accident tax counteracts the indirect effects of a reduction in the amount of labor by introducing a direct effect to increase the use of capital. The imposition of an accident tax acts directly to shift the MRP schedule of capital, hence the amount used, upward. Thus it consistently acts to

induce a shift towards safer, more capital-intensive technology." (Russell, 1973, p. 31)

Cet effet secondaire du capital physique fait apparaître la taxation e comme étant un moyen plus efficace de réduire le taux \emptyset . En fait, il faudrait que l'effet primaire de la taxe m soit très fort par rapport à son effet secondaire afin que ce type de taxation paraisse autant efficace dans l'atteinte de l'un des objectifs de la législation sur l'indemnisation.

Dans le cas où le processus de production de la firme s'avère plus sécuritaire en utilisant le facteur main-d'oeuvre, c'est-à-dire où $\emptyset_K, A_K > 0$, $\emptyset_L < 0$ et $A_L \leq 0$, Russell arrive au résultat à l'effet que le taux d'accident de travail \emptyset va augmenter car la taxe m empêche l'employeur d'utiliser du capital humain en abondance. Ceci surviendrait quelque soit le signe de A_L . Rappelons que le prélèvement de la taxe m n'influence guère l'utilisation de capital physique.

Advenant que la taxe $m = 0$, l'employeur requiert la même allocation de facteurs de production que dans le cas où $e = 0$ dans le système de taxation par accident.

Le troisième système de taxation est celui où la taxe est prélevée sur chaque bien vendu. La présence d'un tel système conduit à une baisse des revenus marginaux du capital physique et humain. Par conséquent, l'employeur devra en restreindre leur emploi. Le nouveau taux θ sera contraint à l'ajustement des facteurs de production qui se réalisera dans la firme. Cette conséquence demeure vraie dans n'importe quel type de firme.

Au Québec, le deuxième système est en application. Cependant, la présence d'un système qui tient compte de l'expérience de la firme fait en sorte que la législation québécoise se situe entre le premier et le second système étudiés par Russell. En conclusion, nous sommes donc en mesure d'avancer que le système québécois ne semble pas tout à fait adéquat quant à la réalisation de l'objectif de prévention.

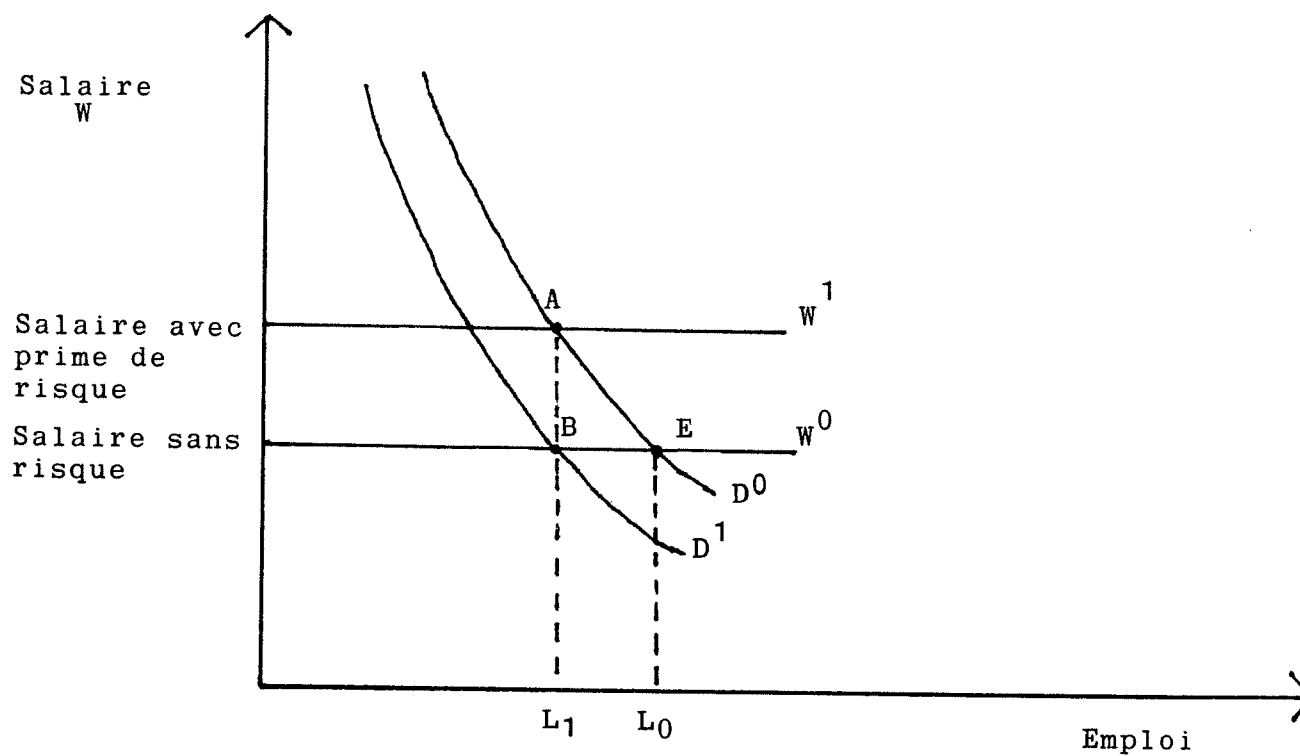
2.2.2 Allocation des ressources et effets salariaux de la législation sur l'indemnisation des accidents de travail

À l'aide d'une modélisation théorique, Gregory et Gisser (1973) démontrent les effets de cette législation sur le marché du travail et par conséquent sur la détermination des salaires. Afin d'éviter de surcharger le présent texte

et parce que les effets salariaux ne s'avèrent pas notre principale préoccupation, nous nous limiterons à exposer les plus importantes conclusions de Gregory et Gisser à l'aide de différents graphiques.

Supposons une situation de concurrence parfaite. De plus, nous présumons que la firme étudiée présente une activité de production risquée. Dans le cas où il n'existe pas de législation sur l'indemnisation des accidents de travail, les travailleurs devront eux-mêmes acheter de l'assurance qui couvrira les coûts produits par de tels incidents. Ainsi, la courbe d'offre de travail se déplacera vers le haut par une distance correspondant au coût de l'assurance. Ce surplus est habituellement qualifié de prime salariale de risque. La figure 5 présente l'ajustement que subit le marché du travail interne à la firme. Le point E indique le salaire que la firme accorde aux travailleurs lorsque ceux-ci ne subissent pas les contrecoûts des situations de risque. Dans le cas contraire, une parfaite perception du risque fait déplacer l'offre de travail vers le haut à W^1 . La distance entre W^0 et W^1 constitue la prime salariale de risque ou encore le coût de l'achat d'une assurance privée. Le nouvel équilibre se situe alors au point A où l'employeur connaît une augmentation de ses coûts de production et réduit ainsi sa main-d'oeuvre à L_1 .

Figure 5 Détermination des salaires sur le marché du travail interne d'une entreprise étant donné l'existence de la législation sur l'indemnisation - Ajustements à court terme



Si le législateur introduit un système de taxation selon lequel l'employeur doit payer un certain montant par tranche de salaire versé, le nouvel équilibre du marché interne de travail se situera au point B. Étant donné que les travailleurs n'assument plus la responsabilité des coûts d'accidents, leur offre de travail demeure à W^0 . Cependant, le coût supplémentaire que représentent les cotisations de l'employeur fait en sorte que la demande de travail se déplace vers le bas par une distance équivalente à la prime salariale de risque. Ceci explique donc le nouvel équilibre au point B. Nous remarquons qu'en situation de risque, la responsabilité des coûts d'accidents n'a aucune influence sur l'emploi dans la mesure où le coût d'assurance privée est égal au coût de l'assurance publique. Supposons une situation où il en coûterait plus cher aux travailleurs de s'assurer par rapport à l'employeur. La mise en place du système légal de taxation favorise ainsi les travailleurs puisque la demande de travail de l'employeur se déplace d'une distance moindre comparative-ment au déplacement que l'offre de travail aurait dû subir s'il n'y avait pas eu une telle législation. Ainsi, l'emploi se situerait entre L_1 et L_0 et le salaire serait supérieur à W^0 .

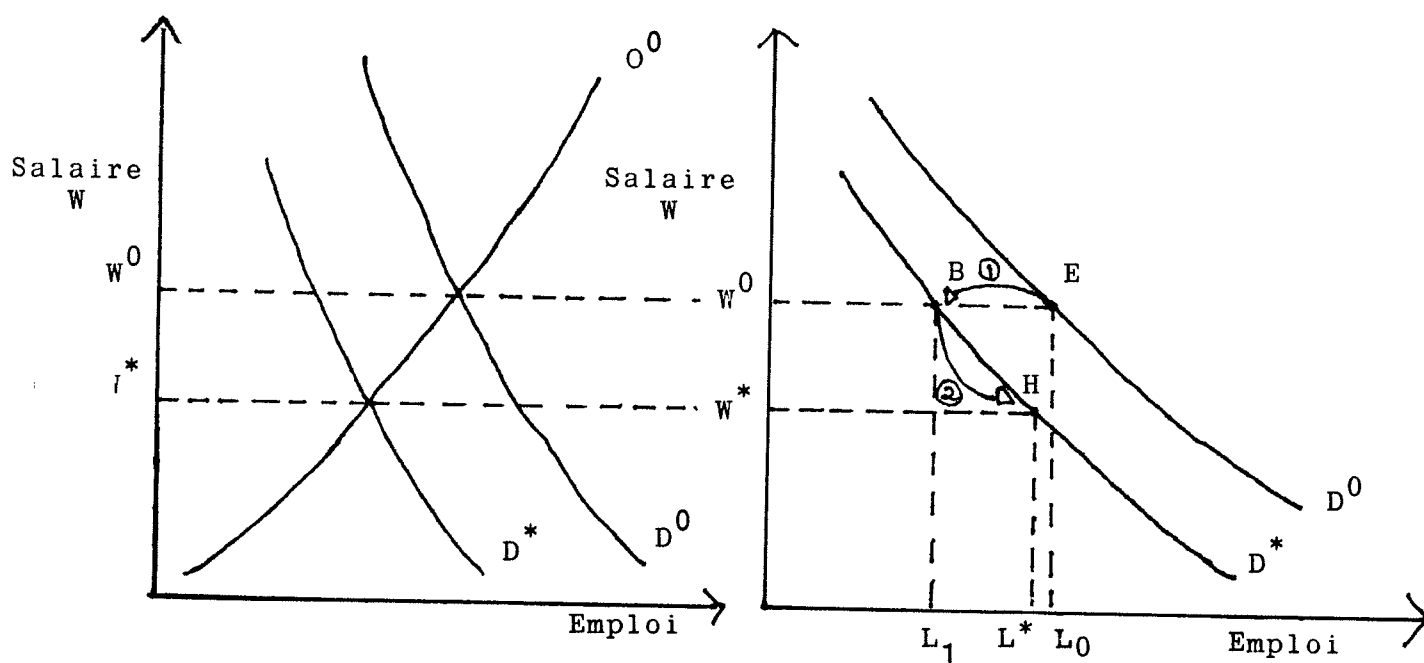
Gregory et Gisser abandonnent l'hypothèse d'une parfaite perception du risque et constatent les ajustements consé-

quents du marché du travail de la firme et de l'économie. Si le risque n'est aucunement percevable, toutes les firmes paieront le salaire W^0 aux travailleurs puisque l'offre de travail se situe à ce niveau. L'introduction du système de taxation fait passer l'équilibre du point E au point B puisqu'il y a un déplacement de la demande de travail de la firme vers le bas. Ceci s'accompagne d'une baisse de l'emploi de L_0 à L_1 . Pour Gregory et Gisser, il s'agit là d'un ajustement de court terme.

Les effets de long terme sont démontrés à la figure 6. Après un certain temps, le déplacement de la demande de travail des diverses firmes influence à son tour la demande de travail de l'économie toute entière. La réduction d'emplois qui en découle incite l'offre de travail de l'économie à s'ajuster à la baisse, générant ainsi un nouveau salaire W^* pour le marché. Ce niveau salarial constitue une donnée à laquelle les firmes devront s'adapter. Ainsi, l'équilibre de la firme passera-t-il du point B au point H, soit un mouvement le long de la courbe de la demande de travail. À ce point, la firme emploie L^* de main-d'oeuvre, soit une quantité plus grande que celle déterminée au point B. Gregory et Gisser concluent:

"Since wages are now lower than they were prior to the imposition of the tax, the analysis suggests that part of the burden of the tax falls on workers as suppliers of a factor input. How the burden will be shared as

FIGURE 6 Détermination des salaires sur les marchés du travail de l'entreprise et de l'économie étant donné l'existence de la législation sur l'indemnisation - Ajustements à long terme



Marché du travail de l'économie Marché du travail de la firme

between employers (and ultimately consumers) and workers depends on the elasticity of the long-run aggregate schedules of demand for and supply of labor". (Gregory et Gisser, 1973, p. 111)

En fait, une demande de travail inélastique reflète quelque peu une certaine dépendance de l'employeur face aux travailleurs et nous sommes en mesure de prévoir que dans de telles circonstances le salaire et l'emploi ne varieront pas énormément.

En plus de l'élasticité des courbes d'offre et de demande de travail, l'allocation finale des ressources dépend aussi de la taxe qui est imposée par la législation et qui devrait refléter jusqu'à un certain point le risque existant dans chaque milieu de travail. Une différence de taxation modifie les prix relatifs et favorise la firme plus sécuritaire.

2.2.3 Les effets de la générosité du système d'indemnisation sur le taux de lésions professionnelles

Bien que la générosité du système compensatoire permet une meilleure projection du revenu pour le travailleur accidenté, il n'en demeure pas moins qu'elle peut provoquer une hausse du taux de lésions professionnelles. Comme toute assurance, le système d'indemnisation agit sur les quan-

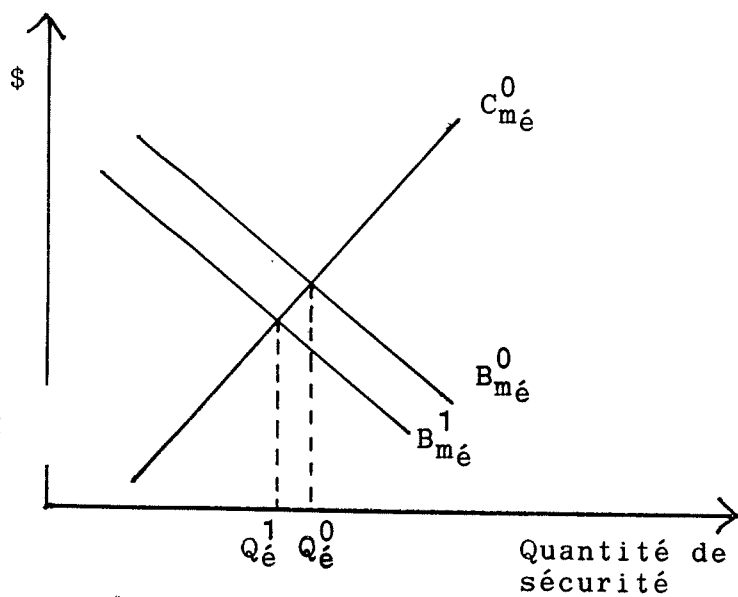
tités d'activités d'auto-protection exercées par les assurés (Dionne, 1981). L'activité d'auto-protection consiste en un comportement qui privilégie la sécurité. Dans le domaine du travail, le port de gants par le travailleur constitue un exemple de ce type d'activité.

Welland (1986) s'est intéressée à la question de la générosité du système de compensation. Selon elle, une générosité accrue du système peut s'interpréter comme une augmentation de la responsabilité des employeurs quant aux coûts d'accidents de travail. Son hypothèse de base est la suivante:

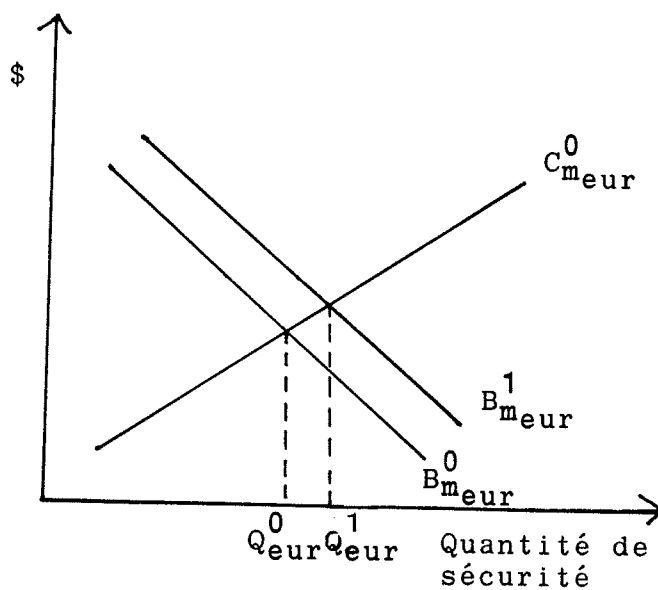
"Thus changes in the rules of liability may in fact change the resources that are allocated to the production of safety by shifting liability away from the party who could prevent at least cost. A well-known implication of the Coase Theorem is that optimal production of safety will be achieved only when the least cost preventer is made liable for the damage. Otherwise the marginal benefit of preventing the accident will be understated and too few accidents will be prevented." (Welland, 1986, p. 665)

La figure 7 fait état de la détermination des quantités optimales de sécurité générées par les travailleurs et l'employeur. Dans le cas qui nous intéresse, une augmentation de la responsabilité se produit lorsque des coûts habituellement acquittés par l'employé sont désormais payés par l'employeur. Dans la réalité, ceci se concrétise, soit

Figure 7 Détermination des quantités optimales de sécurité générées par l'employé et l'employeur étant donné l'existence d'une législation sur l'indemnisation



Réaction de l'employé



Réaction de l'employeur

par une hausse du pourcentage du salaire à partir duquel l'indemnité est déterminée, soit par un accroissement des minimum et maximum qui s'appliquent à la compensation. Suite au transfert de responsabilité, l'employé retire moins de bénéfice à s'adonner à la prévention des accidents de travail. La courbe de bénéfice marginal $B^0_{m_e}$ se déplace vers le bas à la position de la courbe $B^1_{m_e}$. La quantité optimale de sécurité exercée par l'employé sera réduite de Q^0_e à Q^1_e . Pour l'employeur, la situation inverse se produit. La hausse de responsabilité fera en sorte qu'il lui sera beaucoup plus profitable d'investir dans la prévention des accidents de travail, ce qui explique le déplacement de la courbe de bénéfice marginal de $B^0_{m_{eur}}$ à $B^1_{m_{eur}}$. La quantité optimale de sécurité augmentera de Q^0_{eur} à Q^1_{eur} .

Welland soutient que son argumentation n'est valide que pour certains types d'accident de travail, en occurrence, ceux qui sont causés strictement par un "mauvais" comportement de l'employé. Ce dernier serait ce que Welland appelle le "*least cost preventer*" lorsqu'il s'agit de prévention de ces accidents. Le modèle théorique suivant permet une compréhension plus complète des hypothèses de Welland:

Soient:

$p(x,y)$ = probabilité d'accident de travail

x = niveau de précaution adopté par l'employeur

y = niveau de précaution adopté par l'employé

A = coût de la précaution pour l'employeur

B = coût de la précaution pour l'employé

D = totalité des dommages causés par l'accident de travail

a = portion des dommages dont la responsabilité est à l'employeur

b = portion des dommages dont la responsabilité est à l'employé ($a + b = 1$, $0 < a < 1$, $0 < b < 1$)

Hypothèses simplificatrices: 1-l'employé a une attitude neutre face au risque, 2- aucun agent ne peut influencer le comportement de l'autre.

Le coût total d'un accident serait:

$$L = [p(x,y)]aD + [p(x,y)]bD + A(x) + B(y)$$

Pour chacun des agents économiques, employé et employeur, le coût d'un accident de travail se constitue de la manière suivante:

$$\text{Coût}_{\text{employé}} = p(x,y)bD + B(y)$$

où les attentes sont $p_y < 0$, $p_{yy} > 0$, $B'(y) > 0$, $B''(y) > 0$, $p_x = 0$

$$\text{Coût}_{\text{employeur}} = p(x,y)aD + A(x)$$

où les attentes sont $p_x < 0$, $p_{xx} > 0$, $A'(x) > 0$, $A''(x) > 0$, $p_y = 0$

La première étape consiste donc à trouver les quantités optimales de y et de x qui minimaliseront les coûts subis par l'employé et l'employeur:

$$d[\text{Coût}_{\text{employé}}]/dy = p_y bD + B'(y) = 0 \text{ ce qui implique que} \\ -p_y bD = B'(y)$$

$$d[\text{Coût}_{\text{employeur}}]/dx = p_x aD + A'(x) = 0 \text{ ce qui implique que} \\ -p_x aD = A'(x)$$

Ces conditions de premier ordre supposent que, chacun de leur côté, l'employé et l'employeur s'engagent dans des activités de précaution ou prévention jusqu'au point où le coût marginal d'une telle activité soit égal au bénéfice marginal qu'elle rapporte. En transformant les dérivées partielles en dérivées totales, il nous est possible d'observer les réactions des agents lorsqu'il se produit un transfert de responsabilité en faveur de l'employé:

$$dy/db = -p_y D / (bDp_{yy} + B''(y)) > 0$$

$$dx/da = p_x D / [aDp_{xx} + A''(x)] > 0$$

Le signe positif des dérivées totales indique que si la législation diminue la responsabilité d'un agent quelconque face aux coûts d'accident de travail, ce même agent inves-

tira moins dans des activités de précaution; ce qui implique une hausse de la probabilité de risque.

Étant donné que $x = f(a)$, Welland réécrit la fonction de probabilité d'accident de travail dans ces termes $p(g(a), h(a))$ et finit par obtenir:

$$\begin{aligned} dp/da &= dp/dx [g'(a)] + dp/dy [h'(a)] \approx 0 \\ &= dp/dx [dx/da] + dp/dy [dy/da] \approx 0 \end{aligned}$$

└──────────────────┘

Réaction de
l'employeur

└──────────────────┘

Réaction de
l'employé

La dérivée ci-haut présente ce qui arrive à la probabilité d'accident de travail lorsque la responsabilité de l'employeur est augmentée. Nous constatons que la probabilité peut diminuer, s'accroître ou encore rester stable selon que la réaction de l'employeur soit plus grande, plus petite ou égale à celle de l'employé. Rappelons que l'amplitude de la réaction de l'employé dépend du contrôle que ce dernier exerce sur les situations de risque présentes dans son environnement de travail. Ainsi, cette réaction sera plus ou moins prononcée pour certains types particuliers d'accident de travail.

Au Québec, depuis le premier janvier 1979, le travailleur accidenté reçoit 90 % de son salaire net en guise de compensation. En supposant qu'il existe divers coûts à l'activité de travail, ce même travailleur peut donc retirer un meilleur revenu net total lorsqu'il est accidenté par rapport à celui dont il dispose lorsqu'il est en santé. Par conséquent, la responsabilité est presque entièrement sur l'employeur. Ainsi, il ne semblerait pas étonnant de constater des effets incitatifs élevés à abandonner les activités d'auto-protection chez le travailleur. Toutefois, nous devons reconnaître que le changement législatif du premier janvier 1979¹⁶ profite plus à certaines catégories de travailleurs. Parmi ceux-ci se trouvent les travailleurs à faibles revenus¹⁷ et les travailleurs ayant droit aux déductions d'impôt pour charge familiale¹⁸.

¹⁶ Rappelons que la compensation était de 75 % du salaire brut avant le premier janvier 1979.

¹⁷ Dionne et St-Michel (1988) ont effectué une simulation d'impôt et de compensation pour deux individus célibataires avec différents salaires bruts. Ils concluent: "... the change in the compensation formula is intended to greater compensate victims whose gross annual income is less than \$ 9,000.00, to the detriment of those whose income exceeds this limit; the latter group having been over compensated under the previous formula based on 75 % of the worker's gross annual income". (Dionne et St-Michel, 1988, p. 13)

¹⁸ La Commission des accidents du travail confirme sa volonté de protéger davantage le salaire des travailleurs accidentés avec charge familiale. Elle écrit dans son rapport annuel de l'année 1979: "Cette modification a l'avantage de mieux tenir compte des charges familiales particulières à chacun des bénéficiaires ..." (Commission des accidents du travail, 1979, p. 15)

2.3 Les modèles théoriques associés à la législation sur la salubrité des lieux de travail.

2.3.1 Le modèle intégré de Viscusi

Viscusi (1979) est l'un des premiers chercheurs à présenter un modèle économique portant sur les conséquences d'une loi qui impose directement un niveau minimal de salubrité dans l'environnement de travail. Bien que différents dans leurs approches, les modèles de Viscusi et Welland reposent sur la même argumentation, soit celle de la réduction de la "prudence ouvrière" lorsqu'une législation offre une certaine protection aux travailleurs. Lors de la modélisation de Welland, il s'agissait d'une protection salariale tandis que dans le cas de Viscusi, il sera plutôt question d'une protection de l'intégrité physique.

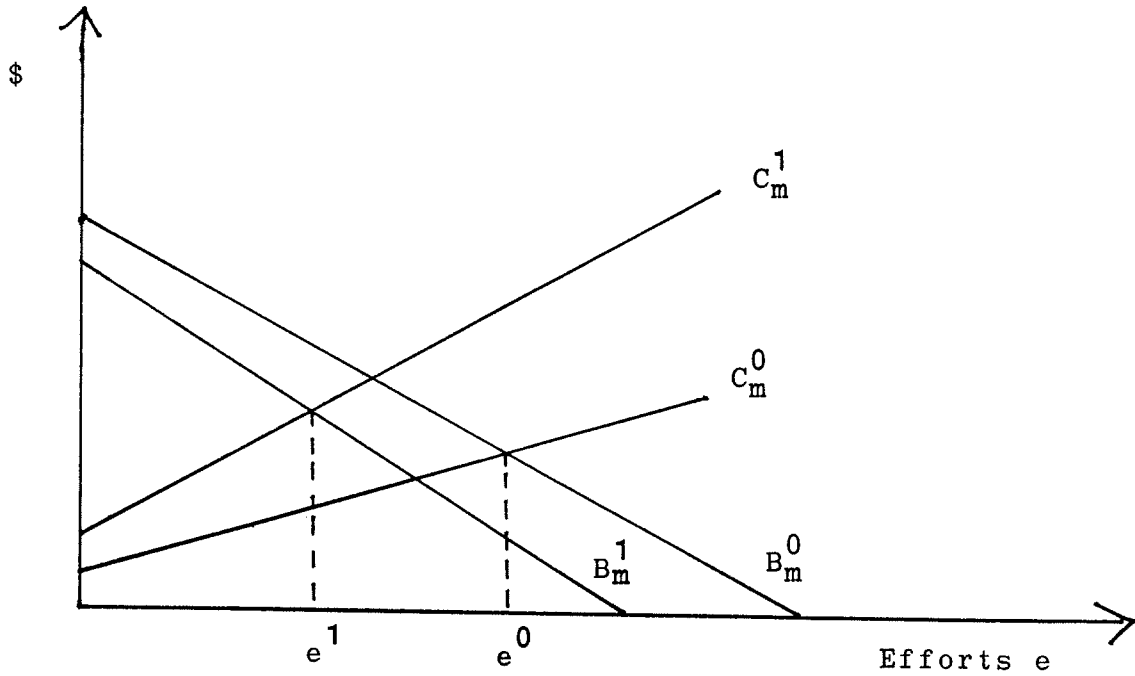
Au cours de son activité de production, la firme présente un niveau S de salubrité ou de sécurité de l'environnement de travail. Celui-ci est déterminé par deux facteurs, les activités q de l'employeur visant à améliorer la qualité du milieu de travail et les efforts e déployés par le travailleur désireux de conserver son intégrité physique.

$$S(q) = r(q, e(q)), \quad \frac{dS}{dq} \geq 0, \quad \frac{dS}{de} > 0, \quad \frac{de}{dq} < 0$$

Les activités q de l'employeur se concrétisent généralement par l'achat d'équipement sécuritaire. Les efforts e du travailleur se traduisent simplement par l'adoption d'un comportement et de pratiques sécuritaires. Si les facteurs q et e étaient indépendants l'un de l'autre, une augmentation de ceux-ci aurait pour effet d'accroître le niveau global de salubrité S . Cependant, contrairement à Welland, Viscusi fait l'hypothèse que les actions entreprises par les travailleurs sont dépendantes des agissements des employeurs. Une telle dynamique s'explique dans les termes suivants. La législation serait élaborée de manière à influencer principalement le facteur q . Ayant l'assurance que diverses dispositions seront exécutées afin de protéger son intégrité physique, le travailleur peut alors laisser tomber certaines pratiques préventives dont le coût en temps et en productivité peut s'avérer important. Viscusi s'intéresse donc dans une première étape au comportement du travailleur lorsqu'une législation sur la salubrité du lieu de travail est mise en vigueur. Par la suite, il considère cet élément dans la prise de décision de l'employeur quant au respect de la législation.

Selon Viscusi, la législation modifie les éléments à partir desquels le travailleur se base afin d'acheminer son processus de décision. La figure 8 en fait la démonstration. Contrairement à la modélisation de Welland, la

FIGURE 8 Détermination de la quantité optimale d'efforts préventifs générés par le travailleur étant donné l'existence d'une législation sur la salubrité de l'environnement de travail



législation fait en sorte que les efforts préventifs du travailleur deviennent plus coûteux et rapportent moins¹⁹. Selon nous, la théorie des rendements décroissants permet de comprendre les modifications qui altèrent le processus décisionnel du travailleur. Obligeant l'employeur à produire plus de sécurité dans son établissement, il devient de plus en plus compliqué pour le travailleur de fournir des efforts préventifs efficaces puisque la législation a déjà agi sur les dangers les plus graves. Pour une quantité d'efforts appréciable, le travailleur améliore que dans une moindre mesure la salubrité de l'environnement de travail. Comme le démontre la figure 8, la courbe du

19

Nous ne sommes pas en accord sur ce point de la théorie de Viscusi. En fait, nous avons plutôt tendance à envisager le problème sous les mêmes angles que Welland. Selon nous, la législation sur l'environnement de travail ne provoque pas un déplacement de la courbe des coûts marginaux des efforts fournis. Ainsi, l'influence d'une telle législation ne s'exercerait qu'au niveau des bénéfices marginaux des efforts. Prenons un exemple. Supposons une firme aux prises avec un problème de bruit intense. Étant sans doute au courant de ce problème, l'entreprise fournit une protection auditive (bouchons, coquilles) aux travailleurs. La mise en vigueur d'une loi sur l'environnement de travail incite l'employeur à agir de manière "plus active" sur ce problème. Il peut, par exemple, faire ériger des écrans entre la source du problème et les travailleurs. Dans de telles circonstances, le port de protection auditive rapporte moins aux travailleurs en terme de santé, ce qui expliquerait le déplacement de la courbe des bénéfices marginaux. Toutefois, nous ne sommes pas d'avis que le port de protection auditive devient plus coûteux. Dans notre exemple, le port de protection auditive ne devient pas plus gênant pour les travailleurs parce qu'il existe une législation qui incite l'investissement en sécurité ou encore, il n'incite pas les travailleurs à être moins productifs. Ceci illustre donc la raison pour laquelle nous optons pour une stabilité de la courbe C_m .

coût marginal d'une unité d'effort se déplace de C_m^0 à C_m^1 tandis que celle du bénéfice marginal s'abaisse de B_m^0 à B_m^1 . Par conséquent, nous constatons une diminution de la quantité optimale d'efforts fournis par le travailleur de e^0 à e^1 .

Mathématiquement, le modèle de Viscusi s'exprime de la manière suivante.

Soient:

- S = niveau global de salubrité dans la firme
- q = actions entreprises par l'employeur afin d'améliorer la qualité du lieu de travail
- q* = standards législatifs de qualité du lieu de travail
- e = efforts du travailleur afin de protéger son intégrité physique
- $u^1(x)$ = utilité reliée à la consommation du bien x si le travailleur est en santé
- $u^2(x)$ = utilité reliée à la consommation du bien x si le travailleur est accidenté
- p = probabilité d'accident de travail
- C = perte subie lors d'accident de travail
- w = salaire du travailleur
- L = nombre de travailleurs
- π = profit de l'employeur

c = coût d'une unité "de qualité du lieu de travail" pour l'employeur

t = index de surveillance du respect de la législation

G = ensemble des coûts dûs au non-respect de la législation

H = déterminant Hessian

D = terme qui englobe l'équation de dérivée seconde

Avant d'en arriver à établir la réaction du travailleur et de l'employeur vis-à-vis la législation, il faut d'abord comprendre les diverses relations qui existent entre les différentes variables notées ci-haut.

Généralement, l'individu occupe deux rôles principaux dans la société, ceux de travailleur et de consommateur. Il va de soi que la consommation du bien x procure davantage d'utilité au travailleur lorsque ce dernier est en santé par rapport à l'utilité qu'il pourra en retirer s'il était accidenté. Cette évidence se décrit à l'aide des relations $u^1(x) > u^2(x)$ et $du^1/dx = u^1_x > du^2/dx = u^2_x > 0$. De plus, l'hypothèse de la neutralité ou de l'aversion face au risque est retenue comme comportement le plus fréquent chez le travailleur. Celle-ci s'accompagne d'ailleurs des relations mathématiques $d^2u^1/dx^2 = u^1_{xx} \leq 0$, $d^2u^2/dx^2 = u^2_{xx} \leq 0$.

Les actions q mises en oeuvre par l'employeur et les efforts e fournis par le travailleur influencent tous deux

les différents aspects des accidents de travail, c'est-à-dire leur probabilité p de survenir et les pertes C qu'ils entraînent. Plus précisément, une hausse de q ou de e devrait réduire la probabilité d'accident de travail et/ou les pertes subies dans un tel événement. Dans ce cas, $dp/dq = p_q < 0$, $dp/de = p_e < 0$, $dC/dq = C_q < 0$, $dC/de = C_e < 0$. Cependant, tel que mentionné ci-haut, l'efficacité des mesures supplémentaires de q ou de e s'amointrit, laissant ainsi paraître une situation de rendements décroissants, alors $d^2p/dq^2 = p_{qq} > 0$, $d^2p/de^2 = p_{ee} > 0$, $d^2C/dq^2 = C_{qq} > 0$ et $d^2C/de^2 = C_{ee} > 0$. Viscusi note aussi que la mise en place d'une unité additionnelle de q (e) n'aura pas pour effet d'accroître l'efficacité de e (q) sur la probabilité p ou les pertes C . Mathématiquement, $p_{eq} \geq 0$ et $C_{qe} \geq 0$.

La perception des situations de risque incite le travailleur à exiger un salaire supérieur à celui qui prévaudrait si l'environnement de travail était des plus salubres. Ce surplus constitue la prime salariale de risque et est évidemment fonction des activités préventives de l'employeur. Si ce dernier investit en sécurité, il pourra par la suite réaliser des économies en offrant des salaires moins élevés, alors $w_q < 0$. Étant donné l'hypothèse de neutralité ou d'aversion face au risque, la prime doit être égale ou supérieure à la perte potentielle que le travailleur pourrait subir. Cet énoncé se décrit par la relation

$$w_q - C_q \geq 0.$$

Ci-haut, nous avons démontré que la consommation détermine l'utilité qu'éprouve le travailleur. Or, le principal déterminant de cette consommation s'avère le revenu net que gagne ce dernier :

$$x_1 = w(q) - e, \text{ si le travailleur est en bonne santé}$$

$$x_2 = w(q) - e - C(q,e), \text{ si le travailleur est accidenté}$$

Dans le premier cas, la consommation dépend du revenu net, c'est-à-dire le salaire moins les coûts que comportent les efforts déployés par le travailleur. Dans le deuxième cas, nous remarquons que le revenu du travailleur est restreint au montant qui reste une fois les coûts des efforts et les pertes subies soustrayés.

Le processus décisionnel que le travailleur doit effectuer est de choisir la quantité d'efforts e qui maximisera son utilité V . Cette dernière s'évalue de la manière suivante :

$$V = [1-p(q,e)]u^1(w(q)-e) + p(q,e)u^2(w(q)-e-C(q,e))$$

utilité associée à la probabilité et au revenu si le travailleur est en santé

utilité associée à la probabilité et au revenu si le travailleur est accidenté

La condition de premier ordre est donc:

$$\frac{dV}{de} = 0 = \{-p_e [u^1 - u^2] - p C_e u_x^2\} - \{(1-p) u_x^1 + p u_x^2\},$$

ce qui implique que:

$$\underbrace{\{-p_e [u^1 - u^2] - p C_e u_x^2\}}_{\text{bénéfice marginal}} = \underbrace{\{(1-p) u_x^1 + p u_x^2\}}_{\text{coût marginal}}$$

bénéfice marginal
associé à une unité
d'effort

coût marginal
associé à une
unité d'effort

Viscusi mentionne:

"The positive MB term reflects both the effect of increased e in reducing the probability p of an accident and reducing the size of the loss C, while the MC term corresponds to the drop in expected marginal utility due to the increase in e." (Viscusi, 1979, p. 138)

La dérivée seconde démontre qu'il s'agit bien d'un maximum:

$$\begin{aligned} d^2V/de^2 &= -p_{ee} u^1 + 2 p_e u_x^1 + (1-p) u_{xx}^1 + p_{ee} u^2 + 2 p_e (-1-C_e) u_x^2 \\ &+ p u_{xx}^2 (-1-C_e)^2 - p u_x^2 C_{ee} < 0 \end{aligned}$$

La réaction du travailleur face à la législation s'obtient en faisant la dérivée totale de la condition de premier ordre:

$$\begin{aligned} de/dq &= \left\{ \frac{-1}{D} \right\} \{ p_{eq} [-u^1 + u^2] + C_{eq} [-p u_x^2] + p_e [u_x^2 (w_q - C_q) - u_x^1 w_q] \\ &+ p_q [u_x^1 + u_x^2 (-1-C_e) - (1-p) u_{xx}^1 w_q + p (-1-C_e) u_{xx}^2 (w_q - C_q)] \} < 0 \end{aligned}$$

Le signe négatif de/dq démontre qu'une augmentation des actions q de l'employeur fait en sorte que le travailleur abandonne certains efforts de sécurité. Étant donné que la législation incite la mise en place d'activités q , nous pouvons donc affirmer à partir du modèle de Viscusi qu'elle influence d'une façon non-appropriée le comportement du travailleur. Dans de telles circonstances, il est à se demander si la législation s'avère pleinement efficace pour abaisser le taux de lésions professionnelles puisque différentes forces, de différentes natures, agissent simultanément.

Le comportement de la firme se détermine à partir des coûts qu'elle doit assumer afin de poursuivre son activité de production. Le profit π dont elle bénéficie étant donné la venue de la législation s'obtient ainsi:

$$\pi = \underbrace{F(L, S(q))}_{\text{fonction de production}} - \underbrace{Lw(S(q))}_{\text{coût salarial}} - \underbrace{cq}_{\text{coût des actions préventives}} - \underbrace{G(q, q^*, t)}_{\text{coût du non-respect des mesures législatives}}$$

La fonction de production est dépendante du nombre de travailleurs engagés et du niveau global de sécurité. L'utilisation de chacun de ces éléments améliore la production effectuée. Ainsi, $dF/dL = F_L > 0$ et $dF/dS = F_S > 0$.

La main-d'oeuvre constitue une force de travail et le niveau global de sécurité réduit considérablement les interruptions du processus productif dûs à l'avènement d'accidents de travail. Viscusi fait l'hypothèse de la fixité du capital physique, ce qui explique en partie le rendement décroissant de la main-d'oeuvre et de la sécurité qui se reflète dans les relations $d^2F/dL^2 = F_{LL} < 0$ et $d^2F/dS^2 = F_{SS} < 0$.

Le coût salarial n'est nul autre que la multiplication du nombre de travailleurs avec le salaire qu'ils reçoivent. Rappelons que ce dernier est fonction de la salubrité des conditions de travail. Pareillement, le coût des actions préventives s'établit en multipliant le coût par unité de prévention par sa quantité.

Le dernier type de coût est celui associé au non-respect des mesures législatives et des pénalités qui y sont subséquentes. Trois éléments déterminent ce coût: la quantité des actions préventives q adoptées par l'employeur, les standards législatifs q^* de qualité du lieu de travail et la surveillance t effectuée par le législateur. Supposons un employeur qui ne respecte pas les standards législatifs. En augmentant quelque peu ses activités préventives sans toutefois atteindre q^* , cet employeur subira moins de coût relié à son non-respect, ainsi

$dG/dq = G_q \leq 0$. Si le législateur impose des standards de salubrité sévères, l'employeur qui n'y est pas conforme verra son coût fortement augmenté, ce qui est décrit par $dG/dq^* = G_q^* \geq 0$. Il est important de noter qu'une hausse des activités de surveillance accroît le coût du non-respect, $dG/dt = G_t > 0$, puisque l'employeur contrevenant a une plus grande possibilité d'être inculpé de son délit. De plus, cette même augmentation fait en sorte qu'un accroissement des activités préventives q génèrera de plus grandes économies pour l'employeur, tel qu'indiqué par la relation $d^2G/dqdt = G_{qt} < 0$.

Étant donné la fonction de profit π , les dérivées partielles par rapport à la main-d'œuvre L et aux activités préventives q de l'employeur sont les suivantes:

$$\frac{d\pi}{dL} = \pi_L = F_L - w = 0$$

$$\frac{d\pi}{dq} = \pi_q = F_s S_q - L w_s S_q - c - G_q = 0, \text{ ce qui implique que}$$

$$c + G_q = S_q (F_s - L w_s)$$

D'après Viscusi, les valeurs c et G_q jouent un rôle important dans la détermination du signe S_q puisque $c > 0$, $G_q < 0$ et $(F_s - L w_s) > 0$. Les figures 9 et 10 améliorent notre compréhension du problème.

FIGURE 9 Détermination de la quantité optimale d'activités préventives générées par l'employeur étant donné l'existence d'une législation sur la salubrité de l'environnement de travail

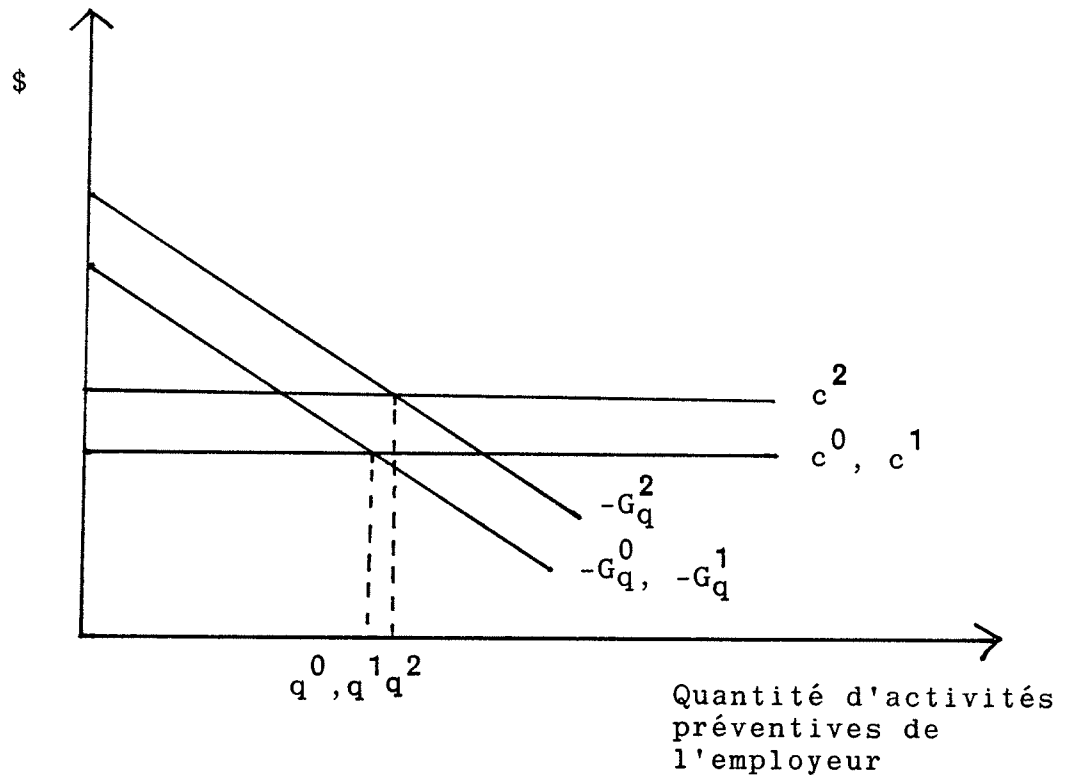
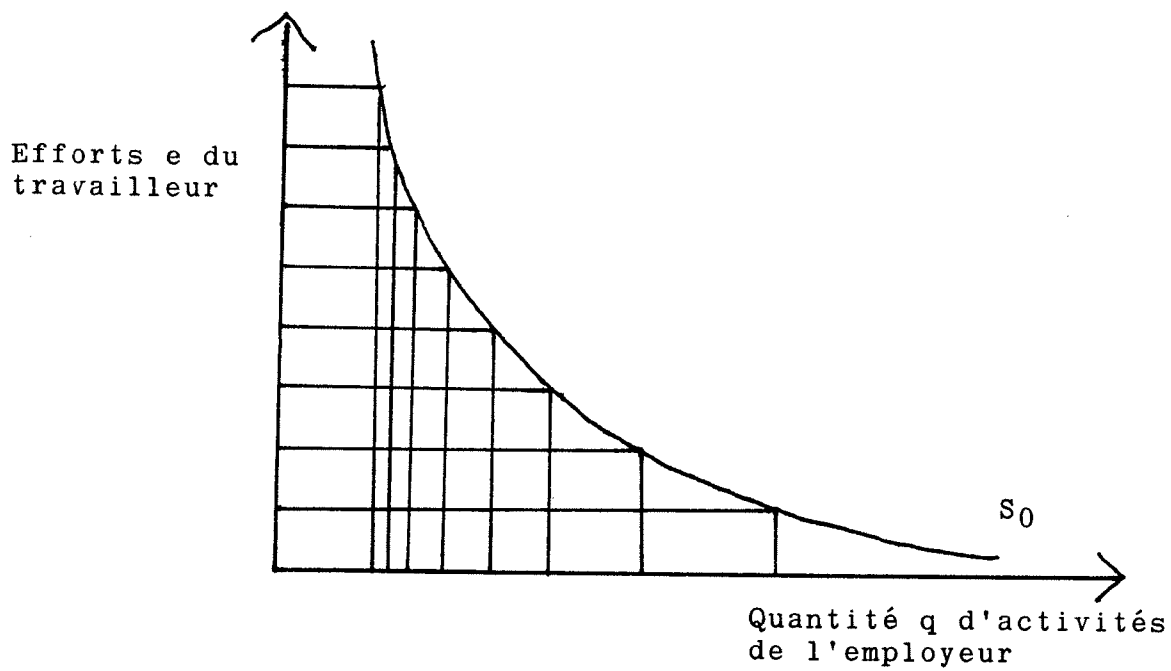


FIGURE 10 Arbitrage parfait entre les efforts e du travailleur et les activités q de l'employeur



La décision de l'employeur repose sur ses évaluations du coût c^0 d'une unité de prévention et de la fonction $-G_q^0$ associée au coût de désobéissance à la législation. La quantité optimale q^0 d'activités préventives de l'employeur se situe au point où le coût de la prévention est égal au coût de la désobéissance. Si les circonstances font en sorte que l'employeur se situe à gauche de ce point, $-G_q^0 > c^0$, il sera incité à investir dans la prévention. Le modèle de Viscusi indique que dans de telles circonstances le travailleur réduira ses efforts e de prévention. Si l'augmentation des activités q s'avère plus efficace que la quantité perdue de e , le signe de S_q sera positif. Par contre, dans la possibilité où les travailleurs possèdent une connaissance plus poussée de l'environnement de travail comparativement à celle du représentant patronal chargé de la santé et de la sécurité, il est à prévoir que le signe de S_q sera négatif. Dans le cas où l'employeur se situe à droite du point optimal, il vaut mieux pour lui de payer les coûts reliés à sa désobéissance que d'améliorer ses activités préventives. Ainsi pouvons-nous envisager une baisse des activités q et en contrepartie une hausse des efforts e . Encore ici, le signe de S_q dépendra de l'efficacité des actions de sécurité de chacun des agents économiques. À certaines occasions, il se pourrait aussi que S_q soit égal à zéro. Un tel résultat survient lorsque les agissements d'un agent quelconque contrebalancent parfaite-

ment les actions entreprises par l'autre. La figure 10 sur l'arbitrage parfait entre les efforts e du travailleur et les activités q de l'employeur démontre justement cette situation. S_0 est un niveau global de sécurité obtenu par diverses combinaisons d'efforts et d'activités préventives. La convexité de la courbe S_0 suppose que le taux marginal de substitution entre les variables e et q est décroissant. Ainsi, il faut de plus en plus de q pour compenser une perte supplémentaire de e afin de conserver la même qualité ou salubrité de l'environnement de travail.

La modélisation théorique de Viscusi vise particulièrement les aspects traditionnels associés à la législation, c'est-à-dire la surveillance t et les pénalités G . Il a été démontré que ces dernières entraînaient inévitablement une hausse des activités q mais qu'en est-il de la surveillance? Par la dérivée totale, Viscusi explique que les effets de celle-ci s'avèrent de même nature:

$$\frac{\partial q}{\partial t} = \frac{F_{LL}G_{qt}}{H} > 0$$

Le signe positif de $\partial q/\partial t$ signifie qu'un accroissement de la surveillance incite l'employeur à investir en prévention puisqu'il a désormais une plus grande probabilité de payer les coûts de sa désobéissance.

Nous avons tenté de faire une application du modèle de Viscusi à la législation québécoise de 1979 portant sur la santé et la sécurité du travail. Tels que démontrés à la figure sur la décision de l'employeur, les effets législatifs s'évaluent en trois temps. Nous savons d'abord qu'avant la loi 17, le milieu de travail était déjà réglementé. Divers organismes assumaient l'inspection, certains standards s'appliquaient et la loi sur l'indemnisation assurait une prévention quelconque. Cette situation se reflète par c^0 et $-G_q^0$.

La Loi sur la santé et la sécurité du travail fut sanctionnée le 21 décembre 1979. Elle énonce de nouveaux standards et établit clairement les principes de la prévention participative. De plus, des efforts sont faits afin d'améliorer l'efficacité du volet de l'inspection. Cependant, certains éléments nous amènent à croire qu'à court terme la législation n'a pas tellement eu d'effets. Premièrement, rappelons que la Loi sur la santé et la sécurité du travail est de nature progressive et que les règlements les plus importants furent adoptés à partir de 1982-1983. Deuxièmement, nous savons que la Commission de la santé et de la sécurité du travail a finalisé la coordination du volet de l'inspection en 1981. Étant donné cette souplesse législative, nous avons fixé les courbes de court terme c^1 et $-G_q^1$ au même niveau que c^0 et $-G_q^0$.

En contrepartie, la dynamique de long terme s'avère tout autre. Les bouleversements apportés par la législation par le biais de la prévention participative ou de nouvelles réglementations deviennent peu à peu pratiques courantes. Il est donc fort probable de constater un déplacement de la courbe $-G_q$ vers le nord-est pour se situer finalement à $-G_q^2$. Selon nous, la surveillance accrue causée par une meilleure coordination de l'inspection est principalement responsable de ce déplacement. Les données du tableau I sont à la base de notre affirmation. Depuis l'année 1981, nous constatons une chute progressive du nombre de dérogations par visite, laissant ainsi paraître l'efficacité grandissante de l'inspection comme moyen de surveillance. De plus, nous remarquons un accroissement soudain du nombre de visites d'inspecteurs à partir de l'année 1982. Suite à ces observations, nous sommes portés à conclure que l'augmentation de la surveillance et du contrôle a pu jouer un rôle prépondérant durant les années que nous avons retenues après le passage de la législation.

En ce qui concerne la courbe c du coût de prévention, celle-ci devrait se déplacer vers le nord pour se situer à c^2 . Lors des années 1982-1983-1984, plusieurs règlements furent adoptés dont ceux ayant pour objet le programme de prévention, le programme de santé et le comité de santé et

Tableau I **Accroissement des activités de surveillance au Québec, années 1981 à 1984**

Années	Nombre de visites d'inspecteurs	Nombre de dérogations constatées	Nombre de dérogations/ nombre de visites
1981	25 441	51 609	2,03
1982	41 638	77 875	1,87
1983	32 396	50 359	1,55
1984	40 114	37 720	0,94

Sources: C.S.T.T., Rapport annuel 1981, p. 65
 C.S.T.T., Rapport annuel 1982, p. 59
 C.S.T.T., Rapport annuel 1983, p. 39
 C.S.T.T., Rapport annuel 1984, p. 42-43

sécurité du travail. Ces règlements impliquent des coûts supplémentaires de prévention pour l'employeur. Par exemple, il devra accorder du temps habituellement travaillé pour fins de réunions aux travailleurs prenant part aux activités du comité. Il aura peut-être à embaucher un employé spécialement entraîné dans la gestion de la santé et de la sécurité du travail. Enfin, l'imposition des divers programmes cités ci-haut peuvent avoir comme conséquence des déboursements en équipements sécuritaires.

Étant donné les deux nouvelles courbes de coût $-G_q^2$ et c^2 , la quantité optimale d'activités préventives exercées par l'employeur se situe désormais à q^2 , soit quelque peu à droite de q^0 et q^1 . Selon le modèle de Viscusi, il semble donc probable que les travailleurs du Québec réduisent leurs efforts de sécurité. Ce n'est qu'au moyen d'un test empirique que nous pourrions évaluer l'efficacité des actions de chacun des agents économiques sur la salubrité de l'environnement de travail.

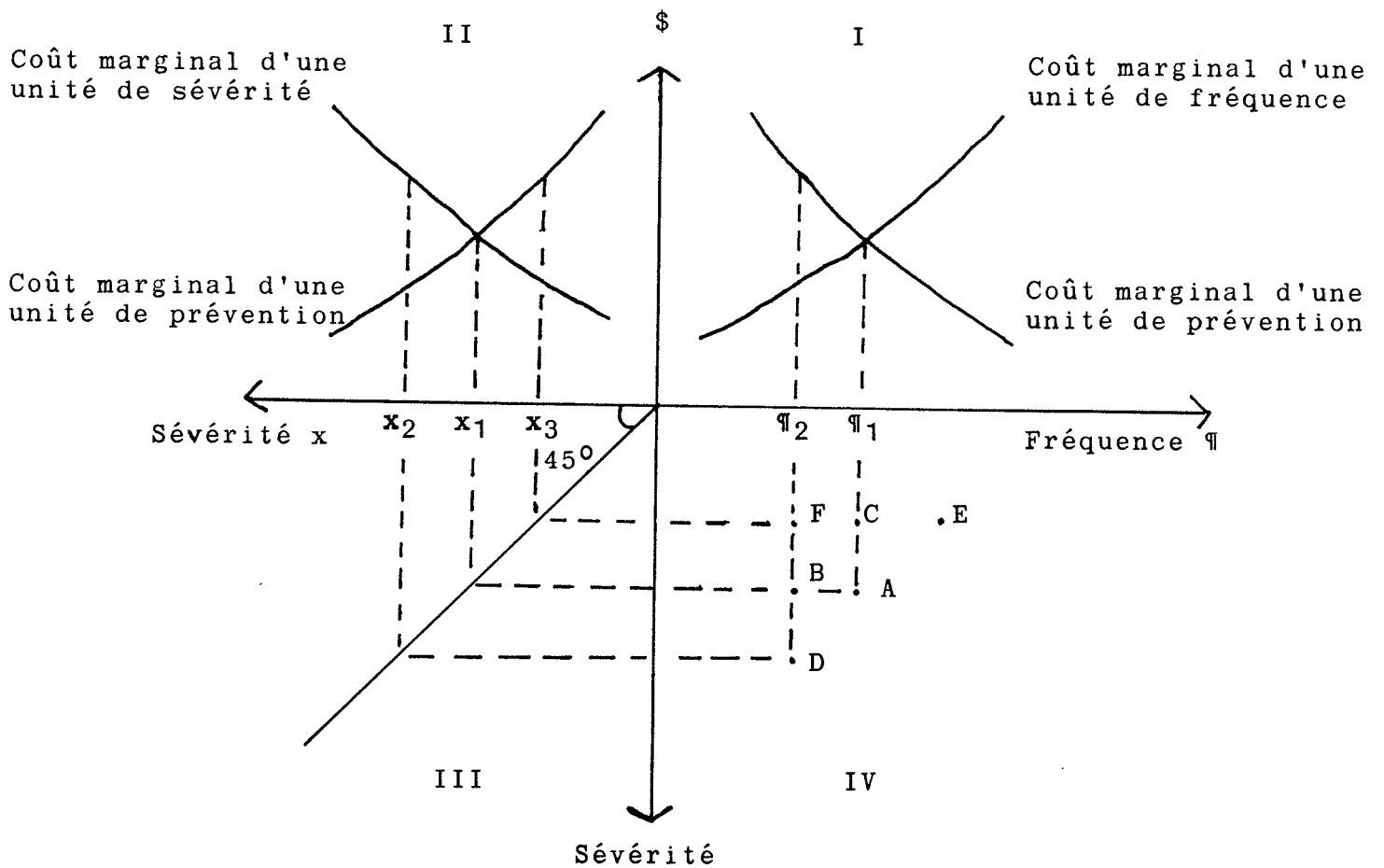
2.3.2 Autres modèles théoriques

Bartel et Thomas (1985), de même que Currington (1986) ont présenté un modèle théorique associé à la Loi sur la salubrité des lieux de travail. La modélisation de Bartel et Thomas est tout à fait particulière mais déborde quelque

peu des limites du présent ouvrage, aussi ne faisons-nous que la mentionner. Cependant, le modèle de Currington offre des possibilités d'application à notre recherche. Par conséquent, nous en avons fait un bref résumé.

La modélisation de Currington repose sur les principes de la minimalisation des coûts liés à l'avènement d'accidents de travail et à la prévention. Cette minimalisation s'effectue sous la contrainte des standards générés par la législation. Or, Currington considère deux types de standards, ceux ayant pour objectif de diminuer la fréquence des accidents de travail et ceux visant la réduction de leur sévérité. La figure 11 explique le cheminement de Currington. Idéalement, l'employeur choisira les niveaux de fréquence et de sévérité qui minimaliseront les coûts, c'est-à-dire les niveaux où le coût de la prévention allouée à la sévérité ou la fréquence égale le coût d'une unité supplémentaire de risque. Dans ces circonstances, la situation de l'employeur est au point A. La loi sur les standards de salubrité déplace cette optimalité. Currington soulève plusieurs possibilités:

FIGURE 11 Détermination de la fréquence et de la sévérité du risque dans le cadre d'une minimalisation des coûts marginaux de la prévention et du risque



- Si l'employeur dispose d'un budget flexible: 1- L'imposition de standards ayant pour but la réduction de la fréquence fait passer la situation de l'employeur du point A au point B. 2- Si les standards s'adressent à la sévérité des accidents de travail, la situation de l'employeur se déplace du point A au point C. 3- Le point F devient pertinent si les standards ont pour objet les deux facettes du risque, c'est-à-dire la sévérité et la fréquence.

- Si l'employeur dispose d'un budget fixe: 1- La mise en place de standards associés à la fréquence fait en sorte que l'employeur abandonne certaines mesures préventives visant la sévérité. Dans ce cas, le point D reflète l'arbitrage qu'il a dû effectuer. 2- Si les standards s'attaquent aux problèmes que pose la sévérité, l'employeur devra sacrifier des efforts au niveau de la fréquence. Le point E démontre la décision patronale. 3- Si les standards s'adressent aux deux volets, l'employeur peut, soit passer outre de la législation, soit couper dans le superflu, c'est-à-dire dans les pratiques sécuritaires habituellement adoptées mais non-mentionnées dans la législation.

Il existerait un lien entre la modélisation de Currington et notre recherche. Cette dernière a comme objectif

d'évaluer l'impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur les taux de lésions avec perte de temps, sans perte de temps et totales. Advenant que l'impact de la loi soit positif pour un type de taux de lésions et négatif pour un autre, nous serions en mesure de juger facilement si les nouveaux standards visent la fréquence ou la sévérité. Par contre, si l'impact de la loi va dans le même sens pour les deux types de taux de lésions, une conclusion quant à la nature des standards s'avère plus difficile. Supposons que la loi a eu pour effet d'augmenter les taux de lésions. Si les standards visent davantage la fréquence, l'impact de la loi devrait être plus petit pour le taux de lésions sans perte de temps que pour le taux de lésions avec perte de temps. Dans le cas où les standards concernent plus la sévérité, nous devrions constater un plus petit impact de la loi sur le taux de lésions avec perte de temps. Supposons maintenant un impact négatif de la loi sur les deux taux de lésions. Si les nouveaux standards affectent davantage la fréquence, nous devrions observer un plus petit impact de la loi sur le taux de lésions avec perte de temps. Cependant, si la sévérité s'avère la préoccupation majeure du législateur, l'impact devrait être plus petit sur le taux de lésions sans perte de temps.

Encore ici, il en vient au test empirique d'éclaircir la situation.

3. REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'intérêt des économistes pour le domaine des accidents de travail date du début des années 70. Toutefois, cet intérêt se partage en plusieurs facettes. Ainsi, certains économistes se sont penchés plus particulièrement sur le rôle des variables économiques et socio-démographiques dans la détermination des taux de lésions professionnelles. À ce sujet, notons par exemple la spécialisation de Dillingham (1981a, 1981b) quant aux effets de l'âge, du sexe et de la structure occupationnelle sur un tel taux, ou encore l'importante publication de Steele (1974) sur l'influence du chômage, de l'emploi, du taux de vacance et du temps supplémentaire. Le rôle que joue la syndicalisation dans la salubrité des conditions de travail entre aussi dans cette catégorie d'études. Les travaux de Leigh (1982), Worrall et Butler (1983), Appleton et Baker (1984, 1985), Weeks (1985), Bennett et Passmore (1985) et Rochon (1985) en témoignent d'ailleurs. D'autres économistes ont cependant emprunté une voie différente et se sont attardés aux effets de diverses variables dites "législatives" sur la probabilité et sévérité des accidents de travail. Ces variables proviennent de l'application de deux législations différentes, soient celles sur l'indemnisation et celle sur la salubrité de l'environnement de travail. Notre revue de la littérature explore les ouvrages réalisés par ce second

groupe d'économistes.

3.1 Études empiriques associées à la législation sur l'indemnisation

À l'occasion de la "National Commission on State Workmen's Compensation Laws" aux États-Unis, Chelius (1973) a produit une étude sur les effets du système d'indemnisation sur les taux de lésions professionnelles.

L'argumentation de Chelius se décompose en deux aspects différents. Premièrement, par l'application d'une politique de cotisation basée sur le principe du mérite-démérite, la firme réalise que ses coûts d'assurance diminueront substantiellement si elle investit dans une prévention efficace des lésions professionnelles. Par conséquent, Chelius entrevoit la possibilité d'une relation négative entre divers taux d'accidents et un index reflétant la compensation obtenue lors de tels incidents. Dans le cas où une telle relation ne s'avère pas significative, Chelius prévoit trois explications possibles: 1- la cotisation payée ne reflète pas adéquatement le degré de risque dans la firme, 2- la cotisation constitue un faible coût pour l'employeur ou, 3- pour pallier à une faible indemnisation, les travailleurs requièrent une prime salariale de risque.

Dans le deuxième cas, Chelius relève l'hypothèse d'une relation positive entre les variables nommées ci-haut. Il impute ce genre de relation à la diminution de la prudence et des revendications à caractère sécuritaire. De tels comportements surviendraient à la suite d'une réduction du coût d'accident qui est généralement supporté par le travailleur.

Le modèle économétrique de Chelius fait place à trois variables dépendantes distinctes. Il s'agit de la fréquence des accidents de travail (nombre d'accidents par million d'heures-personnes d'exposition), de leur sévérité (nombre de journées perdues pour cause d'accident de travail par million d'heures-personnes) et d'une mesure intermédiaire (nombre d'accidents de travail impliquant plus de trois journées d'absence par million d'heures-personnes d'exposition). En plus de l'index de compensation, Chelius retient les variables explicatives suivantes: le salaire hebdomadaire moyen, le nombre d'employés par établissement, le pourcentage d'employés à la production, les heures hebdomadaires moyennes, le temps supplémentaire, le taux d'embauche, le pourcentage de femmes, l'âge moyen, la syndicalisation, des variables binaires représentant les différentes industries et d'autres variables législatives

reflétant les impacts de l'OSHA²⁰.

Les données utilisées proviennent du "BLS Cooperative Work-Injury Survey" de l'année 1967. Chelius retient un échantillon de 2627 firmes manufacturières provenant de divers états américains et comptant chacune d'elles 100 employés et plus pour des raisons d'application du principe de mérite-démérite.

Les régressions obtenues pour la modélisation décrite ci-haut donnent des coefficients de détermination et des statistiques Fisher qui varient respectivement de 0.0575 à 0.2041 et de 5.2764 à 22.1893. Il est à noter que la régression ayant comme variable dépendante la sévérité est celle qui performe le moins. Les résultats associés à la variable de compensation diffèrent selon la variable dépendante retenue. Ainsi, le coefficient généré lors de la régression ayant la fréquence comme variable dépendante s'est avéré positif et significatif avec une valeur de 0.0062 tandis que celui produit avec la mesure intermédiaire comme variable dépendante démontre une relation positive mais non-significative et prend une valeur de 0.0923.

²⁰

Plusieurs études empiriques relevées en première partie de la revue de la littérature incluent des variables explicatives associées à l'OSHA. Ces dernières seront plus amplement présentées dans le cadre de la deuxième partie.

Chelius fournit deux explications à ce sujet. La première concerne la diminution de la prudence exercée par les travailleurs (présence de risque moral). La deuxième privilégie plutôt la possibilité d'une plus grande déclaration des accidents de travail lorsqu'il existe un système d'assurance. En fait, Chelius avance que le nombre réel d'accidents serait stable, l'indemnisation influençant plutôt la proportion de lésions que les travailleurs ne déclarent pas.

Chelius (1974) publie une deuxième étude dans laquelle il tente d'évaluer les effets du système d'indemnisation sur divers taux d'accidents de travail. Il procède toutefois différemment, tant sur le plan théorique qu'empirique. Dans son mémoire, Rochon (1985) résume habilement l'argumentation théorique du chercheur:

"... Chelius aborde le problème en utilisant le théorème de Coase. Ce théorème pose que l'allocation optimale des ressources peut être atteinte, peu importe celui qui assume la responsabilité légale de cette allocation, si les parties sont parfaitement informées des conséquences économiques des choix d'allocation des ressources et si les transactions entre les parties n'impliquent aucun coût. Les parties s'engageraient alors dans un échange mutuellement avantageux qui minimiserait, par exemple, le coût global des lésions professionnelles et de la prévention ...

Toutefois, Chelius relève des frictions qui affecteraient l'efficacité du modèle de Coase: l'information différente entre l'employeur et le travailleur quant aux risques dans le milieu de travail, le risque moral tant chez le travailleur que l'entreprise, les

buts bureaucratiques des organismes étatiques".
(Rochon, 1985, pp. 14-15)

Chelius tente donc d'évaluer le rôle des législations et des mécanismes de marché dans le domaine des accidents de travail en ayant recours à la modélisation suivante:

$$\begin{aligned}
 (1) \text{ INJRATE} = & \alpha_{1.0} + \alpha_{1.1} (\text{NEWHIRES}) + \alpha_{1.2} (\text{UNE}) + \alpha_{1.3} \\
 & (\text{HOURS}) + \alpha_{1.4} (\text{AGE}) + \alpha_{1.5} (\text{UNION}) + \alpha_{1.6} \\
 & (\text{SIZE}) + \alpha_{1.7} (\text{CAPITAL}) + \alpha_{1.8} (\text{EDUC}) + \\
 & \alpha_{1.9} (\text{SEX}) + \alpha_{1.10} (\text{OCC}) + \alpha_{1.11} (\text{WAIT}) + \\
 & \alpha_{1.12} (\text{WAGE}) + \alpha_{1.13} (\text{STANDARDS}) + \alpha_{1.14} (\text{WC}) \\
 & + u_1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (2) \text{ WAGES} = & \alpha_{2.0} + \alpha_{2.1} (\text{UNION}) + \alpha_{2.2} (\text{SIZE}) + \alpha_{2.3} (\text{CAPITAL}) \\
 & + \alpha_{2.4} (\text{EXPER}) + \alpha_{2.5} (\text{SEX}) + \alpha_{2.6} (\text{OCC}) + \alpha_{2.7} \\
 & (\text{NW'S}) + \alpha_{2.8} (\text{EDUC}) + \alpha_{2.9} (\text{AREA}) + \alpha_{2.10} \\
 & (\text{HOURS}) + \alpha_{2.11} (\text{INJRATE}) + \alpha_{2.12} (\text{WC}) + u_2
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (3) \text{ STANDARDS} = & \alpha_{3.0} + \alpha_{3.1} (\text{INC}) + \alpha_{3.2} (\text{UNIONST}) + \alpha_{3.3} \\
 & (\text{DEATHS}) + \alpha_{3.4} (\text{POP}) + \alpha_{3.5} (\text{EXPINJ}) + \\
 & \alpha_{3.6} (\text{COMP}) + u_3
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (4) \text{ WC} = & \alpha_{4.0} + \alpha_{4.1} (\text{INC}) + \alpha_{4.2} (\text{UNIONST}) + \alpha_{4.3} (\text{DEATHS}) \\
 & + \alpha_{4.4} (\text{POP}) + \alpha_{4.5} (\text{EXPINJ}) + \alpha_{4.6} (\text{COMP}) + \alpha_{4.7} \\
 & (\text{WAGES}) + u_4
 \end{aligned}$$

- où: INJRATE= représente à tour de rôle trois variables dépendantes distinctes, soient le nombre d'accidents de travail par million d'heures-personnes d'exposition, le nombre de journées perdues par million d'heures-personnes d'exposition et le nombre d'accidents requérant plus de trois journées d'absence par million d'heures-personnes d'exposition.
- NEWHIRES = nombre d'employés nouvellement engagés par tranche de 100 employés.
- UNE = taux de chômage.
- HOURS = moyenne des heures travaillées par semaine.
- AGE = l'âge moyen de la population active.
- UNION = le pourcentage de travailleurs dans les établissements où plus de 50 % des travailleurs de la production sont couverts par une convention collective.
- SIZE = nombre d'employés par établissement.

- CAPITAL = la valeur brute des actifs physiques par employé.
- EDUC = le niveau d'instruction de la population active.
- SEX = le pourcentage de femmes dans la population active.
- OCC = le pourcentage d'employés de production.
- WAIT = la période d'attente avant d'obtenir une indemnisation.
- STANDARDS = index de la nature et de l'étendue de la réglementation sur la salubrité de l'environnement de travail.
- WC = niveau de compensation requis par la loi d'indemnisation de chacun des états américains retenus.
- WAGES = salaire hebdomadaire moyen.
- EXPER = moyenne des années d'expérience de travail.

- NW'S = le pourcentage de personnes de race autre que blanche dans la population active.
- AREA = variable binaire reflétant les régions.
- INC = le niveau de revenu de chacun des états américains retenus.
- UNIONST = pourcentage de travailleurs de la population active qui sont membres d'un syndicat.
- DEATHS = taux de décès accidentels.
- POP = population de chacun des états américains retenus.
- EXPINJ = taux d'accidents de travail prévu selon la structure industrielle.
- COMP = compétition politique dans chacun des états américains retenus.
- u = erreur résiduelle.

Chelius réutilise les données de 2627 firmes provenant de 13 états américains pour l'année 1967. La méthode d'esti-

mation est celle des doubles moindres carrés afin d'éliminer la simultanéité possible entre les diverses variables dépendantes et indépendantes. Le chercheur effectue différentes régressions dont trois où il n'utilise que les données provenant: 1- des 10 % plus grandes entreprises, 2- des 10 % plus petites entreprises et 3- des 80 % des entreprises qui restent et qu'il qualifie de taille moyenne. Ces différentes tranches de données sont pondérées afin d'égaliser le nombre d'observations par état américain.

Les résultats de Chelius tendent à démontrer encore une fois qu'il existe une relation positive entre l'indemnisation offerte par le système d'assurance et divers taux d'accidents²¹. Il tente d'expliquer ce phénomène à l'aide de trois hypothèses:

"First, the uncertain money flow associated with a given accident risk may be less distasteful to the employer than to the employee. This difference in taste for risk would result in the same accident risk being perceived as a lower cost by the employer than the employee. As more of the accident risk liability is placed on the employer, the cost avoidance reward for reducing accidents is thereby decreased. Second,

²¹

Chelius limite sa présentation des résultats aux équations générées lorsque la fréquence est la variable dépendante et ce, pour l'ensemble de l'échantillon. Le coefficient de la variable WC est de l'ordre de 0.01 avec une statistique t de 3.84. Il est à remarquer que le coefficient de la variable WAIT est positif mais non-significatif. Celui-ci s'évalue à 0.04 avec une statistique t de 0.10.

if insurance rates for equal risks are less for employers than employee, a transfer of liability to employers could yield more injuries. This would occur because the cost of insuring a particular risk is now less and, therefore, the benefits of avoiding it are now less... Third, the results could also be explained by the presence of substantial costs of contracting with employees for an efficient amount of careful behavior. As the costs of accidents to employees decrease with increased benefits, the employees' incentive to avoid accidents would be decreased". (Chelius, 1974, p. 714)

Quelques années plus tard, Chelius (1982, 1983) publie les résultats de deux travaux empiriques portant exclusivement sur les impacts du système législatif d'assurance en cas d'accident de travail sur la détermination du taux de lésions professionnelles. L'argumentation de l'auteur est à l'effet qu'il existe une situation conflictuelle au sujet du système d'indemnisation entre l'objectif de continuité du revenu et l'incitation à la prévention. La présence d'une assurance réduit le coût d'une lésion professionnelle en ce qui concerne le travailleur mais augmente le coût assumé par l'employeur. Par conséquent, celui-ci sera incité à investir dans la prévention. Théoriquement, il devient impossible de prédire lequel des effets l'emportera sur l'autre.

Lors des deux publications, Chelius utilise la modélisation suivante, laquelle sera appliquée sur des échantillons différents:

$$\frac{\text{INJURY RATE}_{itj}}{\text{INJURY RATE}_{itus/o}} = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \text{INCOME REPLACEMENT}_{itj}}{\text{INCOME REPLACEMENT}_{itus/o}} + \frac{\alpha_3 \text{WAIT}_{itj}}{\text{WAIT}_{itus/o}} + e$$

où INJURY RATE_{itj} = nombre de lésions professionnelles (ou nombre de journées perdues) par tranche de 100 travailleurs à temps plein dans l'industrie i , l'année t , dans l'état américain j , ou encore le nombre de journées perdues par lésion professionnelle dans l'industrie i , l'année t , dans l'état américain j .

$\text{INJURY RATE}_{itus/o}$ = nombre moyen de lésions professionnelles (ou nombre de journées perdues) par tranche de 100 travailleurs à temps plein dans l'industrie i , l'année t , pour l'ensemble des autres états américains (1982) ou pour les États-Unis (1983), ou encore, le nombre de journées perdues par lésion professionnelle dans l'industrie i , l'année t , pour l'ensemble des autres états américains (1982) ou pour les États-Unis (1983).

INCOME REPLACEMENT_{itj} = ratio des compensations hebdomadaires sur les salaires hebdomadaires dans l'industrie *i*, l'année *t*, dans l'état américain *j*.

INCOME REPLACEMENT_{itus/o} = ratio des compensations hebdomadaires sur le salaire de l'industrie *i*, l'année *t*, pour l'ensemble des autres états américains (1982) ou pour les États-Unis (1983).

WAIT_{itj} = période d'attente dans l'industrie *i*, l'année *t*, dans l'état américain *j*.

WAIT_{itus/o} = période d'attente dans l'industrie *i*, l'année *t*, pour l'ensemble des autres états américains (1982) ou pour les États-Unis (1983).

e = erreur résiduelle.

Le modèle est spécifié sous forme de ratios afin d'éviter d'y inclure les autres variables déterminantes du taux de lésions professionnelles car, selon Chelius, l'influence de ces autres variables se fait sentir autant dans le numéra-

teur que dans le dénominateur. Les tests économétriques de l'étude de 1982 portent sur un échantillon de données (36 états américains, années 1972-1975) offertes par l'Occupational Safety and Health Administration, la U.S. Chamber of Commerce et par un groupe ad hoc formé lors de la National Commission on State Workmen's Compensation Laws de 1973. L'étude de 1983 porte toujours sur un échantillon de données regroupées en coupe et en série (28 états américains, années 1972-1978) dont la cueillette a été effectuée par le Bureau of Labor Statistics, l'Occupational Safety and Health Administration, la Chamber of Commerce of the United States et le même groupe ad hoc mentionné ci-haut.

Les résultats de l'étude de 1982 indiquent qu'une relation positive existe entre la variable de compensation et le nombre de lésions professionnelles par tranche de 100 travailleurs. Prenant une valeur de 0.14, le coefficient obtenue s'avère d'ailleurs significatif. Une relation positive s'établit aussi entre la variable de compensation et le nombre de journées perdues par tranche de 100 travailleurs. Toutefois, le coefficient (0.08) qui témoigne de cette relation se distingue par sa non-significativité. Contrairement aux relations mentionnées ci-haut, celle qui détermine le lien entre la variable de compensation et le nombre de journées perdues par lésion professionnelle est de nature négative et génère un coefficient significatif de

l'ordre de -0.09.

Les résultats concernant la période d'attente indiquent qu'une augmentation de cette dernière entraîne une diminution du nombre de lésions professionnelles par tranche de 100 travailleurs, de même que du nombre de journées perdues par tranche de 100 travailleurs. Les coefficients respectifs de ces relations s'évaluent à -0.03 et -0.02 et se caractérisent par leur significativité. La régression avec le nombre de journées perdues par lésion présente cependant un coefficient négatif et non-significatif.

À partir de ces tests empiriques, Chelius conclut qu'une responsabilité amoindrie des employeurs au niveau des coûts d'accident - telle qu'édictee par voie législative - entraîne chez ces derniers une moins grande implication dans les activités à caractère préventif. Un tel comportement aurait pour conséquence l'augmentation des taux d'accidents. Toutefois, il nuance ses commentaires en soulignant que cette réaction s'applique surtout dans les cas où la sévérité des lésions s'avère minime. Une autre explication réside en la plus grande déclaration d'accidents de la part des travailleurs. Dans une telle perspective, Chelius explique la relation négative entre la compensation et le nombre de journées perdues par lésion à l'aide de l'hypothèse suivante. Selon lui, l'employeur

pourrait probablement exercer une pression sur le travailleur afin que celui-ci raccourcisse sa période de réhabilitation.

Il est à noter que cette étude de Chelius comprend d'autres tests empiriques qui ont pour objectif d'éliminer tout biais associé aux caractéristiques des états américains qui pourraient influencer les résultats obtenus pour la variable INCOME REPLACEMENT. Ces nouvelles régressions (avec les variables binaires d'états) ne produisent pas de très grandes modifications à ce qui a été mentionné ci-haut si ce n'est que la non-significativité généralisée des coefficients qui accompagnent la variable de la période d'attente.

Les résultats de l'étude de 1983 indiquent qu'une indemnisation plus généreuse entraîne une augmentation du nombre de lésions par tranche de 100 travailleurs, de même que du nombre de journées perdues par tranche de 100 travailleurs. Les coefficients qui permettent de telles affirmations sont de l'ordre de 0.22 et 0.16 respectivement et s'avèrent tous deux significatifs. La relation entre la compensation et le nombre de journées perdues par lésion professionnelle est toujours négative mais perd sa significativité (coefficient = -0.05).

En ce qui concerne la période d'attente, les résultats à ce sujet (signes des coefficients et leur significativité) sont similaires à ceux obtenus lors de l'étude de 1982 avec les régressions incluant les variables binaires d'états.

Worrall et Appel (1982) se sont, eux aussi, intéressés aux effets de la loi sur l'indemnisation. Leur ouvrage repose principalement sur deux hypothèses. La première spécifie que le salaire du travailleur, de même que le niveau et le genre d'assurance constituent des éléments susceptibles d'entraîner des variations sur 1- le taux d'accident, 2- la fréquence des réclamations reçues par l'assureur et 3- la sévérité. Il est à noter que Worrall et Appel distinguent les notions de taux d'accident et la fréquence des réclamations reçues. Ceci les conduit à émettre la deuxième hypothèse. Cette dernière précise que pour un même taux d'accident donné, la fréquence et la sévérité des réclamations reçues par l'assureur seront influencés par l'environnement économique produit par le marché du travail et le système d'indemnisation des lésions professionnelles en place. Se basant sur les programmes d'assurance dont l'application dépend d'une situation de retrait du travail, Worrall et Appel expliquent le problème qui risque d'être généré:

"These social insurance programs, together with many other government transfer programs, present society

with a public policy dilemma. Benefits must be set at adequate levels, but they can not be set at levels that induce too much non-work. Failure to account for the impact of higher benefit levels on work effort could lead to underestimates of program costs. If one were to assume that the type of insurance claim made - indemnity or medical only - was independent of the amount of lost wages replaced, the future costs of workers' compensation insurance could be underestimated if, as replacement rates rise, injured workers extend their durations of disability. Similarly, attempts to estimate social insurance costs that ignore the impact of changing benefit levels on the probability of application for such benefits would understate the cost of such programs". (Worrall et Appel, 1982, p. 362)

Toutefois, Worrall et Appel n'associent pas la réaction du travailleur quant au prolongement de sa période de réhabilitation à un comportement frauduleux. Ils insistent plutôt sur la notion de "réponse logique à un incitatif de nature économique". Il demeure que la conséquence directe d'un tel agissement réside en une augmentation supplémentaire des coûts qui découlent d'un système d'assurance dit amélioré. Dans la réalité, cette hausse s'observerait de la manière suivante. Il y aurait d'abord un transfert des réclamations pour lésions professionnelles moins graves vers la catégorie des lésions plus sévères. À cela s'ajouterait un accroissement des réclamations quelque soit le genre de lésions subies.

Afin de vérifier leurs hypothèses, Worrall et Appel appliquent le modèle économétrique suivant:

$$CS = \alpha_0 + \alpha_1 b_1 RR + b_2 T + b_3 T^2$$

où CS = la sévérité des réclamations reçues mesurée par quatre ratios différents:

1. réclamations pour indemnité totale temporaire/
réclamations médicales;
2. ensemble des réclamations/réclamations médicales;
3. coûts des réclamations pour indemnité totale temporaire/coûts des réclamations;
4. coûts de l'ensemble des réclamations/coûts des réclamations médicales.

RR = taux de remplacement salarial garanti par le système d'indemnisation et ajusté selon le système de taxation. Deux séries de taux ont été calculées. La première se base sur le salaire hebdomadaire moyen que reçoivent les travailleurs à la production tandis que la deuxième utilise plutôt le salaire hebdomadaire moyen de ceux qui réclament une indemnisation.

T = tendance temporelle pour mesurer les innovations médicales, sécuritaires,...

Worrall et Appel utilisent les données du National Council on Compensation Insurance et celles du Bureau of Labor Statistics pour l'état du Texas sur les années 1958 à 1977.

Leurs résultats empiriques ont tendance à confirmer les hypothèses présentées ci-haut. Tous les coefficients de la variable RR des huit régressions possibles ont un signe positif et sont significatifs (tableau II). De plus, les valeurs des coefficients de détermination (0.7785 à 0.9465) laissent croire à l'efficacité du modèle.

Entre parenthèses se trouvent les élasticités au point moyen. L'examen de ces dernières permet de constater que les lésions moins graves peuvent se transformer en des cas plus sérieux selon ce qu'offre la législation sur l'indemnisation. Ainsi, les élasticités associées aux ratios "réclamations pour indemnités totales temporaires/réclamations médicales" (fréquence et coûts) s'avèrent-elles toujours plus importantes que les autres élasticités. Par ailleurs, nous remarquons que les élasticités reliées aux

Tableau II Les coefficients obtenus par Worrall et Appel

Variable dépendante \ Variable RR	Taux de remplacement basé sur le salaire des travailleurs à la production (élas- ticités calculées)	Taux de remplace- ment basé sur le salaire des ré- clamants (élasti- cités calculées)
Variable 1	0.1980 (0.517)	0.2153 (0.614)
Variable 2	0.2141 (0.370)	0.2464 (0.465)
Variable 3	6.3723 (0.826)	7.0006 (0.990)
Variable 4	28.9172 (0.922)	27.5810 (0.960)

régressions de coûts s'avèrent plus fortes que celles obtenues par le biais des coefficients des régressions de fréquence. Worrall et Appel en concluent que même si la fréquence diminuait, l'effet de sévérité est tellement considérable que le système d'indemnisation continuerait d'enregistrer de fortes hausses de coûts.

S'inscrivant dans la même veine de l'étude de Worrall et Appel, l'ouvrage de Johnson (1983) porte sur les effets dissuasifs du système d'indemnisation sur l'offre de travail. Pour éviter de tels effets, une compensation partielle de la perte subie consiste en une solution adéquate. En fait, Johnson retient deux avantages à procéder ainsi; le premier étant d'inciter les travailleurs à adopter un comportement prudent en faisant augmenter le coût d'un accident de travail, le deuxième étant d'encourager le retour au travail en évinçant la possibilité d'un effet-revenu créé par la compensation obtenue. Le problème associé à tout programme gouvernemental ayant comme objectif la continuité du revenu est d'abaisser ce que Johnson qualifie de "prix du temps". Autrement dit, le système d'assurance fait en sorte que la différence entre le salaire du travailleur et la compensation s'amenuise et qu'il devient pour lui moins coûteux de prendre du temps non-travaillé. Étant donné qu'une réduction de prix s'accompagne toujours d'une hausse de la demande, le

travailleur accidenté sera incité à consommer davantage du temps non-travaillé, communément appelé loisir. Les heures d'une journée étant prédéterminées, cette nouvelle consommation ne s'effectuera qu'en sacrifiant des unités de temps habituellement travaillées. Par conséquent, le système d'assurance encouragerait le travailleur à se retirer du marché, ce qui constitue les effets dits dissuasifs. Théoriquement, il aurait été prouvé que ces effets dissuasifs deviennent plus importants lorsque la compensation est établie en pourcentage du salaire comparativement à une indemnisation fixe. Par contre, ces mêmes effets seraient diminués si le travailleur accidenté sait que l'indemnisation cessera d'être versée avant d'avoir atteint l'âge de la retraite.

Afin de vérifier empiriquement les prédictions théoriques, Johnson propose un modèle économétrique à trois équations:

$$1. \ln W_i = a_0 + a_1 ED + a_2 EXP1 - a_3 EXP1^2 + a_4 EXP2 - a_5 TBI \\ + a_6 RACE + a_7 SEX + a_8 UN + a_9 LAMBDA$$

$$2. LFP = b_0 + b_1 W - b_2 WC - b_3 M + b_4 MRSEX - b_5 RACE$$

$$3. Q = g_0 + g_1 W - g_2 WC - g_3 M + g_4 MRSEX$$

où: $\ln W_i$ = logarithme du taux de salaire

- EXP1 = expérience générale sur le marché du travail.
- EXP2 = expérience spécifique.
- TBI = mesure de la sévérité d'une lésion professionnelle subie (handicap).
- RACE = variable binaire qui égale 1 s'il agit d'un travailleur de race blanche.
- SEX = variable binaire qui égale 1 s'il s'agit d'un travailleur masculin.
- UN = variable binaire qui égale 1 s'il s'agit d'un travailleur membre d'un syndicat.
- LAMBDA = mesure corrective contre le biais de sélectivité.
- LFP = variable binaire de participation au marché du travail.
- WC = indemnisation obtenue sur une période de temps.
- M = mesure du temps requis aux fins de réhabilitation.

MRSEX = variable binaire qui égale 1 s'il s'agit d'un travailleur masculin marié ou s'il s'agit d'un travailleur célibataire.

Q = heures travaillées.

Les données essentielles à la réalisation des tests économétriques ont été fournies par le New York State Workers' Compensation Board. Elle proviennent d'entrevues menées en 1975 auprès de 432 travailleurs qui avaient subi une lésion professionnelle partielle permanente au cours de l'année 1970. Les données recueillies permettent l'évaluation de l'offre de travail des personnes ainsi accidentées pour trois années distinctes, soient 1971, 1974 et 1975. Johnson souligne que le paiement de l'indemnisation à ces travailleurs s'est effectué surtout en 1971 et 1972. Par conséquent, il s'attend à observer des effets dissuasifs surtout pour l'année 1971. Il est à noter que l'équation des heures travaillées n'était réalisable que pour l'année 1974. Les méthodes d'estimation utilisées sont le probit et les moindres carrés généralisés.

Les résultats associés à l'équation 2 indiquent que tous les coefficients (années 1971-74-75) de la variable WC se sont avérés négatifs, laissant croire ainsi à la présence

d'effets dissuasifs lorsque l'indemnisation devient généreuse. Toutefois, seul le coefficient (-0.009) généré en 1971 se caractérise par sa significativité. Par conséquent, les coefficients des années 1974 et 1975 (-0.016 et -0.162, respectivement) ne peuvent être pris en considération afin d'en retirer une conclusion quelconque. En ce qui concerne l'équation des heures travaillées, le coefficient (-0.161) de la variable WC est négatif mais non significatif.

Les résultats de l'étude de Johnson ont tendance à confirmer l'existence d'effets dissuasifs à court terme. Cependant, l'auteur indique les limites de sa modélisation puisque cette dernière n'inclut pas le comportement de l'employeur. Celui-ci pourrait ralentir la réintégration du travailleur accidenté dans le marché du travail s'il hésite à engager des personnes dont la productivité pourrait être amoindrie à la suite d'une lésion subie.

Chelius et Smith (1983) se sont justement intéressés à une facette du comportement de l'employeur vis-à-vis la législation sur l'indemnisation. Ces chercheurs ont ainsi étudié les effets d'un système d'assurance sur le niveau de prévention adopté par une entreprise, advenant qu'un tel système soit basé sur un mode mérite-démérite. Le mode mérite-démérite a pour principal objectif d'inciter l'em-

ployeur à investir dans les activités de prévention en reliant, jusqu'à un certain degré, les frais de cotisations au nombre d'accidents de travail. Habituellement, ce genre de tarification est fondée sur un arbitrage entre l'expérience de la firme et celle du secteur industriel auquel elle appartient; le poids de la firme augmentant avec son importance en terme d'employés. Dans le cas de grandes entreprises, les cotisations peuvent être entièrement déterminées par le nombre d'accidents qui y surviennent. Chelius et Smith mentionnent toutefois que les grandes entreprises se font rares et que, par conséquent, l'application parfaite du mode mérite-démérite s'avère tout aussi exceptionnelle. Ainsi avancent-ils que l'effet incitatif à la prévention peut s'avérer plus ou moins présent puisqu'un investissement de ce genre ne permettra pas d'économie à l'employeur, dans le sens d'une réduction significative des cotisations à payer.

Étant donné que le mode mérite-démérite repose sur une même formule mathématique pour tous les états américains, Chelius et Smith doivent s'en remettre à la compensation reçue par les travailleurs accidentés comme variable proxy de la tarification imposée aux entreprises. En effet, la variation des deux déterminants (salaires, textes législatifs) de la compensation rend possible l'application d'un test économétrique. La compensation est considérée comme

une variable proxy parce qu'elle provient des cotisations payées par les employeurs qui, elles, reflètent l'utilisation du système mérite-démérite. Chelius et Smith expliquent ces relations dans les termes suivants:

"In particular, as β , average benefits, rises (β is affected by both wages and the generosity of benefit formulas), the marginal savings from a dollar spent on preventing injuries will rise - and this rise should induce more injury prevention activities on the part of employers.

We might expect, then, that experience-rated firms in states with high benefit levels will have lower injury rates than those of the same industry in states with smaller benefit levels if state safety laws, the technology in each industry, and incentives for worker precautions are similar across states". (Chelius et Smith, 1983, p. 131)

Le dernier paragraphe cité nous fait part de trois conditions essentielles à la réalisation du test. Selon les chercheurs, le respect de ces trois conditions est obtenu puisque 1- l'innovation technologique par secteur industriel devrait varier d'une manière aléatoire selon les états, 2- les entreprises n'ont pas d'incitation à se situer au-delà des normes fédérales de l'Occupational Safety and Health Act et 3- les travailleurs d'un même secteur industriel d'un territoire donné sont chacun influencés, dans une même mesure, par le niveau de compensation prescrit par la législation. Ces travailleurs sont nullement influencés par le niveau de cotisations

payées par leurs employeurs et par conséquent l'application d'un système mérite-démérite ne devrait pas avoir d'impact sur le niveau de précaution adopté par les travailleurs.

Compte tenu de l'existence de ces conditions, Chelius et Smith proposent le modèle suivant:

$$F_{jk} = A_{0j} + A_{1j} \beta_{jk} + e_j$$

où: F_{jk} = taux d'accidents de grandes entreprises - taux d'accidents de petites entreprises, dans l'industrie j , pour l'état américain k .

β_{jk} = indemnisation obtenue par les travailleurs accidentés de l'industrie j , dans l'état américain k .

A_{0j} = constante qui capte d'autres différences qui existeraient entre les grandes et les petites entreprises.

Le Bureau of Labor Statistics a fourni des données sur 15 industries dans 37 états américains pour l'année 1979. Mentionnons que les chercheurs s'attendent à ce que A_1 soit négatif étant donné la présence d'une tarification basée sur le mérite.

Sur une possibilité de 60 estimations du coefficient de la variable B_{jk} , seulement 5 se sont avérés négatifs et significatifs au seuil de 5 %, laissant ainsi paraître une certaine inefficacité du système mérite-démérite dans la prévention des accidents de travail. En tout, il n'y avait que 32 coefficients négatifs. Chelius et Smith expliquent cette absence d'effet en faisant l'hypothèse que les données utilisées ont été recueillies par usine alors que la compensation est fixée par entreprise. Par conséquent, il y aurait peut-être eu une sous-estimation du système de tarification étudié.

Butler (1983) s'est aussi interrogé sur la nature des liens qui existent entre les taux d'accidents et la générosité du système d'indemnisation. Tout comme d'autres chercheurs, il reconnaît que les effets de la compensation se reflètent non seulement dans le comportement sécuritaire des travailleurs mais aussi dans leur tendance à déclarer davantage les accidents de travail, de même que dans le fait de prolonger leur période de réhabilitation. Se basant sur la théorie des coûts, Butler résume ainsi le dilemme auquel fait face le travailleur:

"... the theoretical model here is built on the notion that the worker is willing to face a greater degree of injury risk when the cost of having an accident is lower (or to take a longer convalescent period when the opportunity costs for doing so are lower) or to file more claims for any specified number

for accidents...

The pecuniary cost to the worker of receiving workers' compensation is relinquished wages, while gains are the indemnity benefits associated with a particular type of claim. The "injured" state then becomes relatively more attractive as benefits increase or as wages fall." (Butler, 1983, p. 63)

Afin d'évaluer les effets empiriques de la législation sur l'indemnisation, Butler suggère les équations économétriques suivantes:

$$(1a) \quad IRDEAD$$

$$(1b) \quad IRPD = \alpha_0 + \alpha_1 WG + \alpha_2 IBDEAD + \alpha_3 IBPD + \alpha_4 IBPP$$

$$(1c) \quad IRPP \quad + \alpha_5 IBTT + \alpha_6 DAY + \alpha_7 BLACK + \alpha_8 HKM +$$

$$(1d) \quad IRTT \quad \alpha_9 SIZE + \alpha_{10} TIME + u$$

$$(2a) \quad IRDEAD$$

$$(2b) \quad IRPD = \alpha_0 + \alpha_1 WG + \alpha_2 PCIB + \alpha_3 DAY + \alpha_4 BLACK$$

$$(2c) \quad IRPP \quad + \alpha_5 HKM + \alpha_6 SIZE + \alpha_7 TIME + u$$

$$(2d) \quad IRTT$$

$$(3) \quad PCIR = \alpha_0 + \alpha_1 WG + \alpha_2 PCIB + \alpha_3 DAY + \alpha_4 BLACK + \\ \alpha_5 HKM + \alpha_6 SIZE + \alpha_7 TIME + u$$

$$(4) \quad PCIR = \alpha_0 + \alpha_1 WG + \alpha_2 IBDEAD + \alpha_3 IBPD + \alpha_4 IBPP + \\ \alpha_5 IBTT + \alpha_6 DAY + \alpha_7 BLACK + \alpha_8 HKM + \alpha_9 SIZE + \\ \alpha_{10} TIME + u$$

$$(5) \quad \text{IRDAY} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{WG} + \alpha_2 \text{PCIB} + \alpha_3 \text{DAY} + \alpha_4 \text{BLACK} + \alpha_5 \text{HKM} + \\ \alpha_6 \text{SIZE} + \alpha_7 \text{TIME} + u$$

$$(6) \quad \text{IRDAY} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{WG} + \alpha_2 \text{IBDEAD} + \alpha_3 \text{IBPD} + \alpha_4 \text{IBPP} + \alpha_5 \text{IBTT} \\ + \alpha_6 \text{DAY} + \alpha_7 \text{BLACK} + \alpha_8 \text{HKM} + \alpha_9 \text{SIZE} + \alpha_{10} \text{TIME} \\ + u$$

$$(7a) \quad \text{PCIR}$$

$$(7b) \quad \text{IRDAY} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{WC} + \alpha_2 \text{DAY} + \alpha_3 \text{BLACK} + \alpha_4 \text{HKM} +$$

$$(7c) \quad \text{IREAD} \quad \alpha_5 \text{TIME} + \alpha_6 \text{SIZE} + u$$

où: IRDAY = nombre de journées perdues, par travailleur.

IRDEAD = nombre de décès, par travailleur.

IRPD = nombre d'accidents de travail qui entraînent une perte de membre ou qui défigure, par travailleur.

IRPP = nombre d'accidents de travail qui entraînent une lésion partielle mais permanente, par travailleur.

IRTT = nombre d'accidents de travail qui entraînent une lésion totale mais temporaire, par travailleur.

- PCIR = composante principale de IRDEAD, IRPD, IRPP et IRTT.
- WG = salaire hebdomadaire après impôt des travailleurs masculins de la production.
- BLACK = ratio entre les travailleurs noirs à la production et les travailleurs blancs de même métier.
- DAY = nombre moyen de jours où l'industrie est en fonction.
- HKM = mesure du capital humain.
- IBDEAD = indemnisation moyenne annuelle payée lors de décès au travail.
- IBPD = indemnisation moyenne annuelle payée lors d'accidents de travail qui entraînent une perte de membre ou qui défigurent.
- IBPP = indemnisation moyenne annuelle payée lors d'accidents de travail qui entraînent une lésion partielle mais permanente.

- IBTT = indemnisation moyenne annuelle payée lors d'accidents de travail qui entraînent une lésion totale mais temporaire.
- PCIB = indice d'indemnisation.
- SIZE = nombre d'employés par établissement.
- TIME = tendance.
- WC = indemnisation prévue par un travailleur moyen.
- u = erreur résiduelle.

Les équations de Butler ne permettent pas de séparer les effets de l'indemnisation sur les travailleurs des effets sur les employeurs. Toutefois, l'échantillon sur lequel il a recueilli des informations est principalement composé de petites entreprises. Ces dernières n'étant pas cotisées selon les règles du système mérite-démérite, Butler prévoit que les effets dûs aux travailleurs domineront largement les résultats.

Les données proviennent du South Carolina Industrial Commission et du South Carolina Department of Labor. Elles couvrent 15 industries sur une période de 32 années. La

méthode économétrique utilisée est celle des doubles moindres carrés afin de contrôler la simultanéité possible entre les taux d'accidents et le salaire.

Il est à noter que certaines équations ci-haut incluent l'ensemble des indemnisations possibles (IBDEAD, IBPD, IBPP ET IBTT). Butler explique:

"The full set of benefit variables is included in each equation, since I have assumed that individuals are willing to accept greater risk of injury as benefits increase, and so the probability of any one kind of accident outcome will be associated with the full distribution of benefits." (Butler, 1983, pp. 72-73)

Étant donné le nombre d'équations et de variables d'indemnisation, la présentation des coefficients estimés serait très fastidieuse. Cependant, les résultats de Butler tendent à démontrer en majorité que le système d'indemnisation provoque une hausse significative des différents taux d'accidents, de même qu'un prolongement de la période de récupération qui s'en suit.

Butler et Worrall (1983) apportent, eux aussi, certains arguments selon lesquels le système d'indemnisation entraînerait chez le travailleur, soit une réduction de sa prudence au travail, soit une tendance à déclarer davantage les accidents qui y surviennent. Selon eux, les conditions

idéales nécessaires à la réalisation du théorème de Coase ne seraient pas présentes. Le problème se situerait au niveau du gouvernement qui n'imposerait pas une cotisation reflétant parfaitement la situation de l'entreprise en ce qui a trait aux accidents de travail. Dans de telles circonstances, les effets d'une diminution de la prudence ou d'une augmentation de la déclaration domineraient les actions des employeurs.

Le modèle de Butler et Worrall se résume ainsi:

(1) TT

(2) MN = $\alpha_0 + \alpha_1 \text{WAGE} + \alpha_2 \text{HRS} + \alpha_3 \text{BENTT} + \alpha_4 \text{BENMN} +$

(3) MJ $\alpha_5 \text{BENMJ} + \alpha_6 \text{MANEE} + \alpha_7 \text{NEWHIRE} + \alpha_8 \text{UNION} +$
 $\alpha_9 \text{WAITING} + \alpha_{10} \text{SOUTH} + u$

où: TT = logarithme du nombre de réclamations pour lésion totale temporaire par tranche de 1000 travailleurs.

MN = logarithme du nombre de réclamations pour lésion partielle permanente mineure par tranche de 1000 travailleurs.

MJ = logarithme du nombre de réclamations pour lésion partielle permanente majeure par tranche

de 1000 travailleurs.

- WAGE = logarithme du salaire hebdomadaire moyen des travailleurs couverts par l'"Unemployment Insurance".
- HRS = logarithme des heures hebdomadaires moyennes des travailleurs de la production dans le secteur manufacturier.
- BENTT = logarithme de l'indemnisation hebdomadaire moyenne pour lésion totale temporaire.
- BENMN = logarithme de l'indemnisation hebdomadaire moyenne pour lésion partielle permanente mineure.
- BENMJ = logarithme de l'indemnisation hebdomadaire moyenne pour lésion partielle permanente majeure.
- MANEE = logarithme du ratio des travailleurs du secteur manufacturier sur l'ensemble des travailleurs des industries non-agricoles.
- NEWHIRE = logarithme du taux d'embauche.

WAITING = logarithme de la période d'attente pour obtenir une indemnisation pour lésion totale temporaire.

SOUTH = variable binaire d'état.

UNION = logarithme de la proportion des travailleurs non-agricoles qui sont syndiqués.

Les données portent sur 35 états américains pendant la période 1972 à 1978. Elles proviennent du National Council on Compensation Insurance, du Handbook of Unemployment Insurance Financial Data, de différentes publications du Bureau of Labor Statistics et de divers Statistical Abstract. La méthode économétrique choisie est celle des doubles moindres carrés pour des raisons de simultanéité.

Les équations de Butler et Worrall présentent des coefficients de détermination qui varient entre 0.805 et 0.964. Leurs résultats tendent à confirmer la dominance des effets associés aux travailleurs puisque sur les 3 régressions générées, il n'y a que deux coefficients négatifs en ce qui concerne les variables d'indemnisation. Toutefois, il faut interpréter ces résultats prudemment car 5 coefficients sur une possibilité de 9 ne semblent pas significatifs. Butler

et Worrall ont quand même constater une forte significativité des statistiques Fisher lorsqu'ils considéraient les variables d'indemnisation conjointement pour chacune des trois équations. La régression sur le taux de lésion totale temporaire a produit des coefficients de 0.372 pour la variable BENTT, de 0.015 pour BENMN et de 0.321 pour BENMJ. Ces trois coefficients s'accompagnent chacun de statistiques t assez faibles. La régression sur le taux de lésion partielle permanente mineure évalue des coefficients de l'ordre de 0.595 pour la variable BENTT, de 0.259 pour BENMN et de -0.447 pour BENMJ. Contrairement aux coefficients de la première régression, les statistiques t dans ce cas s'avèrent robustes. Quant à la détermination du taux de lésion partielle permanente majeure, les variables d'indemnisation se comportent de la manière suivante. La variable BENTT présente un coefficient d'une valeur de 1.709. Les variables BENMN et BENMJ s'accompagnent de coefficients moins élevés, soient -0.190 et 0.639 respectivement. Seul le coefficient de BENTT s'avère significatif. Notons aussi que chacune des trois équations ont produit des coefficients négatifs pour la variable WAITING, laissant ainsi envisager qu'une réduction de la période d'attente accroît les divers taux de lésions.

Butler et Worrall constatent un fait intéressant dans le comportement des coefficients:

"Typically, when a permanently impairing injury occurs, a worker will be placed on temporary total benefits until his condition has stabilized, at which time a determination is made as to whether it will be a "major" or "minor" permanent partial claim. If employees' claims are sensitive to changes in the benefit structure, then the size of the temporary total payments should have a positive effect on the number of permanent partial injuries filed. Further, the "own-price" coefficients should be positive (i.e., the major benefits increase major claims, and minor benefits increase minor claims), while as the average benefits in the alternative category increase, the number of claims filed should decrease (so that as "major" permanent partial benefits increase, there will be a substitution towards them and away from the "minor" claims)." (Butler et Worrall, 1983, p. 587)

Ainsi, l'indemnisation associée à une catégorie de lésions n'aurait pas seulement une influence sur la déclaration de cette même catégorie mais aussi sur la déclaration des autres catégories. Par conséquent, Butler et Worrall utilisent-ils le terme "structure d'indemnisation" lorsqu'ils discutent des effets de ce genre de législation sur les réclamations pour accidents de travail.

Bartel et Thomas (1985) ont produit une étude sur les différents impacts de la législation sur l'environnement de travail. Cette étude comporte toutefois une estimation sur les effets du système d'indemnisation sur le nombre de jours perdus à cause d'accidents de travail. La modélisation proposée par les chercheurs est la suivante:

$$\begin{aligned}
 (1) \ln(AE) = & \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \ln(\text{PIE}) + \hat{\gamma}_2 \ln(\text{EF}) + \hat{\gamma}_3 \text{EF} + \hat{\gamma}_4 \ln(\text{CE}) + \\
 & \hat{\gamma}_5 \ln(\text{PROD}) + \hat{\gamma}_6 \ln(\text{MALE}) + \hat{\gamma}_7 \ln(\text{PROF}) + \hat{\gamma}_8 (\text{UE}) + \\
 & \hat{\gamma}_9 \ln(\text{LCR}) + \hat{\gamma}_{10} \ln(\text{EDUC}) + \hat{\gamma}_{11} \ln(\text{NHR}) + \hat{\gamma}_{12} \ln(\text{OVER}) \\
 & + \hat{\gamma}_{13} \ln(\text{BEN}) + \hat{\gamma}_{14} \ln(\text{WAIT}) + \hat{\gamma}_{15} \text{REGION} + \hat{\gamma}_{16} \text{YRDUM} \\
 & + e_1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (2) \ln(\text{PIE}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{IE}) + \beta_2 \ln(p) + \beta_3 \ln(1+\text{FTA}) + \\
 & \beta_4 \ln(\text{AE}) + \beta_5 \ln(\text{EF}) + \beta_6 \ln(\text{CE}) + \\
 & \beta_7 \ln(\text{REMIT}) + \beta_8 \text{PMETAL} + \beta_9 \text{CHEM} + \beta_{10} \text{PMILL} \\
 & + \beta_{11} \ln(\text{UE}) + \beta_{12} \ln(\text{PIE})_{-1} + \beta_{13} \text{YRDUM} + e_2
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (3) \ln(\text{IE}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{PIE}) + \alpha_2 \ln(\text{EF}) + \alpha_3 [\ln(\text{EF}) \cdot (\text{YEAR}-74)] \\
 & + \alpha_4 \text{VAR} + \alpha_5 [\text{VAR} \cdot (\text{YEAR}-74)] + \alpha_6 \ln(\text{AE}) + \\
 & \alpha_7 (\text{HREARN}) + \alpha_8 \ln(1 + \text{PRFT}) + \alpha_9 \ln(\text{UE}) + \\
 & \alpha_{10} \ln(\text{CE}) + \alpha_{11} [\ln(\text{CE}) \cdot (\text{YEAR}-74)] + \alpha_{12} \text{YRDUM} + e_3
 \end{aligned}$$

où: AE = nombre de jours perdus à cause d'accidents de travail, par travailleur.

BEN = indemnisation prévue par le travailleur.

CHEM = variable binaire pour les industries chimiques.

CE = nombre de plaintes par travailleur.

EDUC = éducation moyenne par travailleur.

- EF = nombre de travailleurs par entreprise.
- FTA = ratio des pénalités pour ne pas se conformer sur les autres pénalités de la période précédente.
- HREARN = salaire horaire moyen.
- IE = nombre d'inspections par travailleur.
- LCR = coût du facteur travail sur la valeur des expéditions.
- MALE = pourcentage de travailleurs masculins.
- NHR = taux d'embauche.
- OVER = heures supplémentaires hebdomadaires moyennes.
- PIE = pénalités par inspection/employés par établissement.
- PMETAL = variable binaire pour les industries de métaux primaires.

- PMILL = variable binaire pour les industries de moulins à papier.
- PRFT = (valeur ajoutée moins le coût du facteur travail)/actifs.
- PROD = pourcentage de travailleurs à la production.
- PROF = pourcentage d'employés professionnels.
- REGION = vecteur de variables binaires régionales.
- REMIT = ratio des pénalités remises sur les pénalités évaluées.
- p = structure de pénalité.
- UE = pourcentage de travailleurs syndiqués.
- VAR = variance de la grandeur de la firme.
- WAIT = période d'attente prévue pour obtenir l'indemnisation.
- YEAR = année en cours.

YRDUM = variables binaires d'années.

Bartel et Thomas utilisent les données de 22 états américains concernant les industries manufacturières sur la période 1974-1978. Ces données proviennent du County Business Patterns, du Bureau of Labor Statistics, du Current Population Survey, de l'Annual Survey of Manufactures et de l'Occupational Safety and Health Administration. La méthode économétrique choisie est celle des doubles moindres carrés.

Les résultats de Bartel et Thomas concernant le système d'indemnisation ne diffèrent pas tellement de ceux des autres recherches. Le coefficient de la variable BEN s'évalue à 0.346, laissant ainsi envisager un effet positif de l'indemnisation reçue sur le nombre de jours perdus. Cependant, la statistique t (0.81) nous indique qu'une telle relation n'est pas significative. Le coefficient de la variable WAIT est de l'ordre de -0.578 avec une statistique t de -2.410. Une diminution de la période d'attente provoque donc une augmentation du nombre de journées perdues pour cause d'accidents de travail.

Il faudra attendre l'étude de Ruser (1985) afin d'observer au sein d'un même modèle économétrique une distinction entre les comportements des travailleurs et des employeurs

face au système d'indemnisation. Bien que complexe, l'argumentation de Ruser se résume ainsi:

"Higher workers' compensation benefits change the marginal benefit of safety in two ways. On the one hand, for each dollar of extra benefits, the marginal benefit is reduced by U'_0/U'_1 , the income-equivalent of the worker's increase in utility in the injured state owing to his increased benefits. This term represents a decline in the accident cost borne by the worker. On the other hand, for each dollar of extra workers' compensation benefits, the marginal benefit of safety is increased by $(1+\tau)\theta D$, the present value of the extra premium the firm can avoid through safety investments. This term represents an increase in the firm's avoidable accident cost. If the reduction in the worker's accident cost from an increase in workers' compensation benefits exceeds the increase in the firm's accident cost, so that $U'_0/U'_1 > (1+\tau)\theta D$, then total avoidable accident costs fall, the marginal benefit to safety falls, and so will the equilibrium level of safety. In this case the injury rate will rise. The opposite will be true if the worker's accident cost falls by less than the increase in the firm's accident cost, so that $U'_0/U'_1 < (1+\tau)\theta D$ ". (Ruser, 1985, pp. 492-493)

Si, pour un travailleur, le bénéfice à utiliser le système d'indemnisation s'avère supérieur au bénéfice qu'un employeur peut retirer en investissant dans la prévention, le taux d'accident aura tendance à augmenter. L'application d'un système mérite-démérite efficace fait en sorte que le bénéfice de l'employeur s'accroît pour égaler et même surpasser le bénéfice du travailleur. Dans ce cas, le taux d'accident se stabilise ou diminue.

Le modèle de Ruser est le suivant:

$$\begin{aligned}
 (1) \text{ AC} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{TDWBEN} + \alpha_2 \text{TDWBEN} \times \text{SIZE} + \alpha_3 \text{TDWBEN} \times \\
 (2) \text{ LWC} &= \text{WAGE} + \alpha_4 \text{PROPWEEK} + \alpha_5 \text{PROPWEEK} \times \text{SIZE} + \\
 &\alpha_6 \text{PROPWEEK} \times \text{WAGE} + \alpha_7 \text{SIZE} + \alpha_8 \text{WAGE} + \alpha_9 \text{PTEXPLT5} \\
 &+ \alpha_{10} \text{PRODHRS} + \alpha_{11} \text{PROD} + \alpha_{12} \text{TIME DUMMIES} + \\
 &\alpha_{13} \text{INDUSTRY DUMMIES} + u
 \end{aligned}$$

où: AC = logarithme de l'ensemble des accidents de travail par tranche de 100 travailleurs.

LWC = logarithme du nombre d'accidents de travail avec journées perdues par tranche de 100 travailleurs.

TDWBEN = indemnisation hebdomadaire réelle moyenne.

SIZE = nombre moyen de travailleurs par établissement.

WAGE = salaire hebdomadaire réel moyen.

PROPWEEK = proportion des journées perdues par accident qui sont indemnisables.

PTEXPLT5 = proportion de la population active qui a moins de 5 années d'expérience.

PRODHRS = heures hebdomadaires moyennes des travailleurs de la production.

PROD = proportion de travailleurs de la production dans l'industrie.

TIME DUMMIES = variables binaires d'années.

INDUSTRY DUMMIES = variables binaires d'industries.

u = erreur résiduelle.

L'échantillon est composé de 3243 observations. Les données couvrent les industries manufacturières de 41 états américains sur la période de 1972-1979. Elles proviennent du Bureau of Labor Statistics, du County Business Patterns, de l'Employment and Earnings et du Current Population Survey. Les méthodes économétriques retenues sont celles des moindres carrés généralisés et des moindres carrés ordinaires. Seuls les résultats de la méthode des moindres carrés généralisés seront présentés car les régressions en moindres carrés ordinaires s'accompagnent d'hétéroscédasticité. Il est à noter que Ruser génère aussi des régressions qui incluent des variables binaires d'états. Toutefois, un problème de collinéarité entre les variables législatives et ces variables binaires gêne à l'interpréta-

tion des résultats. Aussi, nous ne nous attarderons que sur les régressions portant sur le modèle présenté ci-haut.

Ruser fait mention d'une plus grande déclaration liée à l'existence de la législation sur l'indemnisation. Faisant distinction de cet effet, il ajoute qu'une meilleure indemnisation peut créer un transfert du type d'accident de travail. Une augmentation de la compensation peut faire en sorte que les travailleurs accidentés prennent plus de temps de convalescence. Par conséquent, Ruser prévoit un impact plus considérable de la législation sur la variable LWC par rapport à celui sur la variable AC.

Les deux variables d'interaction TDWBEN X SIZE et PROPWEEK X SIZE servent à mesurer l'impact d'un système mérite-démérite sur les deux taux d'accidents. Ruser s'attend à ce que les coefficients de ces variables soient négatifs, si, dans la réalité, les grandes entreprises doivent s'adapter davantage à l'application d'un tel système de tarification. Les variables TDWBEN X WAGE et PROPWEEK X WAGE ont été créées dans le but de contrôler les meilleures conditions (salaires et avantages sociaux) offertes dans les grandes entreprises et qui n'ont pas de lien avec le système mérite-démérite.

Suite aux régressions qu'il a obtenues, Ruser a évalué les

effets totaux (aux moyennes échantillonnales) de la compensation sur les deux taux d'accidents.

Les résultats de Ruser s'avèrent mitigés en ce qui concerne la variable TDWBEN. En effet, le signe du coefficient diffère selon qu'il s'agisse des modèles présentés ci-haut ou des effets totaux.

La modélisation de Ruser réussit à expliquer une assez bonne partie de la variance de la variable AC, la statistique R^2 s'évaluant à 0.78. Contrairement à la plupart des études mentionnées au cours du présent texte, le coefficient de la variable d'indemnisation TDWBEN est négatif et significatif, sa valeur étant de -0.490. Toutefois, le coefficient de la variable PROPWEEK s'avère positif et significatif. Celui-ci démontre en effet une forte valeur de 3.339. Une augmentation de la proportion des journées perdues indemnissables par accident entraînerait un accroissement de la variable AC. Notons qu'une hausse de la variable PROPWEEK correspond en fait à une réduction de la période d'attente. Dans le cas des variables d'interaction TDWBEN X SIZE et PROPWEEK X SIZE, l'hypothèse d'un effet bénéfique du système mérite-démérite sur le taux d'accident tend à se confirmer. Les coefficients qui accompagnent ces variables s'évaluent respectivement à -0.114 et -0.224 et constituent des relations significatives. Quant aux

coefficients des variables TDWBEN X WAGE et PROPWEEK X WAGE, leurs comportements sont de différentes natures puisque dans le premier cas la relation avec la variable AC est positive tandis que dans le deuxième, elle est négative. Les effets totaux (aux moyennes échantillonales) témoignent cependant d'impacts positifs des variables TDWBEN et PROPWEEK sur la variable dépendante AC. Leurs coefficients respectifs sont de 0.089 et 1.194 et représentent des relations fiables étant donné leur significativité.

Le modèle de Ruser trouve aussi son application au niveau du taux d'accidents avec journées perdues. La statistique R^2 prend une valeur de 0.77, ce qui signifie que la modélisation explique une bonne partie de la variance de la variable LWC. Les résultats obtenus s'inscrivent quasiment dans la même veine que ceux observés avec AC comme variable dépendante. Le coefficient de la variable TDWBEN s'avère négatif et fortement significatif avec une valeur de -0.481. La variable PROPWEEK démontre encore un effet contraire puisque son coefficient constitue une valeur positive et significative de l'ordre de 4.320. En ce qui concerne les variables d'interaction TDWBEN X SIZE et PROPWEEK X SIZE, seule la première semble démontrer les bienfaits du système mérite-démérite étant donné un coefficient significatif de -0.171. Le coefficient de la variable PROPWEEK X SIZE s'avère positif avec une valeur de

0.208. Ruser explique cette différence de résultats à l'aide de deux hypothèses. La première rappelle la possibilité que la variable LWC soit influencée par le transfert de certains accidents sans journée perdue vers la catégorie des accidents avec journées perdues. Ainsi, Ruser fait-il l'hypothèse que dans les grandes firmes, il s'avérerait plus facile de détourner le système administratif étant donné les limites de la surveillance ou du contrôle appliqué. La deuxième hypothèse du chercheur repose sur le lien qui existerait entre les variations de la variable PROPWEEK et les différences entre états américains au niveau des conditions exigées lors du rapport d'accident. En ce qui a trait aux variables d'interaction avec le salaire, les coefficients sont, encore une fois, totalement différents. Le coefficient de la variable TDWBEN X WAGE s'avère positif tandis que celui de PROPWEEK X WAGE montre un signe négatif. Les effets totaux (aux moyennes échantillonales) montrent, une fois de plus, des impacts positifs des variables TDWBEN et PROPWEEK sur la variable LWC. Leurs coefficients respectifs s'élèvent à 0.167 et 2.447 et présentent chacun une bonne significativité.

Finalement, Ruser a calculé les élasticités aux moyennes échantillonales entre les variables législatives et les deux taux d'accidents. Tel que prévu, l'impact des vari-

ables TDWBEN et PROPWEEK s'avère toujours plus considérable lorsqu'il s'agit de la variable LWC. L'hypothèse du transfert de certains accidents sans perte de temps vers les accidents avec journées perdues est donc supportée sur le plan empirique.

Désirant avant tout mesurer l'effet de la législation OSHA sur la fréquence et la sévérité des accidents de travail, Currington (1986) incorpore dans sa modélisation une variable législative sur l'indemnisation. Les équations économétriques suggérées sont les suivantes:

$$\begin{aligned}
 (1a) \text{ FREQ ALL INJURIES} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{ FIRMSIZE} + \alpha_2 \text{ UNIONPCT} + \\
 & \alpha_3 \text{ NEWHIRE} + \alpha_4 \text{ KLRATIO} + \alpha_5 \text{ WCRATIO} \\
 & + \alpha_6 \text{ WKLYHRS} + \alpha_7 \text{ PWPCT} + \alpha_8 \text{ EMPRATIO} \\
 & + \alpha_9 \text{ DOSHA} + \alpha_{10} \text{ DOSHA24} + \\
 & \alpha_{11} \text{ DOSHA25} + \alpha_{12} \text{ DOSHA37} + \alpha_{13} \text{ IN-} \\
 & \text{DUSTRY DUMMIES} + \alpha_{14} \text{ INTERACTION} \\
 & \text{TERMS} + u
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (1b) \text{ FREQ CAUGHT IN MACHINE} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{ FIRMSIZE} + \alpha_2 \text{ UNION} \\
 & \text{PCT} + \alpha_3 \text{ NEWHIRE} + \alpha_4 \text{ KLRATIO} \\
 & + \alpha_5 \text{ WCRATIO} + \alpha_6 \text{ WKLYHRS} + \\
 & \alpha_7 \text{ PWPCT} + \alpha_8 \text{ EMPRATIO} + \\
 & \alpha_9 \text{ DOSHA} + \alpha_{10} \text{ DOSHA24} \\
 & \alpha_{11} \text{ DOSHA25} + \alpha_{12} \text{ DOSHA30} + \\
 & \alpha_{13} \text{ INDUSTRY DUMMIES} + \alpha_{14} \text{ IN-}
 \end{aligned}$$

TERACTION TERMS + u

- (1c) FREQ STRUCK BY MACHINE = α_0 + α_1 FIRMSIZE +
 α_2 UNIONPCT + α_3 NEWHIRE +
 α_4 KLRATIO + α_5 WCRATIO +
 α_6 WKLYHRS + α_7 PWPCT +
 α_8 EMPRATIO + α_9 DOSHA +
 α_{10} DOSHA24 + α_{11} INDUSTRY
DUMMIES + α_{12} INTERACTION
TERMS + u
- (1d) SEV ALL INJURIES = α_0 + α_1 FIRMSIZE +
- (1e) SEV CAUGHT IN MACHINE α_2 UNIONPCT + α_3 NEWHIRE +
- (1f) SEV STRUCK BY MACHINE α_4 KLRATIO + α_5 WCRATIO +
 α_6 WKLYHRS + α_7 PWPCT + α_8 EMP-
RATIO + α_9 DOSHA + α_{10} INDUS-
TRY DUMMIES + u
- (2a) FREQ ALL INJURIES
- (2b) FREQ CAUGHT IN MACHINE
- (2c) FREQ STRUCK BY MACHINE = α_0 + α_1 FIRMSIZE + α_2 UNION-
PCT + α_3 NEWHIRE + α_4 KLRATIO
+ α_5 WCRATIO + α_6 WKLYHRS +
 α_7 PWPCT + α_8 EMPRATIO +
 α_9 DOSHA + α_{10} DOSHA_n +
 α_{11} INDUSTRY DUMMIES + u

où: **FREQ ALL INJURIES** = nombre total de réclamations avec indemnisation/(nombre d'heures annuelles travaillées par les employés de la production et les autres employés/2 millions d'heures).

FREQ CAUGHT IN MACHINE = nombre de réclamations avec indemnisation de type "pris dans la machinerie"/(nombre d'heures annuelles travaillées par les employés de la production et les autres employés/2 millions d'heures).

FREQ STRUCK BY MACHINE = nombre de réclamations avec indemnisation de type "frappé par la machinerie"/(nombre d'heures annuelle travaillées par les employés de la production et les autres employés/2 millions d'heures).

SEV ALL INJURIES = estimation du nombre moyen de jours perdus pour l'ensemble des réclamations avec indemnisation.

- SEV CAUGHT IN MACHINE = estimation du nombre moyen de jours perdus pour les réclamations avec indemnisation de type "pris dans la machinerie".
- SEV STRUCK BY MACHINE = estimation du nombre moyen de jours perdus pour les réclamations avec indemnisation de type "frappé par la machinerie".
- FIRMSIZE = nombre moyen d'employés par établissement.
- UNIONPCT = pourcentage de la population active qui est syndiquée.
- NEWHIRE = nombre de travailleurs nouvellement embauchés par tranche de 100 travailleurs.
- KLRATIO = valeur comptable brute pour les dépenses sur l'immeuble et la machinerie, par travailleur de la production.
- WCRATIO = ratio du maximum hebdomadaire d'indemnisation pour lésion totale temporaire sur le salaire hebdomadaire moyen.

- WKLYHRS = heures hebdomadaires moyennes travaillées par les travailleurs de la production.
- PWPCT = pourcentage de la population active qui travaille dans l'activité de production.
- EMPRATIO = ratio de l'emploi actuel sur l'emploi précédent.
- DOSHA = variable binaire qui égale 1 pour toutes les industries manufacturière pour la période 1971-1976.
- DOSHA_n = variable binaire qui égale 1 pour une industrie manufacturière donnée pour la période de 1971-1976.
- DOSHA24 = variable binaire pour contrôler le comportement différent de l'industrie manufacturière des produits de bois.
- DOSHA25 = variable binaire pour contrôler le comportement différent de l'industrie manufacturière des meubles.
- DOSHA30 = variable binaire pour contrôler le comportement différent de l'industrie manufacturière du plastique et du caoutchouc.

DOSHA37 = variable binaire pour contrôler le comportement différent de l'industrie manufacturière de l'équipement de transport.

INTERACTION TERMS = vecteur de variables binaires qui égalent 1 pour les industries manufacturières différentes multipliées par chacun des déterminants retenus de ces industries.

INDUSTRY DUMMIES = variables binaires d'industries.

u = erreur résiduelle.

Currington utilise les données sur les industries manufacturières de New York sur la période 1964-1976. Elles proviennent du New York Workmen's Compensation Board, du Census of Manufacturers et de l'Annual Survey of Manufacturers. La méthode économétrique retenue est celle des moindres carrés généralisés. Seuls les résultats concernant la variable WCRATIO pour les équations 1a à 1f seront présentés. Currington ne fournit pas dans son article les résultats associés à cette variables pour les équations 2a à 2f.

Sur une possibilité de six estimations, seul le coefficient

de la variable WCRATIO de l'équation la (ensemble des réclamations avec indemnisation) s'est avéré significatif. Sa valeur positive s'élève à 11.36 avec une statistique t de 2.47. Une augmentation de l'indemnisation par rapport au salaire gagné fait donc accroître la fréquence de l'ensemble des réclamations indemnissables. Les coefficients des deux équations (fréquence et sévérité) sur les réclamations de type "pris dans la machinerie" sont aussi positifs mais non-significatifs. Ces coefficients sont évalués respectivement à 0.91 et 62.94 avec des statistiques t plus petits que l'unité. En ce qui concerne les deux régressions associées aux réclamations de type "frappé par la machinerie" et celle sur la détermination du nombre moyen de jours perdus pour l'ensemble des réclamations, les coefficients de la variable WCRATIO s'avèrent tous négatifs et non-significatifs. En effet, le coefficient de l'équation lb s'évalue à -59.71 avec une statistique t de -1.56, alors que ceux des équations le et lf prennent respectivement une valeur de -0.30 et -49.21. Chacun d'eux présente d'ailleurs une statistique t qui n'atteint pas l'unité.

Par conséquent, il semble difficile de tirer une conclusion en se basant sur les résultats de Currington en ce qui a trait aux effets du système d'indemnisation. Ces résultats indiquent qu'il existe encore beaucoup d'incertitude lorsqu'il s'agit des impacts de ce genre de législation.

Préconisant la nécessité de bien distinguer le type de lésions professionnelles lorsqu'une étude est effectuée sur les effets du système d'indemnisation, Welland (1986) fonde son argumentation sur le fait que certaines d'entre elles dépendent plus que d'autres du comportement préventif du travailleur. En résumé²², la théorie de Welland suggère qu'une plus grande générosité du système d'indemnisation peut s'interpréter comme une augmentation de la responsabilité des employeurs quant aux coûts des lésions professionnelles. En fait, ceci constitue un transfert de responsabilité puisque les coûts, désormais absorbés par les employeurs, étaient auparavant acquittés par les travailleurs. Par conséquent, Welland avance que les travailleurs retireront moins de bénéfices à adopter un comportement basé sur la prévention et qu'un tel comportement se reflétera surtout au niveau des lésions pour lesquelles les travailleurs fournissent la meilleure prévention, à meilleur prix. Autrement dit, une plus grande générosité aura pour effet d'augmenter les lésions dont les travailleurs pouvaient appliquer la meilleure prévention. Une indemnisation plus généreuse fait en sorte qu'il devient moins profitable pour ces travailleurs de

²² Le modèle de Welland est plus amplement expliqué au cours du cadre théorique.

dépenser du temps et de l'énergie en guise de prévention. Ainsi, Welland propose un test empirique dont les résultats indiqueront les catégories ou types de lésions pour lesquels les travailleurs exercent un certain contrôle. Ce test est le suivant:

$$[\text{\#CLAIMS INJURY } i / \text{\#CLAIMS}] = f(\text{IRR}, \text{WP}, \text{MIN}, \text{INDUSTRY})$$

où:

$\text{\#CLAIMS INJURY } i / \text{\#CLAIMS}$ = proportion des réclamations pour lésion professionnelle de type i sur l'ensemble des réclamations où type i =

1. amputations
2. brûlures
3. contusions
4. coupures
5. maladies professionnelles
6. fractures
7. égratignures
8. entorses
9. autres
10. taux de lésions = (nombre de réclamations/emploi annuel moyen) X 100

IRR = indemnisation hebdomadaire/salaire hebdomadaire moyen.

WP = période d'attente avant d'obtenir l'indemnisation.

MIN = variable binaire qui égale 1 si une industrie donnée détient moins de 0.2 % de l'emploi du secteur privé dans un état américain donné.

INDUSTRY = variables binaires d'industries.

Welland prévoit que le signe du coefficient de la variable IRR sera positif si le comportement des travailleurs domine celui des employeurs. Ceci devrait survenir pour les catégories de lésions professionnelles sur lesquelles les travailleurs exercent un contrôle. Par ailleurs, dans un tel cas, le coefficient de la variable WP devrait être, quant à lui, négatif.

Les données utilisées pour l'application du test empirique sont stratifiées par type de lésions, par états américains et par industries manufacturières pour l'année 1976. Elles proviennent toutes du Bureau of Labor Statistics.

Étant donné les nombreux résultats de Welland, nous

reproduirons le tableau-résumé du chercheur²³. Le tableau III indique le signe (+ ou -) des coefficients des variables IRR et WP, de même que leur significativité aux seuils de 10 % (*) et de 5 % (**).

Il semblerait donc que les amputations, les brûlures, les fractures et les égratignures constituent des catégories de lésions où le comportement du travailleur revête toute son importance. En effet, une augmentation de l'indemnisation par rapport au salaire gagné inciterait le travailleur à abandonner certaines pratiques préventives dont le résultat serait un accroissement de ce genre de lésions. Toutefois, parmi ces 4 catégories, il n'y a que celle des amputations où le signe de la variable WP s'avère négatif et significatif. Les contusions et les entorses seraient deux types de lésions associés au comportement des employeurs. Ainsi, nous remarquons que le transfert de responsabilité généré par une indemnisation plus généreuse inciterait les employeurs à investir dans des activités préventives pouvant agir à ce niveau.

²³

Ce tableau est présenté à la page 672 de sa publication.

Tableau III Tableau-résumé des résultats de Welland

Catégorie de lésions	Coefficient IRR	Coefficient WP
Amputations	+ (**)	- (**)
Brûlures	+ (**)	+
Contusions	- (**)	+
Coupures	+	- (**)
Maladies professionnelles	-	+
Fractures	+ (**)	-
Égratignures	+ (**)	+
Entorses	- (**)	+ (**)
Autres	- (*)	- (**)
Taux de lésions	-	+ (**)

Chelius et Kavanaugh (1988) ont profité de conditions idéales pour mesurer les effets d'un système d'indemnisation sur divers taux de lésions. Ils se sont attardés sur le cas spécial de différentes institutions d'enseignement supérieur au New Jersey. Tous les employés de ces institutions publiques bénéficiaient d'un plan particulier d'indemnisation en cas de lésions professionnelles. Les caractéristiques de ce plan se résument ainsi: indemnisation équivalant à 100 % du salaire, sans maximum prévu, sans aucune période d'attente. Or, lors des négociations d'une de ces institutions au printemps 1980, le patronat s'est aperçu qu'une mauvaise interprétation de la convention collective avait eu lieu et que le plan particulier d'indemnisation ne devait plus s'appliquer au groupe d'employés de l'entretien. Par conséquent, à partir du troisième trimestre de l'année 1981, ce groupe de travailleurs fut couvert par un système qui prévoyait une indemnisation correspondant à 70 % du salaire et ce, avec une période d'attente de sept jours.

Afin d'éliminer le nombre de facteurs pouvant influencer les taux de lésions, Chelius et Kavanaugh ont utilisé les données d'un groupe contrôle. Ce groupe représente une institution d'enseignement supérieur du New Jersey qui a conservé le plan particulier d'indemnisation. Il est composé de travailleurs de l'entretien ayant des caracté-

ristiques semblables au groupe étudié au niveau de la région géographique, des conditions de travail, des salaires, de l'âge et de la syndicalisation.

Le modèle économétrique suggéré est donc le suivant:

$$IR = a + b_1LOW + b_2SELF + b_3CONTROL + b_4LOW*SELF + e$$

où: IR = 4 variables dépendantes possibles: le nombre de lésions professionnelles avec perte de temps par travailleur (fréquence), le nombre de jours perdus pour lésions professionnelles par travailleur (sévérité), le nombre de lésions professionnelles requérant plus de sept journées d'absence par travailleur (fréquence) et le nombre de jours perdus par travailleur lors de lésions requérant plus de sept journées d'absence (sévérité).

a = constante.

LOW = variable binaire qui égale 1 lorsque l'indemnisation fût réduite.

SELF = variable binaire qui égale 1 lorsque les cotisations des employeurs furent entièrement basées sur la performance en termes de lésions professionnelles (système mérite-démérite parfait).

CONTROL = variable binaire qui égale 1 lorsqu'il s'agit du groupe-contrôle.

LOW*SELF = variable d'interaction qui égale 1 lorsque les cotisations des employeurs furent basées sur la performance et que la réduction d'indemnisation fut introduite.

e = erreur résiduelle.

Les données recueillies sont sur une base trimestrielle. Leur sélection a débuté au premier trimestre de l'année 1978 pour se terminer au troisième trimestre de l'année 1984. L'échantillon contient en tout 54 observations.

Les résultats de Chelius et Kavanaugh signalent une baisse significative des deux fréquences lorsque la réduction du plan d'indemnisation a été appliquée. Le coefficient de la variable LOW s'évalue à -0.04 avec une statistique t de -2.26 lorsque la variable dépendante retenue est celle du nombre de lésions avec perte de temps par travailleur alors que la régression qui détermine le nombre de lésions requérant plus de sept journées d'absence par travailleur génère un coefficient de l'ordre de -0.03 avec une statistique t de -2.06 pour cette même variable explicative. Bien que les coefficients de la variable LOW aient aussi

montré un signe négatif lors de régressions sur la détermination de la sévérité des lésions, ils se sont toutefois avérés non-significatifs. Chelius et Kavanaugh soumettent deux hypothèses pour expliquer un tel comportement. La première établit que la fréquence de lésions est plus prévisible que la sévérité. Par conséquent, il est plus facile d'étudier les déterminants des différents taux reflétant la fréquence. La deuxième hypothèse relate la possibilité que la réduction de l'indemnisation ait provoqué un abaissement des lésions bénignes et qu'un tel comportement dissimule la relation réelle entre l'indemnisation et la sévérité des lésions professionnelles. Notons brièvement que l'ensemble des coefficients de la variable SELF démontrent une relation négative entre l'application d'un système parfait de mérite-démérite et les différents taux de lésions. D'ailleurs, 3 coefficients sur une possibilité de 4 étaient significatifs.

Les résultats de Chelius et Kavanaugh s'inscrivent dans la même veine que ceux de la plupart des études réalisées à savoir qu'une indemnisation plus généreuse entraîne une hausse des taux d'accidents.

Parmi toutes les études que nous avons recensées, seule celle de Dionne et St-Michel (1988) concerne le système d'indemnisation du Québec. S'intéressant à une facette du

risque moral, ces chercheurs étudient la possibilité que les travailleurs agissent sur la distribution des pertes subies lors de lésions professionnelles dans le but principal de bénéficier d'une meilleure indemnisation. Selon Dionne et St-Michel, un tel contrôle s'exerce puisque les travailleurs connaissent mieux que quiconque leur état de santé; c'est ce qu'ils appellent en fait une asymétrie d'information.

Pour arriver à leurs fins, ils proposent une modélisation économétrique permettant d'observer les effets du système législatif qui proviennent uniquement d'une situation de risque moral. Ils expliquent:

"The main challenge in isolating moral hazard consists of separating into two parts total variation of consumption with respect to changes in insurance coverage: 1) the effect of resource reallocation under perfect information; and 2) variation of consumption due to asymmetrical information. The methodology used in this study will isolate the effect of moral hazard from total consumption." (Dionne et St-Michel, 1988, p.2)

Les chercheurs procèdent en deux étapes. La première évaluera de manière générale les effets du système d'indemnisation sur le nombre de journées indemnisées tandis que la deuxième aura comme objectif d'estimer si ce genre d'effets varie selon qu'il s'agisse de lésions plus ou moins sévères et plus ou moins faciles à diagnostiquer. Le

premier modèle prend l'allure suivante:

$$\ln \text{ DAYS} = \beta_0 + \beta_1 \text{ALPHA1} + \beta_2 \text{ALPHA2} + \beta_3 \ln \text{AGE} + \beta_4 \ln \text{INCOME} \\ + \beta_5 \text{GENDER} + \beta_6 \text{REGION} + \beta_7 \text{SECTOR} + \beta_8 \text{TYPE} + e$$

où: DAYS = nombre de journées indemnisées.

ALPHA1 = variable binaire qui égale 1 si la lésion professionnelle a été subie à partir du 1^{er} janvier 1979²⁴ et si le revenu brut du travailleur en cause est inférieur à 9 000,00 \$.

ALPHA2 = variable binaire qui égale 1 si la lésion professionnelle a été subie avant le 1^{er} janvier 1979²⁴ et si le revenu du travailleur en cause est supérieur à 9 000,00 \$.

ÂGE = âge du travailleur lors de la lésion.

INCOME = revenu brut du travailleur.

²⁴

À partir de cette date, l'indemnisation est passée de 75 % du salaire brut à 90 % du salaire net. Selon Dionne et St-Michel, ce changement favorise les travailleurs à faible revenu. Auparavant, les travailleurs à revenu élevé étaient ceux qui tiraient une meilleure indemnisation. Notons toutefois qu'une telle affirmation ne fait pas intervenir la variable de la charge familiale.

GENDER = variable binaire qui égale 1 si le travailleur est de sexe masculin.

REGION = variable binaire qui égale 1 si la résidence du travailleur se trouve dans la ville de Montréal ou Québec.

SECTOR = vecteur de variables binaires portant sur les secteurs d'activité suivants: agriculture, secteur primaire, construction, transports et communications, commerce, finance, services, administration publique, secteur manufacturier (catégorie omise) et autres.

TYPE = vecteur de variables binaires identifiant les types de lésions suivants: contusions, brûlures, fractures, maux de colonne vertébrale, douleurs au dos et amputations sans PPD (catégorie omise).

e = erreur résiduelle.

Le deuxième modèle est celui qui contient des variables permettant la détection du risque moral:

$$\begin{aligned} \ln \text{ DAYS} = & \beta_0 + \beta_1 \text{ALPHA} + \beta_2 \ln \text{AGE} + \beta_3 \ln \text{INCOME} + \beta_4 \text{GENDER} \\ & + \beta_5 \text{MI}_{1a} + \beta_6 (\text{ALPHA} * \text{MI}_{1a}) + \beta_7 \text{MI}_{1b} + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \beta_8(\text{ALPHA} * \text{MI}_{1b}) + \beta_9 \text{MI}_{1c} + \beta_{10}(\text{ALPHA} * \text{MI}_{1c}) + \beta_{11} \text{MA}_1 \\
& + \beta_{12}(\text{ALPHA} * \text{MA}_1) + \beta_{13} \text{MI}_{2a} + \beta_{14}(\text{ALPHA} * \text{MI}_{2a}) + \\
& \beta_{15} \text{MI}_{2b} + \beta_{16}(\text{ALPHA} * \text{MI}_{2b}) + \beta_{17} \text{MA}_{2a} + \\
& \beta_{18}(\text{ALPHA} * \text{MA}_{2a}) + \beta_{19} \text{MA}_{2b} + \beta_{20}(\text{ALPHA} * \text{MA}_{2b}) + \\
& \beta_{21} \text{REGION} + \beta_{22} \text{S} + e
\end{aligned}$$

où: ALPHA = variable binaire qui égale 1 si la lésion professionnelle a été subie à partir du 1^{er} janvier 1979 et si le revenu brut du travailleur en cause est inférieur à 9 000,00 \$ ou si la lésion professionnelle a été subie avant le 1^{er} janvier 1979 et si le revenu brut du travailleur en cause est supérieur à 9 000,00 \$

MI_{1a} = lésions professionnelles appartenant au groupe des contusions. Ces dernières constituent un type de lésions mineures, facilement diagnostiquées.

MI_{1b} = lésions professionnelles appartenant au groupe des amputations sans PPD. Ces dernières constituent un type de lésions mineures, facilement diagnostiquées.

MI_{1c} = lésions professionnelles appartenant au groupe des brûlures. Ces dernières constituent un

type de lésions mineures, facilement diagnostiquées.

MI_{2a} = lésions professionnelles appartenant au groupe des douleurs au dos et survenues suite à une blessure au dos. Ces dernières constituent un type de lésions mineures, difficilement diagnostiquées.

MI_{2b} = lésions professionnelles appartenant au groupe des douleurs au dos sans qu'il y ait eu de blessure au dos. Ces dernières constituent un type de lésions mineures, difficilement diagnostiquées.

MA_1 = lésions professionnelles appartenant au groupe des fractures. Ces dernières constituent un type de lésions majeures, facilement diagnostiquées.

MA_{2a} = lésions professionnelles appartenant au groupe des maux à la colonne vertébrale et survenues suite à une blessure au dos. Ces dernières constituent un type de lésions majeures, difficilement diagnostiquées.

MA_{2b} = lésions professionnelles appartenant au groupe des maux à la colonne vertébrale sans qu'il y ait eu de blessure au dos. Ces dernières constituent un type de lésions majeures, difficilement diagnostiquées.

S = vecteur de variables sectorielles.

B_{22} = vecteur de paramètres.

Le second modèle de Dionne et St-Michel présume que les coefficients des variables ALPHA1 et ALPHA2 ne s'avèrent pas différents du point de vue statistique. De plus, les termes d'interaction qui y prennent place servent à observer l'existence de risque moral. Selon Dionne et St-Michel, les coefficients associés aux lésions professionnelles difficilement diagnostiquées seraient ceux qui démontreraient une plus grande variation positive du nombre de journées indemnisées suite au changement législatif. Si de telles hypothèses s'avèrent vraies, les chercheurs ne pourront rejeter la possibilité de risque moral.

L'échantillon est composé de 5160 observations. Les données proviennent de la Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec pour les années 1978 à 1982. La méthode économétrique utilisée est celle des moindres

carrés ordinaires. Pour le second modèle, Dionne et St-Michel produisent deux régressions. Leur différence se situe dans le choix du type de lésions professionnelles comme catégorie omise.

Les résultats obtenus pour l'estimation du premier modèle indiquent que les coefficients des variables ALPHA1 et ALPHA2 se sont avérés tous deux positifs avec des valeurs respectives de 0.094 et 0.125. Cependant, seul le coefficient de la variable ALPHA2 démontre une forte significativité. Il semble donc que la législation sur l'indemnisation influence la période de récupération nécessaire suite à un accident de travail. Par ailleurs, les coefficients estimés pour le vecteur β_8 tendent à confirmer la classification des chercheurs selon la sévérité des lésions professionnelles. Les résultats associés au second modèle nous font part d'une possibilité de risque moral en ce qui a trait à deux types de lésions reliées au dos et difficilement diagnostiquées. Il s'agit des lésions professionnelles appartenant au groupe des douleurs au dos survenues suite à une blessure et des lésions professionnelles appartenant au groupe des maux à la colonne vertébrale survenus suite à une blessure. En ce qui concerne les douleurs au dos, les coefficients s'évaluent à 0.363 et 0.335 selon la catégorie omise choisie. Les coefficients générés pour les maux à la colonne vertébrale sont un peu plus imposants

avec des valeurs de 0.520 et 0.492. Ces 4 coefficients sont significatifs. Il est important de noter que les coefficients des autres termes d'interaction sont de signes variés mais se caractérisent par une faible significativité. Il en est de même pour les coefficients de la variable ALPHA.

Les résultats de Dionne et St-Michel ont donc démontré qu'en certaines circonstances où le diagnostic s'avère particulièrement difficile à effectuer, la législation sur l'indemnisation du Québec pourrait entraîner la présence de risque moral. Celui-ci prend la forme d'une prolongation de la période de récupération. Les lésions professionnelles subies au niveau du dos seraient celles où le risque moral surviendrait le plus facilement.

3.1.1 Conclusion

En guise de conclusion à la première partie de la revue de la littérature, nous pouvons constater qu'en de nombreuses occasions, les économistes ont obtenu des résultats empiriques laissant envisager une relation positive entre une amélioration du système d'indemnisation et divers taux d'accidents. En fait, de tels résultats s'observent dans la majorité des études recensées. Le tableau IV résume les constatations des différents chercheurs.

Tableau IV Résultats des études portant sur la relation indemnisation-taux d'accidents²⁵

Chercheurs	Résultats
Chelius (1973)	° Effet positif prédominant, partiellement significatif
Chelius (1974)	° Effet positif prédominant
Chelius (1982)	° Effet positif prédominant, significatif
Chelius (1983)	° Effet positif prédominant, significatif
Worrall et Appel (1982)	° Effet positif total, significatif
Johnson (1983)	° Effet positif total, partiellement significatif
Chelius et Smith (1983)	° Effet autant positif que négatif, non-significatif pour les coefficients positifs
Butler (1983)	° Effet positif prédominant, partiellement significatif
Butler et Worrall (1983)	° Effet positif prédominant, partiellement significatif
Bartel et Thomas (1985)	° Effet positif total, non-significatif
Ruser (1985)	° Effet négatif total pour les coefficients et positif total pour les effets totaux aux moyennes échantillonales, significatif
Currington (1986)	° Effet autant positif que négatif, partiellement significatif
Welland (1986)	° Effet autant positif que négatif, partiellement significatif
Chelius et Kavanaugh (1988)	° Effet positif total, partiellement significatif
Dionne et St-Michel (1988)	° Effet positif prédominant, partiellement significatif

²⁵

Pour qualifier cette relation, nous utiliserons le terme "effet positif" dans les cas où l'indemnisation a contribué à augmenter le taux d'accidents et le terme "effet négatif" s'il s'agit de la situation inverse. Un effet est qualifié de "prédominant" lorsque l'étude du chercheur implique plusieurs régressions, donc plusieurs coefficients et que ceux-ci s'avèrent majoritairement caractérisés par un signe particulier. Un effet est qualifié de "total" lorsque tous les coefficients des variables qui nous intéressent sont d'un signe particulier. Le qualificatif "partiellement significatif" indique qu'il existe des coefficients non-significatifs parmi ceux caractérisés par l'effet désigné.

3.2 Études empiriques associées à la législation sur la salubrité de l'environnement de travail

Dans le cadre de son étude publiée en 1973²⁶, Chelius incorpore 4 variables qui permettent d'évaluer l'efficacité d'une législation portant sur la salubrité de l'environnement de travail. Ces 4 variables sont:

- 1° le budget alloué pour la sécurité du travail par employé non-agricole;
- 2° le nombre d'inspecteurs en sécurité du travail par employé non-agricole;
- 3° un index de l'étendue de la législation;
- 4° un index de la sévérité de la législation.

Les résultats de Chelius semblent partagés. Lorsque la variable dépendante est la fréquence des accidents de travail, les coefficients des variables "budget" (0.0045) et "inspecteurs" (0.0083) s'avèrent positifs mais seul le premier a révélé une forte significativité. Les coefficients des variables "étendue" et "sévérité" montrent

²⁶

Voir première partie de la revue de la littérature pour une description complète du modèle.

chacun un signe négatif et des valeurs respectives de -0.0080 et -0.0015. Cependant, aucun ne s'est montré significatif. En ce qui a trait à la régression utilisant le nombre de journées perdues par millions d'heures-personnes comme variable dépendante, aucun coefficient ne semble fiable pour fin d'interprétation étant donné la faible significativité qui les caractérise. À l'inverse des résultats présentés ci-haut, les coefficients des variables "budget" et "inspecteurs" ont respectivement des valeurs négatives de -0.4436 et -0.3647 alors que ceux des variables "étendue" et "sévérité" apparaissent avec des valeurs positives de 0.5363 et 0.5483. La régression avec la variable dépendante intermédiaire s'avère celle qui présente le plus de coefficients significatifs. En fait, il n'y a que le coefficient de la variable "sévérité" (-0.0027) qui a su démontrer une pauvre significativité. Les coefficients des variables "budget" et "étendue" s'évaluent respectivement à 0.0080 et 0.0250 tandis que celui de la variable "inspecteurs" démontre une valeur négative de -0.0132.

Malgré la diversité des résultats et la corrélation évidente entre les 4 variables législatives, Chelius retire une tendance générale de son étude. Aussi fait-il la remarque que parmi les coefficients significatifs, la grande majorité d'entre eux se sont avérés positifs. Par

conséquent, il semblerait que la législation sur la salubrité de l'environnement ait produit un accroissement des taux de lésions. Il mentionne cependant que de tels résultats peuvent survenir si les états qui présentent les plus hauts taux de lésions votent des lois plus sévères afin de rectifier la situation.

Dans sa publication de l'année 1974²⁷, Chelius évalue de nouveau l'impact d'une telle législation par le biais d'une variable explicative nommée STANDARDS. Cette dernière représente un index sur la nature de la loi. Par la technique de la composante principale, elle regroupe chacune des variables explicatives utilisées lors de l'étude de 1973 ("budget", "inspecteurs", "étendue" et "sévérité").

Les résultats de Chelius²⁸ se résument ainsi:

"The results indicate that for the most sample establishments the state safety standards systems in effect in 1967 had no impact on injury rates. Estimates based on a subsample of the largest 10 per cent of establishments in which the data were weighted so as to equalize the number of observations in each state indicate that the standards reduced the injury

²⁷ Voir première partie de la revue de la littérature pour une description complète du modèle.

²⁸ Voir note en bas de page 21. Le coefficient de la variable STANDARDS est de l'ordre de -0.000007 avec une statistique t de 1.10.

rate." (Chelius, 1974, p. 714)

Selon le chercheur, la différence dans l'efficacité de la législation s'expliquerait par la possibilité que les grandes entreprises soient davantage contraintes à plus de surveillance étant donné que leur taille les rend plus visibles.

Devant la problématique que représente l'évaluation empirique de l'impact d'une législation sur le comportement préventif des agents économiques, Herbert (1979) insiste particulièrement sur la nécessité de contrôler les variables d'activité économique et du marché du travail. Selon le chercheur, l'inclusion au modèle économétrique de ces variables "non-législatives" permettra subséquemment de mieux évaluer la performance de la législation en cause. Il explique:

"'Non-OSHA' safety and health variables are frequently alluded to as factors that affect work place safety and health levels, but over which the United States Occupational Safety and Health Administration (OSHA) has no direct control. These variables are important because if they also can affect the expected impact of government sponsored safety and health programs... Knowledge of the effect that these variables have (if any) on levels of industrial occupational safety and health is required if a governmental agency such as OSHA is to effectively explain the impact, or lack of impact, of its programs and policies to interested parties, such as the U.S. Congress." (Herbert, 1979, pp. 212-213)

Pour arriver à ses fins, Herbert propose le modèle économétrique suivant:

- (1) MED
- (2) SEV
- (3) LOSTWK = $f(I_1, I_2, C_1, C_2, N_1, N_2, A_1, A_2, O_1)$
- (4) AVLOST
- (5) NUMBER

où MED = total des paiements médicaux pour accidents de travail.

SEV = paiement médical moyen par accident de travail.

LOSTWK = nombre de journées perdues pour accidents de travail.

AVLOST = nombre moyen de journées perdues par accident de travail.

NUMBER = nombre d'accidents de travail.

$I_1 = \text{INSP}_t$ = nombre d'inspections effectuées durant la période courante.

$I_2 = \text{INSP}_{t-1} - \text{INSP}_{t-2}$.

$C_1 = CAP_t =$ index de capacité de production de la période courante =

$$\frac{V + NO + INV}{NO} \quad \text{où } V = \text{commandes non-exécutées}$$

NO = nouvelles commandes
INV = inventaire.

$$C_2 = CAP_{t-1} - CAP_{t-2}.$$

$N_1 = NHR_t =$ nombre de travailleurs nouvellement embauchés durant la période courante.

$$N_2 = NHR_{t-1} - NHR_{t-2}.$$

$A_1 = ACC_t =$ nombre de travailleurs nouvellement embauchés, en plus des travailleurs qui réintègrent l'industrie étudiée, durant la période courante.

$$A_2 = ACC_{t-1} - ACC_{t-2}.$$

$O_1 = OVT_t - OVT_{t-1}$ où OVT = index des heures supplémentaires travaillées.

Les données utilisées par Herbert portent sur une seule industrie de l'état de l'Idaho, c'est-à-dire l'industrie des produits de bois. Ce sont des données mensuelles recueillies de janvier 1972 à novembre 1974. Elles proviennent du Western Wood Products Association, de l'OSHA

Management Information Systems, du State of Idaho Department of Employment et du State of Idaho Workers Compensation Records. Concernant les variables d'inspections, Herbert fait l'hypothèse que ces dernières auront davantage d'impact sur les variables dépendantes qui reflètent la sévérité puisque les efforts des inspecteurs sont en priorité dirigés vers les conditions les plus dangereuses. Le chercheur explique aussi l'inclusion de la variables I_2 à son modèle par le fait que, suite à une inspection, il faudra du temps à l'entreprise pour réaliser les achats et l'installation nécessaires pour se conformer à la législation.

Les résultats²⁹ associés au modèle présenté ci-haut indiquent que les inspections antérieures (variable I_2) ont eu un effet négatif et significatif sur les variables MED, SEV et AVLOST. En ce qui concerne la régression avec la variable NUMBER, le coefficient de I_1 s'est révélé négatif mais non-significatif tandis que celui de I_2 a démontré un impact positif mineur.

²⁹

Tout comme Chelius (1974), Herbert limite sa présentation à une seule équation, soit celle ayant NUMBER comme variable dépendante. Le coefficient de la variable I_1 est évalué à - 1.1544 avec une statistique t de l'ordre de - 0.725 tandis que celui de la variable I_2 s'élève à 0.1398131 avec une statistique t approximative de 0.123. Aucun résultat n'a été mentionné sur la régression avec LOSTWK.

Bien que les résultats d'Herbert soient partagés, il semble s'y dégager une tendance générale selon laquelle les entreprises se conforment aux inspections effectuées mais qu'un tel comportement requiert une certaine période de temps.

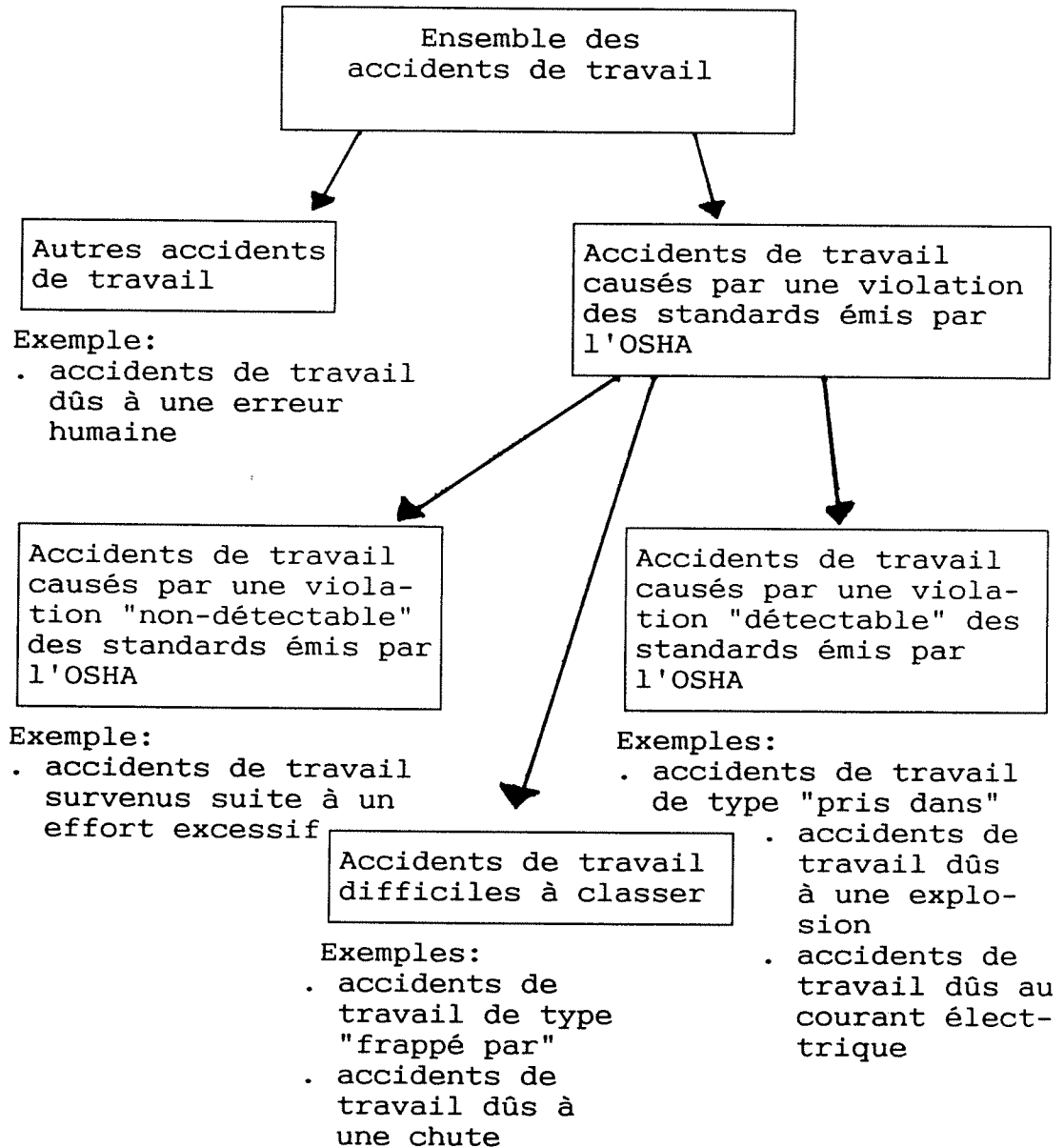
Par le biais de son étude, Mendeloff (1979) a fourni des connaissances supplémentaires au sujet de l'impact de la loi américaine OSHA. Aussi insiste-t-il sur la nécessité de bien distinguer les types d'accidents de travail lors de tests empiriques ayant comme objectif d'évaluer l'efficacité de la dite législation. La figure 12³⁰ démontre la classification effectuée par Mendeloff.

Sachant que l'OSHA aurait principalement instauré un système de surveillance plus "audacieux", son impact s'évaluerait plus précisément sur la catégorie d'accidents de travail qui résulteraient directement d'une violation "détectable" des standards. En effet, il semble évident qu'en augmentant les inspections - preuve d'une surveillance accrue - la probabilité d'observer des violations "détectables" s'élève et celle de relever des violations "non-détectables" ne change en rien étant donné leur nature-même. En conséquence, les entreprises seront plus

³⁰

Nous avons construit ce diagramme à partir d'informations contenues dans l'ouvrage de Mendeloff.

Figure 12: Classification des accidents de travail selon Mendeloff.



incitées à investir dans des activités de prévention qui élimineront les violations "détectables". D'après Mendeloff, l'impact de l'OSHA se limiterait au niveau des accidents de travail causés par ce genre de violations. Ainsi, tout test empirique qui porte sur l'ensemble des accidents de travail risque de générer des résultats dont l'interprétation sera restrictive.

La méthodologie employée par Mendeloff pour mesurer l'impact de l'OSHA se résume de la manière suivante. Le chercheur établit d'abord un modèle de détermination du taux d'accidents. Ce modèle est évalué sur une période de temps allant de 1948 à 1970 lorsqu'il s'agit d'un taux calculé sur l'ensemble des accidents de travail pour les États-Unis et l'état de la Californie. Dans le cas où le modèle est appliqué à un genre précis d'accidents de travail pour l'état de la Californie, la période s'étend de l'année 1951 à 1970³¹. Une fois que le chercheur détient le modèle le plus performant (meilleure spécification), il génère des prévisions de taux d'accidents pour les années 1971-72-73-74-75. Par la suite, il compare les prévisions ainsi obtenues avec les taux d'accidents réels. Si elles

³¹ Les variables indépendantes retenues sont celles de l'âge et de l'expérience, du taux d'embauche, du salaire horaire, du pourcentage d'employés qui ne sont pas des travailleurs à la production et d'une variable de tendance captant les effets de la technologie.

s'avèrent significativement supérieures à ceux-ci, Mendeloff conclut aux effets bénéfiques de la législation OSHA. Les données utilisées proviennent du Handbook of Labor Statistics et du Characteristics of the Population.

Les résultats ³² de Mendeloff indiquent que les prévisions et les taux réels n'étaient pas significativement différents les uns des autres lorsque la variable expliquée consistait en un taux basé sur l'ensemble des accidents de travail. Un tel constat s'applique autant pour les États-Unis que pour l'état de la Californie. Le tableau V³³ suivant présente pour certains types d'accidents de travail le pourcentage par lequel les prévisions surpassent ou s'avèrent inférieures aux taux réels. Il semble que ces résultats tendent à confirmer l'hypothèse de Mendeloff. La législation OSHA aurait eu des effets bénéfiques significatifs sur la catégorie d'accidents "pris dans". Le chercheur mentionne qu'il en est de même en ce qui a trait aux accidents de travail dûs aux explosions et au courant électrique. Bien que le pourcentage soit positif au niveau des accidents dûs à une chute, Mendeloff émet des réserves

³² Bien que Mendeloff offre en annexe les résultats des différentes régressions qu'il a produit, sa présentation et interprétation se limitent à certains types d'accidents de travail.

³³ Ce tableau est présenté aux pages 111 et 114 de son ouvrage.

Tableau V Résultats de Mendeloff

Taux d'accidents de type "pris dans"

	1971	1972	1973	1974	1975
% selon la spécification 1	-5 %	-5%	+8%	+19%	+27%
tests t	<1.00	<1.00	1.33	2.39	2.15
% selon la spécification 2	-6 %	-5%	+9%	+17%	+21%
tests t	1.11	<1.00	1.69	1.80	2.36
% selon la spécification 3	+2 %	+3%	+16%	+27%	+34%
tests t	<1.00	<1.00	3.73	3.67	3.57
% selon la spécification 4	+4 %	+8%	+24%	+35%	+36%
tests t	<1.00	1.13	1.90	2.97	2.41

Taux d'accidents de type "frappé par"

	1971	1972	1973	1974	1975
Pourcentage	+2 %	0%	-3%	-2%	-5%
tests t	<1.00	<1.00	<1.00	<1.00	<1.00

Taux d'accidents de type "efforts excessifs"

	1971	1972	1973	1974	1975
Pourcentage	-2 %	-8%	-11%	-14%	-14%
tests t	<1.00	2.69	2.26	2.08	2.47

Taux d'accidents de type "chutes"

	1971	1972	1973	1974	1975
Pourcentage	+6 %	+12%	+19%	+31%	+34%
tests t	<1.00	1.15	1.31	1.94	2.07

à ce sujet étant donné le peu de fiabilité du modèle ayant produit les prévisions. La faible significativité caractérise les résultats associés au taux d'accidents de type "frappé par", ce qui était d'ailleurs prévisible. Le modèle a toutefois sous-évalué le taux d'accidents de type "efforts excessifs". Ainsi, l'OSHA n'aurait pas contribué à éliminer une partie de ces accidents. Étant donné l'importance que revêtent ces derniers sur l'ensemble des accidents de travail, il devient impossible d'évaluer correctement l'efficacité de l'OSHA lorsqu'aucune catégorisation n'est réalisée.

L'étude de Smith (1979) permet d'approfondir l'impact de l'OSHA sur le taux d'accidents. Profitant de données microéconomiques, le chercheur désire connaître l'effet d'inspections effectuées à différents moments. Sa méthodologie se résume ainsi:

"A potentially meaningful method of estimating the effectiveness of OSHA inspections is to compare the injury experience of plants inspected early in the year with that of plants inspected very late. The "late" group's yearly injury rate will predominantly reflect the forces at work prior to inspection; thus, this group is used as a comparison group, while the group inspected "early" is our treatment group. The fact that both groups of plants were singled out for inspection implies that they are likely to share the problem of relatively high and/or increasing hazards. Therefore, one element of non-comparability between comparison and treatment groups has been eliminated." (Smith, 1979, p. 152)

La méthodologie de Smith permet d'éviter le risque d'un biais de sélection dans les estimations. En effet, la comparaison des taux d'accidents des entreprises inspectées en début d'année (mois de mars et d'avril) avec ceux des entreprises inspectées en fin d'année (mois de novembre et de décembre) offre l'avantage d'éliminer l'élément nuisible selon lequel les firmes inspectées s'avèrent les plus dangereuses. La comparaison entre les entreprises inspectées et non-inspectées n'aurait pas offert cet avantage.

Pour arriver à ses fins, Smith propose la modélisation générale suivante:

$$A_t = g(D, E_t/E_o, X_t, A_o; N) + u$$

où: A_t = taux d'accidents de travail avec perte de journées de l'année t .

A_o = taux d'accidents de travail avec perte de journées de l'année de base.

D = vecteur de variables binaires reflétant les différentes catégories d'industries auxquelles les firmes sont associées.

E_t/E_0 = ratio de l'emploi de l'année t sur l'emploi de l'année de base.

X = variable binaire qui égale 1 si la firme a été inspectée en mars ou en avril.

N = vecteur de variables binaires reflétant les différentes catégories de tailles d'entreprise auxquelles les firmes sont associées.

u = erreur résiduelle.

Il traduira de façon empirique sa modélisation par cette série d'équations:

$$(1) A_{73} = \beta_0 + \beta_1 A_{72} + \beta_2 (E_{73}/E_{72}) + \beta_3 X + \alpha D + u$$

$$(2) A_{73} = \beta_0 + \beta_1 A_{72} + \beta_2 (E_{73}/E_{72}) + \beta_3 X + \beta_4 X A_{72} + \alpha D + u$$

$$(3) A_{74} = \beta_0 + \beta_1 A_{72} + \beta_2 (E_{74}/E_{72}) + \beta_3 X + \alpha D + u$$

$$(4) A_{74} = \beta_0 + \beta_1 A_{72} + \beta_2 (E_{74}/E_{72}) + \beta_3 X + \beta_4 X A_{72} + \alpha D + u$$

$$(5) A_{74} = \beta_0 + \beta_1 A_{73} + \beta_2 (E_{74}/E_{73}) + \beta_3 X + \alpha D + u$$

$$(6) A_{74} = \beta_0 + \beta_1 A_{73} + \beta_2 (E_{74}/E_{73}) + \beta_3 X + \beta_4 X A_{73} + \alpha D + u$$

$$(7) A_{74} = \beta_0 + \beta_1 A_{73} + \beta_2 A_{72} + \beta_3 IR_{73} + \beta_4 (E_{74}/E_{73}) + \beta_5 X + \alpha D + u$$

$$(8) A_{74} = \beta_0 + \beta_1 A_{73} + \beta_2 A_{72} + \beta_3 IR_{73} + \beta_4 (E_{74}/E_{73}) + \beta_5 X + \beta_6 X A_{73} + \alpha D + u$$

Les équations 1 à 4 servent à mesurer l'impact des inspections réalisées en mars et avril 1973. Les équations 1 et 2 mesurent cet impact sur le taux d'accidents observé en 1973 tandis que les équations 3 et 4 le mesurent sur le taux observé en 1974. Les équations 5 à 8 servent à évaluer l'impact des inspections réalisées en mars et avril 1974 sur le taux d'accidents observé en 1974. Toutefois, les cinquième et sixième équations diffèrent puisqu'elles incluent deux variables retardées des taux d'accidents et une variable dont l'objectif est de contrôler les accroissements permanents ou temporaires du risque. Cette dernière (IR_{73}) consiste en un ratio des accidents de travail survenus au cours du dernier trimestre de l'année 1973 sur l'ensemble des accidents de travail de l'année 1973. Chacune des équations (1 à 8) présentées est générée sur cinq échantillons différents de données:

- 1- données de l'ensemble des entreprises;
- 2- données des petites entreprises;

- 3- données des entreprises dites "petites-moyennes";
- 4- données des entreprises dites "moyennes-grandes";
- 5- données des grandes entreprises.

Les données utilisées sont mensuelles - sauf en ce qui concerne la variable IR_{73} - et proviennent du Bureau of Labor Statistics. Elles ont été recueillies chez 103 employeurs pour les années 1972, 1973 et 1974.

Sur une possibilité de 40 coefficients de la variable X, seulement 10 ont présenté un signe positif³⁴. Pour une très grande majorité d'entreprises, il semble que les inspections aient eu pour effet de diminuer le taux d'accidents avec journées perdues. Parmi les coefficients négatifs, certains ont aussi obtenu une faible significativité. Toutefois, une tendance semble se dégager. Ainsi, Smith remarque que l'impact des inspections réalisées en 1973 aurait été particulièrement significatif comparativement à celles effectuées en 1974. Les inspections de 1973 auraient produit une baisse du taux d'accidents dans la même année et cet effet se serait poursuivi au cours de l'année subséquente. De telles conclusions ne s'appliquent pas aux inspections de 1974. Selon Smith, l'impact global de ces inspections s'évaluerait à environ du tiers de celui des

³⁴

Tous ces coefficients positifs se sont d'ailleurs révélés non-significatifs.

inspections de 1973. Les autres résultats indiquent que les petites entreprises ont réagi plus vivement aux inspections. Par ailleurs, les coefficients négatifs de la variable $XA_{72 \text{ ou } 73}$ laissent envisager la possibilité que les inspections aient eu davantage d'impact chez les firmes dont le taux d'accidents était élevé en 1972 ou en 1973. Cependant, ce type de coefficients a rarement été significatif. Pour terminer, il est à noter que les coefficients de la variable IR_{73} se caractérisent majoritairement par une faible significativité. Étant donné ce résultat, Smith conclut à l'absence de biais dû à l'accroissement du risque et spécifie qu'en conséquence, les régressions générées sans cette variable s'avèrent valides.

Smith fournit deux explications quant à la différence observée entre l'efficacité des inspections de l'année 1973 et celle des inspections de l'année 1974. La première repose sur le fait que les inspections soient d'abord effectuées dans les entreprises qui présentent plus de risque. Ainsi, les firmes inspectées en 1974 seraient moins dangereuses, ce qui expliquerait la diminution de l'efficacité des inspections de cette année. La deuxième révèle qu'entre 1973 et 1974 de nouveaux inspecteurs ont été embauchés. L'inexpérience de ceux-ci aurait causé temporairement une diminution des dangers observés et dénoncés par rapport aux dangers réels. Par conséquent,

les inspections effectuées auraient été moins efficaces.

L'approche de Viscusi (1979) vient compléter le cadre théorique servant de base à l'analyse de l'impact d'une loi telle que l'OSHA sur l'environnement de travail. En fait, Viscusi³⁵ innove dans sa manière d'incorporer le comportement du travailleur à son modèle. Ainsi, insiste-t-il sur la possibilité que le travailleur réagisse "négativement" à l'imposition d'une telle législation.

Afin de vérifier ses hypothèses théoriques, Viscusi propose un système d'équations à partir de deux équations générales:

$$(1) \text{ INVEST}_t = \alpha + \beta_1'Z_t + \beta_2'\text{LOGIR}_{t-1} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \text{OSHA}_{t-i} + u'_t$$

d'où découlent les équations empiriques:

$$(1a) \text{ INVEST}_t = \gamma_1 \text{INSPECT}_t + \gamma_2 \text{INSPECT}_{t-1} + \gamma_3 \text{INSPECT}_{t-2} +$$

$$(1b) \text{ PLANINV}_{t+4} = \gamma_4 \text{INSPECT}_{t-3} + (\beta_1 \text{ 1973 DUMMY}) + \beta_2 \text{ 1974 DUMMY} + \beta_3 \text{ 1975 DUMMY} + \beta_4 \text{ FEMALE} + \beta_5 \text{ PRODN}$$

$$+ \beta_6 \text{ BLACK} + \beta_7 \text{ AGE45+} + \beta_8 \text{ OVERTIME} +$$

$$\beta_9 \text{ LOGIR}_{t-1} + \beta_{10 \text{ à } 13} \text{ INDUSTRY DUMMIES} +$$

$$\beta_{14} \text{ AGE24-} + \beta_{15} \text{ HOURS} + \beta_{16} \text{ PCNGEMP} + e$$

³⁵

Le modèle de Viscusi est plus amplement expliqué au cours du cadre théorique.

$$(1c) \text{ INVEST}_t = \gamma_1 \text{PENALTY}_t + \gamma_2 \text{PENALTY}_{t-1} + \gamma_3 \text{PENALTY}_{t-2} +$$

$$(1d) \text{ PLANINV}_{t+4} = \gamma_4 \text{PENALTY}_{t-3} + (\beta_1 \text{ 1973 DUMMY}) + \beta_2 \text{ 1974 DUMMY} + \beta_3 \text{ 1975 DUMMY} + \beta_4 \text{ FEMALE} + \beta_5 \text{ PRODN} + \beta_6 \text{ BLACK} + \beta_7 \text{ AGE45+} + \beta_8 \text{ OVERTIME} + \beta_9 \text{ LOGIR}_{t-1} + \beta_{10 \text{à} 13} \text{ INDUSTRY DUMMIES} + \beta_{14} \text{ AGE24-} + \beta_{15} \text{ HOURS} + \beta_{16} \text{ PCNGEMP} + e$$

$$(1e) \text{ INVEST}_t = (\beta_1 \text{ 1973 DUMMY}) + \beta_2 \text{ 1974 DUMMY} + \beta_3 \text{ 1975 DUMMY} + \beta_4 \text{ FEMALE} + \beta_5 \text{ PRODN} + \beta_6 \text{ BLACK} + \beta_7 \text{ AGE45+} + \beta_8 \text{ OVERTIME} + \beta_9 \text{ LOGIR}_{t-1} + \beta_{10 \text{à} 13} \text{ INDUSTRY DUMMIES} + \beta_{14} \text{ AGE24-} + \beta_{15} \text{ HOURS} + \beta_{16} \text{ PCNGEMP} + e$$

$$(1f) \text{ PLANINV}_{t+4} = (\beta_1 \text{ 1973 DUMMY}) + \beta_2 \text{ 1974 DUMMY} + \beta_3 \text{ 1975 DUMMY} + \beta_4 \text{ FEMALE} + \beta_5 \text{ PRODN} + \beta_6 \text{ BLACK} + \beta_7 \text{ AGE45+} + \beta_8 \text{ OVERTIME} + \beta_9 \text{ LOGIR}_{t-1} + \beta_{10 \text{à} 13} \text{ INDUSTRY DUMMIES} + \beta_{14} \text{ AGE24-} + \beta_{15} \text{ HOURS} + \beta_{16} \text{ PCNGEMP} + e$$

$$(2) \text{ LOGIR}_t = \alpha^* + \beta_1 * Z_t + \beta_2 * \text{INVEST}_t + \beta_3 * \text{LOGIR}_{t-1} + \sum_{i=0}^2 \gamma_i * \text{OSHA}_{t-i} + u_t^*$$

d'où découlent les équations empiriques:

$$(2a) \text{ LOGIR}_t = \text{Constante} + \gamma_1 \text{INSPECT}_t + \gamma_2 \text{INSPECT}_{t-1} + \gamma_3 \text{INSPECT}_{t-2} + \gamma_4 \text{INSPECT}_{t-3} + \beta_1 \text{ 1973 DUMMY} + \beta_2 \text{ 1974 DUMMY} + \beta_3 \text{ 1975 DUMMY} + \beta_4 \text{ INVEST} + \beta_5 \text{ FEMALE} + \beta_6 \text{ PRODN} + \beta_7 \text{ AGE45+} + \beta_8 \text{ HOURS} + \beta_9 \text{ LOGIR}_{t-1} + \beta_{10 \text{à} 13} \text{ INDUSTRY DUMMIES} + \beta_{14} \text{ AGE24-} + \beta_{15} \text{ BLACK} + \beta_{16} \text{ OVERTIME} + \beta_{17} \text{ PCNGEMP} + e$$

$$\begin{aligned}
 (2b) \text{ LOGIR}_t = & \text{ Constante} + \gamma_1 \text{ PENALTY}_t + \gamma_2 \text{ PENALTY}_{t-1} + \\
 & \gamma_3 \text{ PENALTY}_{t-2} + \gamma_4 \text{ PENALTY}_{t-3} + \beta_1 \text{ 1973 DUMMY} \\
 & + \beta_2 \text{ 1974 DUMMY} + \beta_3 \text{ 1975 DUMMY} + \beta_4 \text{ INVEST} \\
 & + \beta_5 \text{ FEMALE} + \beta_6 \text{ PRODN} + \beta_7 \text{ AGE45+} + \beta_8 \\
 & \text{ HOURS} + \beta_9 \text{ LOGIR}_{t-1} + \beta_{10\text{à}13} \text{ INDUSTRY DUMMIES} \\
 & + \beta_{14} \text{ AGE24-} + \beta_{15} \text{ BLACK} + \beta_{16} \text{ OVERTIME} + \beta_{17} \\
 & \text{ PCNGEMP} + e
 \end{aligned}$$

où INVEST_t = milliers de dollars investis en santé et sécurité du travail par travailleur au temps t .

PLANINV_{t+4} = milliers de dollars investis en santé et sécurité du travail par travailleur au temps $t+4$.

$\text{LOGIR}_t = \ln \left[\frac{\text{INJRATE}}{1-\text{INJRATE}} \right]$ où INJRATE = le nombre d'accidents de travail et de maladies professionnelles par travailleur à temps plein.

Z_t = vecteur des caractéristiques des travailleurs et des entreprises.

OSHA_{t-i} = coûts imposés à l'entreprise afin de faire respecter la législation OSHA. Cette variable

est retardée car Viscusi avance que la surveillance et toute autre activité servant à faire respecter la loi sont basées sur des informations antérieures.

$INSPECT_{t-i}$ = nombre d'inspections effectuées par tranche de 100 000 travailleurs au temps t et antérieurement.

$PENALTY_{t-i}$ = nombre de pénalités par tranche de 100 000 travailleurs au temps t et antérieurement.

FEMALE = pourcentage de travailleurs féminins.

PRODN = pourcentage de travailleurs à la production.

BLACK = pourcentage de travailleurs de race noire.

AGE24- = pourcentage de travailleurs âgés de 24 ans et moins.

AGE45+ = pourcentage de travailleurs âgés de 45 ans et plus.

PCNGEMP = changement en pourcentage de l'emploi.

HOURS = nombre d'heures hebdomadaires de travail.

OVERTIME = nombre d'heures supplémentaires par semaine.

1973 DUMMY = variable binaire d'année. Cette variable n'existe pas dans les équations où $PLANINV_{t+4}$ est la variable dépendante.

1974 DUMMY = variable binaire d'année.

1975 DUMMY = variable binaire d'année.

INDUSTRY DUMMIES = variables binaires pour 4 catégories d'industries.

L'inclusion de certaines variables explicatives à la modélisation du chercheur mérite que nous nous y attardions quelque peu. D'abord, nous tenons à mentionner que la présence de variables binaires d'années s'explique par le fait que la législation OSHA ait pu avoir un effet sur les investissements et les taux d'accidents par le biais d'une ou des variables autres que celles des inspections et des pénalités. En fait, les variables binaires d'années servent à évaluer s'il s'est produit un changement inexpliqué dans les investissements et les taux d'accidents au cours de la période subséquente à l'adoption de l'OSHA. Notons

aussi que les coefficients de la variable $LOGIR_{t-1}$ dans les équations d'investissements résultent, selon la démonstration de Viscusi, de la différence pondérée de deux forces négatives. Ainsi, une forte valeur de la variable $LOGIR_{t-1}$ peut s'accompagner d'un niveau faible d'investissement s'il advient 1) que la technologie optimale adoptée par l'entreprise produise davantage de risques ou 2) que le niveau antérieur de capital en santé et sécurité du travail s'avère inférieur à celui qui assurerait l'optimalité. Étant donné la démonstration de Viscusi, un coefficient négatif de la variable $LOGIR_{t-1}$ impliquerait que le premier facteur l'emporte sur le deuxième. En ce qui concerne la variable explicative $LOGIR_{t-1}$ dans les équations de détermination du taux d'accidents, celle-ci servirait simplement de palliatif pour refléter le niveau antérieur de capital utilisé en santé et sécurité du travail.

Les données utilisées proviennent du Bureau of Labor Statistics, du Annual Survey of Investment in Employer Safety and Health, du U.S. Department of Labor, de l'Occupational Safety and Health Administration et du U.S. Census. Elles ont été recueillies pour 22 industries différentes pour l'année 1972 et 61 industries pour les années 1973 à 1975 inclusivement. En plus des 3 équations sur la détermination du taux d'accidents (2a à 2c), Viscusi estime 3 autres régressions où la variable dépendante s'avère la

même mais dont la variable INVEST est omise. Dans un tel cas, les variables INSPECT et PENALTY devraient capter les effets supplémentaires des investissements. Cependant, étant donné que l'omission de cette variable n'a pas changé l'allure générale des résultats, nous limiterons la présentation aux équations empiriques décrites ci-haut.

Les résultats des régressions d'investissements ($INVEST_t$ et $PLANINV_{t+4}$) soulèvent la possibilité que la législation OSHA ait été inefficace pendant la période étudiée. En effet, aucun des coefficients des variables d'inspections et de pénalités ne s'avère significatif. De plus, la majorité de ces coefficients (11 sur 16) ont un signe négatif, ce qui est contraire aux attentes. Les résultats obtenus auraient tendance à démontrer que la législation OSHA ait provoqué un ralentissement des investissements actuels et planifiés en santé et sécurité du travail. En ce qui concerne les coefficients des variables binaires d'années, ceux-ci sont également caractérisés par une faible significativité. Ainsi, l'OSHA n'aurait pas créé par un moyen inexplicé un revirement de la tendance à investir dans la santé et sécurité du travail. Enfin, le signe négatif du coefficient de la variable $LOGIR_{t-1}$ indiquerait que l'entreprise utilise la technologie optimale pour fins de production même si elle entraîne plus de possibilités de lésions professionnelles.

À première vue, la modélisation de Viscusi quant au taux d'accidents semble assez intéressante étant donné des statistiques R^2 évaluées grosso modo à 0.96. Les coefficients des variables $INSPECT_t$, $INSPECT_{t-1}$, $INSPECT_{t-2}$ et $INSPECT_{t-3}$ prennent respectivement les valeurs de -1.415, -0.288, 0.735 et 1.652 alors que ceux des variables $PENALTY_t$, $PENALTY_{t-1}$, $PENALTY_{t-2}$ et $PENALTY_{t-3}$ sont évalués à -0.509, -0.555, -0.435 et -0.149. Bien qu'ils soient majoritairement négatifs, ces coefficients se sont toutefois avérés non-significatifs. Contrairement aux régressions d'investissements, les coefficients des variables binaires d'années sont fortement significatifs. Variant entre -0.106 et -0.180 et prenant de l'ampleur en termes absolus au cours du temps, ces coefficients laissent envisager la possibilité d'une tendance à la baisse des taux d'accidents depuis l'adoption de l'OSHA. Viscusi explique ces résultats de diverses manières. Deux hypothèses retiennent particulièrement notre attention. Premièrement, il est probable que les coefficients de ces variables binaires ne feraient que refléter la tendance générale à la baisse observée depuis un bon nombre d'années aux États-Unis. Deuxièmement, le chercheur mentionne aussi la possibilité que l'OSHA ait produit un "effet placebo". Bien que la sévérité de la loi soit relative en termes de surveillance et de pénalités, il semblerait que l'adoption de l'OSHA ait créé un climat propice à la santé et sécurité du travail par le biais de la

publicité qui l'entoure.

L'étude menée par Cooke et Gautschi (1981) offre non seulement une mesure de l'impact de l'OSHA sur le niveau de risque mais aussi une évaluation de l'impact de divers programmes spécifiques de santé et sécurité du travail sur cette même variable. Selon eux, une attention toute particulière devrait être portée sur ces programmes et leurs effets. Ils expliquent:

"Safety programs developed by private sector firms,, appear to have the potential of being more effective than OSHA because greater plant-specific safeguards can be developed and worker self-protective behavior improved. Futhermore, the monitoring of work conditions and worker behavior can be maintained on a regular basis." (Cooke et Gautschi, 1981, p. 245)

Les chercheurs proposent donc le modèle économétrique suivant:

$$\Delta \text{INJ} = a_0 + b_1 \text{OSHA} + b_2 \text{PROG1} + b_3 \text{PROG2} + b_4 (\text{OSHAV} \cdot \text{PROG}) + b_5 \text{SIZE} + b_6 \text{CYCLE} + e.$$

où ΔINJ = nombre moyen de journées perdues pour lésions professionnelles pour l'année 1976 - nombre moyen de journées perdues pour lésions professionnelles pour l'année 1970.

- a_0 = constante.
- OSHA = nombre de citations rendues entre janvier 1972 et juin 1976 par les inspecteurs de l'OSHA par établissement.
- PROG1 = mise en place entre 1971 et 1975 d'un programme spécifique de santé et sécurité du travail administré par le patronat et le syndicat³⁶.
- PROG2 = mise en place entre 1971 et 1975 d'un programme spécifique de santé et sécurité du travail administré que par le patronat³⁶.
- OSHAV•PROG = variable d'interaction distinguant les entreprises inspectées et dont un programme spécifique fut mis en vigueur avant l'année 1971.
- SIZE = taille de l'entreprise.
- CYCLE = pourcentage de travailleurs qui reçoivent de l'assurance chômage par industrie pour l'année 1976 - pourcentage de travailleurs qui reçoivent

³⁶

Même s'ils en disent rien, nous déduisons que ces variables de Cooke et Gautschi constituent des variables binaires qui égaleraient 1 s'il existe un programme spécifique implanté durant les années 1971 à 1975.

vent de l'assurance chômage par industrie pour l'année 1970.

La majorité des données sont recueillies au niveau de 113 établissements manufacturiers du Maine. Le Maine Bureau of Labor Statistics, la Maine Industrial Accident Commission et l'Occupational Safety and Health Administration constituent les 3 sources de données principales. Les renseignements nécessaires à la construction des variables PROG1 et PROG2 proviennent d'un questionnaire établi par les chercheurs. Étant donné la nature-même de la variable dépendante retenue par Cooke et Gautschi, ceux-ci ont effectué 4 régressions différentes. La première a pour échantillon l'ensemble des firmes. La deuxième ne concerne que les entreprises ayant moins de 200 employés. La troisième ne porte que sur les établissements de 200 employés et plus et la dernière ne fait qu'évaluer le comportement des firmes de 300 employés et plus. Il est bon de noter que les troisième et quatrième régressions n'incluent pas la variable PROG2 étant donné que les programmes spécifiques de ces firmes sont tous administrés par le syndicat et le patronat.

Globalement, Cooke et Gautschi n'ont obtenu des coefficients significatifs que lorsqu'il s'agissait de régressions portant sur les firmes de plus de 200 et de plus de

300 employés. Ils imputent au hasard le fait qu'il soit difficile de déterminer le risque au sein de plus petites firmes. À cet effet, ils mentionnent les très faibles statistiques R^2 obtenues pour ces régressions. Celles-ci sont de 0.010 pour l'ensemble des firmes et 0.025 pour les firmes de moins de 200 employés. Il faut souligner que les petites firmes représentent presque 65 % de l'échantillon d'ensemble. Ces mêmes régressions présentent chacune un coefficient négatif pour la variable OSHA (-0.029 et -0.084 respectivement) mais génèrent cependant des coefficients positifs pour les variables PROG1 (0.409 et 0.882) et PROG2 (0.521 et 0.816). Les coefficients de la variable d'interaction (-0.035 et -0.331) se sont, quant à eux, avérés négatifs.

Les firmes de 200 et 300 employés et plus auraient abaissé leur niveau de risque suite à l'implantation de l'OSHA. Les coefficients significatifs de ces régressions en témoignent d'ailleurs avec des valeurs respectives de -0.021 et -0.033. Le coefficient de la variable PROG1 de la régression avec firmes de 200 employés et plus s'est avéré non-significatif quoique négatif avec une valeur de -0.494. Toutefois, celui de la régression portant sur les très grandes firmes est significatif et est évalué à -1.057. Aucun des coefficients de la variable d'interaction ne permet de tirer une conclusion étant donné leur

non-significativité. Celui associé aux firmes de 200 employés et plus prend une valeur de -0.376. En ce qui concerne la régression ayant l'échantillon de très grandes firmes (300 employés et plus), le coefficient de la variable OSHAV•PROG s'avère positif et s'élève à 0.056.

L'étude de Cooke et Gautschi semble donc supporter l'hypothèse à l'effet que l'OSHA et les programmes spécifiques auraient une certaine efficacité. Cependant, ces effets bénéfiques seraient fort limités puisqu'ils ne surviendraient que chez des firmes ayant des caractéristiques bien particulières.

Se basant sur la méthodologie et la modélisation de Smith, McCaffrey (1983) évalue l'impact des inspections effectuées en 1976, 1977 et 1978 sur le taux des accidents de travail avec journées perdues. En fait, le chercheur reprend l'étude de Smith pour trois raisons principales. La première est reliée à une des deux explications fournies par Smith lors de son ouvrage. Celui-ci avait avancé l'hypothèse selon laquelle la venue de nouveaux inspecteurs avait caractérisé les activités de l'OSHA en 1974. Or, ce flux de personnes nouvellement engagées présenterait plus d'inexpérience, ce qui aurait causé une perte d'efficacité des activités d'inspection. Une nouvelle étude portant sur d'autres années serait susceptible de corriger ce problème.

La deuxième raison concerne les changements survenus à la "nature-même du programme d'inspection" en 1975. Par exemple, une plus grande quantité d'infractions sont désormais qualifiées de "sérieuses". La dernière raison réside dans les diverses réformes adoptées par l'organisation OSHA à partir de 1977 afin de mieux définir leur "clientèle-cible", c'est-à-dire, les entreprises présentant les plus grands dangers.

McCaffrey simplifie la modélisation de Smith et retient les variables suivantes:

$$(1) \text{RLWC}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{RLWC}_{t-1} + \beta_2 E_t / E_{t-1} + \beta_3 I_t + \alpha \text{SIZE} + \alpha \text{SIC} + u$$

$$(2) \text{RLWC}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{RLWC}_{t-1} + \beta_2 E_{t+1} / E_{t-1} + \beta_3 I_t + \alpha \text{SIZE} + \alpha \text{SIC} + u$$

où RLWC_t = taux des accidents de travail avec journées perdues au temps t .

RLWC_{t-1} = taux des accidents de travail avec journées perdues au temps $t-1$.

RLWC_{t+1} = taux des accidents de travail avec journées perdues au temps $t+1$.

E_t/E_{t-1} = ratio de l'emploi au temps t sur l'emploi au temps $t-1$.

E_{t+1}/E_{t-1} = ratio de l'emploi au temps $t+1$ sur l'emploi au temps $t-1$

I_t = variable binaire qui égale 1 si la firme est inspectée en début d'année t .

SIZE = vecteur de variables binaires reflétant les différentes catégories de tailles d'entreprises auxquelles les firmes sont associées. Ce vecteur n'est inclut que lorsque la régression porte sur l'ensemble des firmes.

SIC = vecteur de variables binaires reflétant les différentes catégories d'industries auxquelles les firmes sont associées.

u = erreur résiduelle.

La première équation sert à mesurer l'impact des inspections sur le taux d'accidents observé au cours de la même année où ces inspections ont été faites. La deuxième équation sert plutôt à évaluer l'impact des inspections sur le taux d'accidents observé au cours de l'année subséquente

où les inspections avaient été effectuées.

Les données utilisées proviennent du BLS Annual Survey of Occupational Injuries and Illnesses des années 1975 à 1978 inclusivement. Elles ont été recueillies au niveau des firmes manufacturières et de construction. Chacune des équations présentées ci-haut porte sur six échantillons différents:

- 1- ensemble des firmes;
- 2- firmes avec 1 à 49 employés;
- 3- firmes avec 50 à 99 employés;
- 4- firmes avec 100 à 249 employés;
- 5- firmes avec 250 à 499 employés;
- 6- firmes avec 500 employés et plus.

En ce qui a trait à l'équation 1, les résultats de McCaffrey³⁷ montrent que les firmes inspectées en début d'année ne présentent pas de taux d'accidents inférieurs aux firmes inspectées en fin d'année. Ainsi, les activités de surveillance de l'OSHA ne seraient pas efficaces, du moins à court terme. En effet, bien que la majorité des coefficients de la variable I_t soient négatifs (11 sur une

³⁷ McCaffrey limite sa présentation des résultats. Par conséquent, nous ne mentionnerons que l'aspect général de ces résultats.

possibilité de 18), aucun ne s'est avéré significatif. En ce qui concerne l'équation 2, McCaffrey obtient des résultats mitigés. Ainsi, il semblerait que les inspections faites en début d'année 1976 n'aient pas eu d'effet sur les taux d'accidents de l'année 1977. Toutefois, les inspections menées en début d'année 1977 auraient abaissé le taux d'accidents de l'année 1978 pour certains échantillons de firmes (firmes avec 1 à 49 employés, firmes avec 250 à 499 employés, ensemble des firmes). Afin de vérifier la justesse de ces derniers résultats, McCaffrey a examiné les données brutes servant aux tests et a découvert quelques anomalies³⁸. Par conséquent il a éliminé ces anomalies de la banque de données et a refait les tests économétriques. Les nouveaux résultats indiquent cette fois-ci que les inspections faites en début d'année 1977 n'ont pas eu pour effet de réduire significativement le taux d'accidents observé en 1978 et ce, quelque soit l'échantillon de firmes retenu.

McCaffrey émet 3 hypothèses pour expliquer les résultats obtenus. La première fait mention de la possibilité que les problèmes de santé et sécurité du travail soient de courte durée lorsqu'ils se présentent et que les inspec-

³⁸

Quelques firmes inspectées en fin d'année 1977 présentaient de très forts taux d'accidents en 1978, ce qui créait un biais dans les estimations.

tions ne s'avèrent pas le moyen par excellence de diminuer ces problèmes. La deuxième repose sur un effet d'anticipation. Constatant l'existence des activités de l'OSHA, certaines firmes peuvent décider de réduire leur niveau de risque même si elles n'ont pas été l'objet d'inspection. La troisième hypothèse fut testée par McCaffrey à l'aide de corrélations partielles. Elle concerne l'effet de la législation sur l'indemnisation des travailleurs accidentés sur le taux de lésions:

"... it is possible that a result of the liberalization of workers' compensation laws is an inflation of injury claims even as OSHA'S inspections improve the objective safety of workplaces." (McCaffrey, 1983, pp. 144-145)

La modélisation retenue par McCaffrey ne réussirait pas à séparer les effets de l'OSHA des effets de la loi sur l'indemnisation.

Bartel et Thomas (1985) ont publié une étude sur les divers effets de la législation OSHA³⁹. La modélisation suggérée par les chercheurs comporte trois équations. La première concerne la détermination du taux d'accidents défini comme étant le nombre de journées perdues par travailleur. La deuxième porte sur la détermination du respect des stan-

³⁹

Voir première partie de la revue de la littérature pour une description complète du modèle.

dards exigés par l'OSHA. La dernière examine les déterminants des activités de surveillance de l'OSHA. Le point majeur de l'étude de Bartel et Thomas réside dans la différenciation entre le "respect des normes" et le "niveau de danger". Les chercheurs résument ainsi leur théorie.

"This system of equations, ..., indicates the interrelationships among the endogenous variables of our analysis. Two points regarding this system are worth emphasizing. First, it shows the importance of distinguishing between hazardousness and noncompliance in order to examine OSHA impacts: specifically, enforcement has no direct effect on accidents (...) but rather operates through its impact on noncompliance (...). Second, the system demonstrates the role of indirect effects of regulation ..." (Bartel et Thomas, 1985, p.18)

Les principaux résultats de Bartel et Thomas sont les suivants. Dans l'équation de détermination du taux d'accidents, le coefficient de la variable PIE - pénalités par inspection/employés par établissement - prend une valeur positive de 0.093. Étant donné que ce coefficient n'est significatif qu'au seuil de 10 %, Bartel et Thomas rappellent que le respect des normes gouvernementales n'est pas nécessairement gage de sécurité sur les lieux de travail. Le signe positif reflète qu'il en va plutôt de la technologie adoptée par l'entreprise qui détermine le taux d'accidents. Au niveau de la deuxième équation, nous constatons que les variables IE (nombre d'inspections par travailleur) et p (structure de pénalités) y jouent un rôle

important. Ces variables s'accompagnent de coefficients significatifs évalués respectivement à -0.209 et -0.458 . Ainsi, il semblerait que les activités de surveillance de l'OSHA et sa structure de pénalités poussent les entreprises à se conformer aux standards. En ce qui a trait à la troisième équation, le taux d'accidents se révèle comme un important déterminant des activités d'inspection. Le coefficient qui caractérise cette relation est évalué à 0.525 avec une statistique t de 9.91 . Les coefficients des deux variables relatives aux plaintes d'employés indiquent à quel point les autorités de l'OSHA s'en servent pour déterminer les besoins en inspections. Chacun de ces coefficients est positif et significatif. Pour terminer, il nous semble pertinent de signaler que le coefficient de la variable PIE s'est avéré positif (0.076) mais non-significatif.

Voulant connaître les effets des standards de la législation OSHA sur la fréquence et la sévérité des accidents de travail, Currington (1986) obtient des résultats fort intéressants⁴⁰.

La tendance générale est à l'effet que l'OSHA n'ait pas contribué à réduire, ni la fréquence, ni la sévérité des

⁴⁰

Voir première partie de la revue de littérature et le cadre théorique pour une description complète du modèle.

accidents de travail. En ce qui concerne les premières équations (1a à 1f) où un effet moyen pour l'ensemble des industries a été évalué, seul le coefficient de la variable DOSHA de l'équation le fut significatif. Ce coefficient est évalué à -0.17 et présente une statistique t de -2.68. Cette même équation contient également un coefficient négatif et significatif pour la variable DOSHA24. Lorsqu'il s'agit des deuxièmes équations (2a à 2f) où l'évaluation de l'effet de l'OSHA se fait séparément selon les industries, mentionnons que sur une possibilité de 108 coefficients, 19 seulement se sont avérés significatifs. De ces 19, 8 coefficients présentent un signe négatif.

Afin d'obtenir la variation totale des taux d'accidents (fréquence et sévérité) due à l'OSHA par industrie, Currington a additionné le coefficient de la variable DOSHA à celui de chacune des variables $DOSHA_n$. Sur 108 résultats, 34 se sont avérés significatifs. De ces 34 variations totales, 24 constituaient des diminutions de taux d'accidents.

Les résultats de Currington laissent planer le doute quant à l'efficacité de l'OSHA.

3.2.1 Conclusion

Bien qu'il existe des cas qui indiquent le contraire, il semblerait que la législation sur la salubrité de l'environnement de travail ait contribué à réduire le taux d'accidents. Cependant, nombreux sont les résultats qui ne permettent pas d'interprétation définitive étant donné une faible significativité des coefficients. Le tableau VI résume les résultats obtenus par les différents chercheurs.

Tableau VI Résultats des études portant sur la relation entre différentes variables reflétant la législation sur la salubrité de l'environnement du travail et le taux d'accidents⁴¹

Chercheurs	Résultats
Chelius (1973)	° Effet autant positif que négatif, significatif surtout au niveau des coefficients positifs
Chelius (1974)	° Effet négatif, significatif seulement pour les grandes entreprises
Herbert (1979)	° Effet négatif prédominant, partiellement significatif
Mendeloff (1979)	° Effet négatif prédominant, partiellement significatif
Smith (1979)	° Effet négatif prédominant partiellement significatif
Viscusi (1979)	° Effet négatif prédominant, non-significatif
Cooke et Gautschi (1981)	° Effet négatif total, significatif au niveau des grandes entreprises
McCaffrey (1983)	° Effet négatif prédominant, non-significatif
Bartel et Thomas (1985)	° Effet négatif prédominant, significatif
Currington (1986)	° Effet autant négatif que positif, partiellement significatif

⁴¹ Pour qualifier cette relation, nous utilisons le terme "effet positif" dans les cas où la législation sur la salubrité de l'environnement du travail a entraîné une hausse du taux d'accidents et le terme "effet négatif" s'il s'agit de la situation inverse. Un effet est qualifié de "prédominant" lorsque l'étude du chercheur implique plusieurs régressions, donc plusieurs coefficients et que ceux-ci s'avèrent majoritairement caractérisés par un signe particulier. Un effet est qualifié de "total" lorsque tous les coefficients des variables qui nous intéressent sont d'un signe particulier. Le qualificatif "partiellement significatif" indique qu'il existe des coefficients non-significatifs parmi ceux caractérisés par l'effet désigné.

4. MÉTHODOLOGIE

La section méthodologique se divise en trois parties. La première présente le modèle empirique choisi afin d'évaluer l'impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur les taux de lésions. La deuxième fait état des données utilisés, de leurs sources et du traitement qui leur a été appliqué. Et la troisième décrit le cheminement économétrique suivi.

4.1 Le modèle empirique

Suite aux lectures que nous avons fait, il nous a été possible de retenir un ensemble de variables susceptibles d'expliquer le comportement du taux de lésions au Québec au cours de la période 1962-1984. Ces variables sont de nature socio-démographique et économique. Cependant, selon nos hypothèses, d'autres éléments de nature législative peuvent influencer à leur tour le taux de lésions. Le modèle empirique suivant recueille la totalité de ces facteurs:

$$\text{a) TXAPE}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Spline}_t + \beta_2 \text{Couv2}_t + \beta_3 \text{P35}_t + \beta_4 \text{Pmari}_t + \beta_5 \text{Pcbleu}_t + \beta_6 \text{Txchoma}_t + e$$

$$b) \text{TXSPE}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Spline}_t + \alpha_2 \text{Couv2}_t + \alpha_3 \text{P35}_t + \alpha_4 \text{Pmari}_t + \alpha_5 \text{Pcbleu}_t + \alpha_6 \text{Txchoma}_t + e$$

$$c) \text{TXTOE}_t = \theta_0 + \theta_1 \text{Spline}_t + \theta_2 \text{Couv2}_t + \theta_3 \text{P35}_t + \theta_4 \text{Pmari}_t + \theta_5 \text{Pcbleu}_t + \theta_6 \text{Txchoma}_t + e$$

où les attentes sont:

$$B_1, \alpha_1, \theta_1 \geq 0$$

$$B_4, \alpha_4, \theta_4 < 0$$

$$B_2, \alpha_2, \theta_2 \geq 0$$

$$B_5, \alpha_5, \theta_5 > 0$$

$$B_3, \alpha_3, \theta_3 < 0$$

$$B_6, \alpha_6, \theta_6 < 0$$

et la description des variables correspond à:

TXAPE = accidents du travail avec perte de temps_t/emploi_t.

TXSPE = accidents du travail sans perte de temps_t/emploi_t.

TXTOE = total des accidents_t/emploi_t.

Spline = variable "spline function" reflétant la mise en vigueur de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec, égale à 0 de 1962 à 1979 inclusivement et égale à 1, 2, ..., 5

de 1980 à 1984 inclusivement.

Couv2 = variable de tendance captant les effets d'élargissement de l'assujettissement des nouveaux employeurs au régime d'indemnisation et les effets de la réduction de la période d'attente.

P35 = pourcentage (%) de travailleurs ayant 35 ans et plus dans la population active expérimentée au temps t.

Pmari = pourcentage (%) de personnes mariées dans la population en âge de travailler au temps t.

Pcbleu = pourcentage (%) de travailleurs cols bleus dans la population active expérimentée au temps t.

Txchoma = taux de chômage au temps t.

e = erreur résiduelle.

4.2 Les données⁴²

Afin de bâtir le modèle empirique dont il a été question ci-haut, nous avons eu recours à trois sources de données ou de renseignements.

Travail Canada nous a fourni dans un rapport préliminaire datant de septembre 1986 les données relatives aux accidents du travail avec perte de temps, sans perte de temps et les accidents totalisant ces deux catégories distinctes. Notons que la banque de données de Travail Canada sur les accidents avec perte de temps inclut les décès et représente le nombre total des accidents du travail indemnisés au cours de l'année, y compris les accidents du travail des années précédentes et indemnisés au cours de l'année courante. Les accidents du travail sans perte de temps sont ceux qui ne nécessitent pas un arrêt de travail supérieur à la période d'attente imposée par la Loi des accidents du travail du Québec. Rappelons que cette période d'attente fut réduite de 5 à 3 jours en 1963 et de 3 à 1 jour en 1969.

⁴² L'ensemble des données qui ont servi aux tests économétriques se retrouvent aux tableaux IA à XXIA de l'annexe A.

Dans différents catalogues de Statistique Canada nous avons pu recueillir deux types de données. Le premier regroupe les données annuelles sur l'emploi et le taux de chômage au Québec. Les catalogues 71-201 des années 1974 et 1986 intitulés "Statistiques chronologiques sur la population active - chiffres réels, facteurs saisonniers et données désaisonnalisées" renferment ce type d'information. Mentionnons que nous y avons sélectionné les séries dites non-désaisonnalisées. Ce choix n'influence nullement les données annuelles; la différence entre la désaisonnalisation et la non-désaisonnalisation apparaissant plutôt au niveau des données mensuelles. Les données annuelles des années 1962 à 1965 ont été obtenues en faisant pour chacune de ces années, la moyenne de douze données mensuelles. Une telle moyenne nous a été fournie directement par Statistique Canada pour les années 1966 à 1984. Enfin, une dernière spécification mérite d'être soulevée. Étant donné que nous travaillons en série chronologique, nous avons fait l'hypothèse que tout changement méthodologique qui ait pu se glisser au cours des années dans l'enquête sur la population active de Statistique Canada n'est pas susceptible d'avoir un effet majeur sur les résultats obtenus, surtout au niveau de l'évaluation de l'impact de la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec. Plus précisément, nous faisons référence ici aux changements survenus en 1975 lors de la mise en place de la nouvelle

enquête sur la population active. Afin de récupérer certaines données des années antérieures à 1975, Statistique Canada a procédé à une normalisation de celles-ci en remontant jusqu'à l'année 1966. Par conséquent, les données des années 1962 à 1965 n'ont pas été sujettes au processus de normalisation. Pour avoir un aperçu jusqu'à quel point ces quatre observations pourraient différer des données normalisées, nous avons calculé pour les années 1966 à 1970 la différence qui existe entre les valeurs de l'ancienne enquête et les valeurs normalisées de la nouvelle enquête. Nous avons choisi les années 1966 à 1970 pour effectuer ce test étant donné qu'il s'agit d'années de la même décennie pour lesquelles nous détenons une information suffisante. Ainsi, la différence que nous observerons pour les années 1966 à 1970 devrait être celle qui reflète le plus adéquatement possible la différence qui existerait pour les données des années 1962 à 1965. Les résultats sont présentés aux tableaux VII et VIII. En ce qui concerne la variable Emploi, nous constatons que la différence calculée est toujours évaluée à moins de 1 % en terme absolu. Ainsi, il n'y aurait pratiquement pas de différence entre l'emploi tel qu'évalué par l'ancienne enquête et l'emploi normalisé de la nouvelle enquête. En ce qui a trait au taux de chômage, nous remarquons que l'ancienne enquête a tendance à surestimer cette variable. La différence réelle varie de 0.6 à 0.9 selon les années.

Tableau VII Comparaison des données de l'emploi au Québec selon l'ancienne et la nouvelle enquête sur la population active, années 1966 à 1970

Années	Emploi ('000) Ancienne enquête	Emploi ('000) Nouvelle enquête	Différence en % ¹
1966	2 016	2 027	-0.5
1967	2 080	2 085	-0.2
1968	2 082	2 081	0.1
1969	2 132	2 126	0.3
1970	2 144	2 128	0.7

¹ Différence en % = (Emploi de l'ancienne enquête - Emploi de la nouvelle enquête) ÷ Emploi de l'ancienne enquête X 100.

Sources: Ministère des Finances, Revue économique, Avril 1976, Ottawa, tableau de référence 33, p. 150.

Ministère des Finances, Revue économique trimestrielle, Juin 1988, Ottawa, tableau de référence 30, p. 55.

Tableau VIII Comparaison des données du taux de chômage au Québec selon l'ancienne et la nouvelle enquête sur la population active, années 1966 à 1970

Années	Taux de chômage Ancienne enquête	Taux de chômage Nouvelle enquête	Différence en terme réel ¹	Différence en en % ²
1966	4.7	4.1	0.6	12.8
1967	5.3	4.6	0.7	13.2
1968	6.5	5.6	0.9	13.8
1969	6.9	6.1	0.8	11.6
1970	7.9	7.0	0.9	11.4

¹ Différence en terme réel = Taux de chômage de l'ancienne enquête - Taux de chômage de la nouvelle enquête.

² Différence en % = (Taux de chômage de l'ancienne enquête - Taux de chômage de la nouvelle enquête) ÷ Taux de chômage de l'ancienne enquête X 100.

Sources: Ministère des Finances, Revue économique, Avril 1976, Ottawa, tableau de référence 34, p. 151.

Ministère des Finances, Revue économique trimestrielle, Juin 1988, Ottawa, tableau de référence 32, p. 58.

En pourcentage, ceci représente une surestimation de l'ordre de 11 à 14 % de la valeur du taux de chômage. Cet écart, que nous qualifions de "modéré", n'est pas suffisant pour avoir un impact significatif sur nos résultats empiriques. Par ailleurs, rappelons que cet écart ne s'applique que pour les quatre premières observations de l'ensemble des données.

Le deuxième type de données nécessite davantage de commentaires. Ces données proviennent toutes de recensements; ce sont donc des données que nous qualifions de "ponctuelles". L'enquête sur la population active ne contient pas une grande variété d'informations provinciales avant les années 70; les recensements comblent largement cette déficience. Nous avons donc eu recours aux recensements des années 61, 71, 81 et 86 pour les différentes données sur la population active expérimentée, l'âge et la profession des travailleurs. Pour les variables de la population en âge de travailler et de l'état civil, nous disposons des recensements des années 61, 66, 71, 76, 81 et 86. Bien qu'intéressantes les informations provenant des recensements présente une lacune évidente. Contrairement aux données annuelles, les données ponctuelles ne nous offrent pas une observation pour chacune des années de notre période d'étude. Pour certaines variables, nous avons quatre observations; pour d'autres nous en avons six. Devant une

telle situation, il fallait donc combler les années où les observations s'avéraient manquantes. Nous avons utilisé la méthode de l'interpolation afin de pallier à ce problème. Il nous apparaît donc important de décrire dans les lignes suivantes en quoi consiste ladite méthode.

Pour une variable quelconque, la méthode de l'interpolation a comme objectif de calculer des valeurs probables pour chacune des années manquantes entre deux observations de recensements. De manière mathématique, la méthode s'explique par les deux étapes suivantes: 1- il s'agit d'abord de calculer une progression (ou diminution, selon le cas) annuelle. On obtient cette dernière ainsi: $\text{observation}_t - \text{observation}_{t-n} / \text{nombre d'années qui existent entre les deux observations}$, 2- une fois la progression (ou diminution si le résultat à la première étape est négatif) calculée, il suffit d'additionner celle-ci à l'observation $_{t-n}$ pour obtenir une première valeur probable d'une année manquante. Par la suite, on additionne la progression (ou diminution) à cette observation nouvellement créée, ceci comble la deuxième année manquante. Ce processus se poursuit jusqu'à ce qu'on atteigne l'observation $_t$. Chaque observation nouvellement créée comble une année manquante. Pour les variables de population active expérimentée, d'âge et de profession, nous avons appliqué la méthode de l'interpolation à trois reprises, c'est-à-dire, entre les observations

ponctuelles de 61-71, de 71-81 et de 81-86. En ce qui concerne la population en âge de travailler et l'état civil, la méthode s'est appliquée à cinq reprises, c'est-à-dire, entre les observations ponctuelles de 61-66, de 66-71, de 71-76, de 76-81 et de 81-86. Lorsque l'ensemble des interpolations sont effectuées, nous n'avons qu'à éliminer les observations correspondant aux années 61, 85 et 86 afin d'avoir notre période d'étude de 1962 à 1984. Les catalogues 94-511 (recensement 1961), 94-751 (recensement 1971), 92-920 (recensement 1981), 93-965 (recensement 1981), 93-101 (recensement 1986), 93-112 (recensement 1986) et 93-113 (recensement 1986) ont tous fourni les observations ponctuelles servant aux interpolations. Il est à noter que ces observations ponctuelles représentent des niveaux et non des pourcentages. Une fois les interpolations terminées, il fallait traiter les différentes variables afin de les utiliser sous forme de pourcentage de la population active expérimentée ou de la population en âge de travailler. Nous discuterons de la construction des variables du modèle empirique après la présentation de la dernière source.

La troisième source en est une de renseignements plutôt que de données. En effet, suite à la lecture des rapports annuels de la Commission des accidents du travail du Québec et de ceux de la Commission de la santé et de la sécurité

du travail du Québec, nous avons conclu que divers phénomènes législatifs survenus entre 1962 et 1984 ont pu influencer le taux de lésions et qu'il nous semblait nécessaire de les capter à l'aide de variables spécifiques. Deux de ces phénomènes concernent l'élargissement progressif de l'assujettissement de nouveaux employeurs à la Loi des accidents du travail du Québec et la réduction de la période d'attente avant l'indemnisation. Ces phénomènes sont purement statistiques, c'est-à-dire, qu'ils ne sont pas tributaires d'une caractéristique ou d'un changement d'attitude des travailleurs ou des employeurs. En fait, ils dépendent d'une décision gouvernementale qui implique, soit une plus grande déclaration des accidents du travail étant donné un nombre plus grand de travailleurs assurés, soit un transfert d'accidents du travail sans perte de temps vers les accidents du travail avec perte de temps. Cependant, nous n'ignorons pas qu'une réduction de la période d'attente puisse aussi créer une augmentation du risque moral chez le travailleur. Étant indemnisé plus rapidement, ce dernier subit moins de "désavantages" suite à un accident. Il abandonne donc plus facilement ses habitudes de prévention. Malheureusement, la distinction entre l'effet statistique et l'effet risque moral est difficilement réalisable lorsqu'il s'agit de la réduction de la période d'attente, surtout lorsque ces différents effets sont entremêlés avec ceux de l'élargissement

progressif de l'assujettissement de nouveaux employeurs.

Un troisième phénomène, celui qui nous préoccupe particulièrement, consiste en les effets de la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec sur le taux de lésions. Contrairement aux deux phénomènes cités ci-haut, les effets de la loi résultent uniquement des comportements liés aux travailleurs et aux employeurs et peuvent entraîner une augmentation ou une diminution du taux de lésions.

4.3 Construction des variables du modèle empirique

Parmi toutes les variables du modèle empirique seul le taux de chômage ne nécessitait aucun traitement, du moins pour les années 1966 à 1984. Comme nous l'avons mentionné ci-haut, il a fallu faire la moyenne des données mensuelles que pour les années 1962 à 1965 inclusivement. Cependant, il n'en a pas été de même pour les autres variables du modèle. D'abord, les variables dépendantes des trois équations représentent des taux de lésions. Ceux-ci s'obtiennent en divisant le nombre de lésions professionnelles, avec perte de temps ou sans perte de temps ou totales, par l'emploi. Ce ratio indique donc le nombre de lésions professionnelles qui se produisent par emploi au

Québec.

La variable P35 représente la proportion de la population active expérimentée qui est âgée de 35 ans et plus.

"It has also been observed that younger workers have more work injuries (as well as nonwork injuries) than older workers. Psychologists speculate that these higher injury rates for younger workers are due both to their inexperience and to their more careless behavior". (Chelius, 1979, p. 66)

Pour construire cette variable, il a d'abord fallu additionner différentes catégories d'âge afin d'obtenir une seule classe, c'est-à-dire, les 35 ans et plus. Ensuite, nous n'avions qu'à faire une simple opération mathématique⁴³ pour trouver un pourcentage.

La variable Pcbleu consiste en la proportion de la population active expérimentée qui exerce un métier s'apparentant à la catégorie cols bleus.

"It is often argued that production workers are exposed to a greater risk of injury than non production workers." (Currington, 1986, p. 62)

⁴³ L'opération mathématique consiste en un simple calcul de pourcentage:

$$\frac{\text{population active expérimentée de 35 ans et plus}_t}{\text{population active expérimentée totale}_t} \times 100$$

Nous avons pu recueillir sept grands groupes de métiers qui correspondaient à cette catégorie:

- travailleurs des industries de transformation;
- usineurs et travailleurs des domaines connexes;
- travailleurs spécialisés dans la fabrication, le montage et la réparation de produits;
- travailleurs du bâtiment;
- personnel d'exploitation des transports;
- manutentionnaires et travailleurs assimilés n.c.a.⁴⁴
- autres ouvriers qualifiés et conducteurs de machines.

Il fallait donc additionner tous les membres de la population active expérimentée appartenant à ces sept grands groupes. Par la suite, nous n'avons qu'à calculer le pourcentage que cette catégorie représente au sein de la population active expérimentée du Québec⁴⁵. Il nous semble pertinent de mentionner qu'au recensement 1961 la classification des professions était différente de celles utilisées lors des recensements 71, 81 et 86. Cependant, nous avons tenté de respecter le mieux possible les clas-

⁴⁴ n.c.a.: non classés ailleurs.

⁴⁵ Nous répétons la même formule qu'en note de bas de page 43.

$$\frac{\text{population active expérimentée exerçant le métier col bleu}_t}{\text{population active expérimentée totale}_t} \times 100$$

sifications plus récentes lors de la compilation. La liste suivante fait état des grands groupes que nous avons sélectionnés du recensement 1961 et qui semblaient correspondre à l'appellation "cols bleus":

- travailleurs des transports et communications⁴⁶;
- ouvriers de métiers, artisans, ouvriers à la production et travailleurs assimilés;
- manoeuvres n.c.a.⁴⁷.

La variable Pcbleu nous paraît fort intéressante à plusieurs égards. En effet, cette variable explicative capterait plus que l'impact de la profession sur le taux de lésions. Dans un premier temps, il s'avérerait très probable que les cols bleus constitueraient une des professions la moins scolarisée. À ce sujet, différentes argumentations existent.

"This variable (la scolarisation) may indicate the development of skills which enhance the worker's ability to avoid accidents ..." (Chelius, 1974, p. 720)

"La personne plus scolarisée posséderait un niveau plus élevé de capital humain, serait plus aversive au risque et exigerait un niveau de sécurité et d'hygiène plus élevé." (Rochon, 1985, p. 101)

⁴⁶ On soustrait les travailleurs des communications.

⁴⁷ n.c.a: non classés ailleurs.

Or, il serait possible d'associer à une scolarisation plus faible, un plus grand nombre de lésions professionnelles.

Deuxièmement, la variable P_{bleu} refléterait aussi l'effet de la technologie, les gens exerçant le métier de col bleu étant ceux qui sont les plus susceptibles d'être en contact avec le capital physique. Selon nous, il serait même préférable d'utiliser la profession pour mesurer l'influence du capital sur les lésions professionnelles que de choisir directement les déboursés des compagnies en formation de capital par emploi. À notre époque, ces déboursés peuvent représenter, par exemple, une technologie avancée où tout se fait automatiquement sans l'intervention d'aucun travailleur. En choisissant la variable P_{bleu} , nous éliminons assurément une telle situation. Il est intéressant de constater que tous les éléments (profession, scolarisation, technologie) imbriqués dans la variable P_{bleu} ont pour effet d'augmenter le taux de lésions.

En terminant sur la variable P_{bleu} , nous tenons à mentionner que notre modèle empirique ne contient pas une variable explicative qui tiendrait compte du comportement différent des travailleurs masculins et féminins. En effet, nous avons constaté à la lecture de certains ouvrages que la différence apparente entre le taux de lésions des femmes et

celui des hommes s'explique presque entièrement par une distribution différente des individus selon les occupations.

"The industrial and occupational distribution of female workers is very different from that of males. Females are more heavily concentrated in the safer clerical jobs, and even as blue-collar workers in manufacturing they tend to be in the safer industries. Aggregation over these different distributions could thus generate a substantial sex differential in economy-wide injury rates even if the injury risks were the same for the two sexes in each industry and occupation." (Oi, 1974, p. 685)

"Evidence reviewed in this study concerning observed differences in male and female injury rates suggests that virtually all of the differential is due to sex differences in the occupational distribution of employment." (Dillingham, 1981b, p. 121)

Par conséquent, il nous semblait pertinent d'inclure la profession comme variable explicative au modèle et d'ignorer la variable sexe.

Avant de passer à la variable Pmari, nous tenons à expliquer ce qu'est la population active expérimentée, dénominateur commun des variables P35 et Pcbleu.

Tout comme la population active, la population active expérimentée compte parmi elle des personnes occupées, c'est-à-dire en emploi, et des chômeurs. Cependant, contrairement à la population active, la population active

expérimentée ne contient pas les gens qui se cherchent un premier emploi, donc qui n'ont jamais travaillé, et les travailleurs en chômage depuis un an et demi approximativement. En écartant ces deux catégories de personnes, nous obtenons une meilleure "image" de la population activement impliquée dans le marché du travail. Une telle épuration de la population active s'avère nécessaire si l'on veut étudier le comportement des individus qui sont le plus susceptible de subir les accidents du travail. Il est vrai que la population active expérimentée contient toujours des chômeurs et que ceux-ci étant hors du marché du travail ne peuvent s'y blesser. Cependant, ces personnes n'ont le statut de chômeurs que momentanément. En fait, nous savons que les recensements s'effectuent au cours du mois de juin. Or, il s'avère possible que des individus qui sont chômeurs en juin aient travaillé au cours des autres mois de l'année. Ceci explique donc la raison de leur inclusion.

La variable Pmari représente la proportion de la population en âge de travailler qui est mariée. L'inclusion de cette variable s'explique ainsi:

"Thaler and Rosen (1975) suggested that married individuals will avoid hazardous jobs because of their greater responsibility to spouse and children than single individuals". (Leigh, 1982, p. 350)

Pmari s'obtient à l'aide d'un simple calcul de pourcentage⁴⁸. La population en âge de travailler est constituée de la manière suivante: population totale au Québec_t - population de moins de 15 ans au Québec_t. Les données du recensement 1971 sur l'état civil de la population active expérimentée présentaient une irrégularité de compilation. Devant une telle situation, la variable Pmari nous apparaissait comme un excellent palliatif.

La construction des variables Couv2 et Spline est tout à fait spéciale. En effet, cette construction repose essentiellement sur les renseignements que comportent les rapports annuels de la Commission des accidents de travail du Québec et de la Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec. Nous n'avions pas la possibilité d'utiliser des données statistiques et savions que l'absence de ces variables biaiserait fortement le modèle.

La variable Couv2 représente les effets de l'élargissement progressif de l'assujettissement de nouveaux employeurs à la Loi des accidents du travail du Québec et de la réduction de la période d'attente sur le taux de lésions. Afin

⁴⁸ Nous répétons la même formule qu'en note de bas de page 43:

$$\frac{\text{population en âge de travailler mariée}_t}{\text{population en âge de travailler totale}_t} \times 100$$

de capter ces effets statistiques, nous avons conçu une variable de tendance qui reflète le mieux possible ces changements. Ainsi, la variable Couv2 prend la valeur 1 en 1962 et augmente progressivement jusqu'à 11 en 1972. Au cours de ces années, de plus en plus d'employeurs se sont vu contraints à respecter la Loi des accidents du travail. Les rapports annuels du début des années 60 mentionnent à chaque année que la montée du nombre d'accidents du travail s'explique en forte partie par l'inclusion de nouveaux employeurs. En 1966-1967, le gouvernement établissait un plan quinquennal où il est clairement exposé l'intention de couvrir de plus en plus d'employeurs jusqu'en 1972. Il est important de spécifier que cet effet d'assujettissement ne doit pas être confondu avec un effet du cycle économique où il est fréquent d'observer des variations dans l'emploi et dans le nombre d'établissements d'entreprises. Celui-ci est plutôt capté par la variable du taux de chômage. Rappelons que les années 60 furent d'assez bonnes années au point de vue économique et qu'une telle spécification s'avérait donc nécessaire. Quant à la réduction de la période d'attente survenue en 1963 et 1969, la variable Couv2 devrait la capter puisque ces années se trouvent en plein dans la période de grands changements de l'assujettissement.

De 1972 à 1980, la variable Couv2 est stabilisée à la

valeur 11. Aucun changement affectant l'assujettissement et la période d'attente ne s'est produit au cours de ces années. En 1981, le secteur agricole est effectivement couvert par la Loi des accidents du travail. La variable Couv2 prend donc la valeur 12 et ce, jusqu'en 1984. Il nous semble pertinent de noter qu'au cours de notre période d'étude, nombreux sont les employeurs qui ont choisi d'être transférés de la cédule 2 (employeurs qui ne cotisent pas au fonds d'accidents mais qui sont responsables du paiement des indemnités) à la cédule 1 (employeurs qui cotisent au fonds d'accidents dont on enlève la responsabilité du paiement des indemnités). Ceci ne constitue en aucun cas un effet statistique car tous les accidents sans exception sont comptabilisés dans les données de Travail Canada et ce, qu'ils proviennent d'établissements où les employeurs cotisent ou non.

Nous sommes conscients qu'un ratio employés couverts_t / emploi_t aurait été intéressant comme variable d'élargissement de l'assujettissement. Cependant, les données sur les employés couverts s'avèrent minimes, seulement quelques rapports annuels les fournissent.

On appelle Spline la variable reflétant le choc structurel provoqué par l'adoption de la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec et qui est constituée à la

manière d'une "spline function". En effet, on utilise souvent cette dernière afin d'évaluer les impacts de lois diverses⁴⁹. L'argumentation derrière la "spline function" est la suivante: lorsqu'une loi est adoptée, il est impossible que celle-ci ait des effets significatifs à très court terme. Une loi agirait plutôt de manière graduelle. Il faut une certaine période de temps avant que la loi s'applique et soit connue des principaux intervenants. Ceci est d'autant plus vrai pour le cas de la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec. Rappelons que la mise en vigueur des articles de cette loi s'est faite par étape.

La variable Spline prend la valeur 0 de 1962 à 1979 inclusivement. Étant donné que la loi fut sanctionnée le 21 décembre 1979, il s'avère très improbable qu'elle ait provoqué un effet quelconque dans le milieu du travail durant cette année. En 1980, la variable Spline prend la valeur 1 et augmente jusqu'à la valeur 5 en 1984. Il s'agit donc d'une "spline fonction" linéaire.

⁴⁹ Par exemple, Gunderson a utilisé la méthode de la "spline function" pour évaluer l'efficacité d'une législation adoptée en Ontario afin de favoriser l'égalité salariale entre hommes et femmes. Gunderson, Morley, "Spline Function Estimates of the Impact of Equal Pay Legislation. The Ontario Experience", Relations Industrielles, vol. 40, n° 4, 1985, pp. 775-792.

Ceci termine donc la présentation de la construction des variables. La prochaine section du rapport décrit le cheminement économétrique suivi afin d'avoir une évaluation de l'impact de la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec sur le taux de lésions.

4.4 Cheminement économétrique

Notre cheminement économétrique s'est effectué en trois grandes étapes. Celles-ci visent toutes à évaluer différemment l'effet de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur le taux de lésions. Les régressions linéaires accomplies au cours du cheminement économétrique ont été faites par la méthode des moindres carrés ordinaires, l'absence de simultanéité éliminait la méthode des doubles moindres carrés. Toutefois, une application de la méthode Cochrane-Orcutt a été réalisée afin de vérifier l'existence d'autocorrélation. Les résultats n'ont pas révélé de différences significatives par rapport aux résultats générés par les moindres carrés ordinaires⁵⁰. Chaque étape économétrique est répétée à trois occasions puisqu'il y a trois variables dépendantes possibles. Selon

⁵⁰

Bien que nous avons discuté quelque peu de la méthode Cochrane-Orcutt au cours de l'analyse des résultats, le lecteur plus intéressé pourra consulter les tableaux des coefficients à l'annexe B.

nous, les lésions professionnelles avec perte de temps se détermineraient différemment des lésions professionnelles sans perte de temps, les enjeux et les conséquences étant fort différents⁵¹. Il ne fallait surtout pas se limiter au total des lésions professionnelles car certains phénomènes auraient probablement passé inaperçus.

La première étape consiste à régresser l'ensemble des variables explicatives sur les divers taux de lésions sur la période 1962 à 1984. Ceci nous donnera des coefficients qui nous renseigneront sur l'importance des variables explicatives dans la détermination des taux de lésions. Le coefficient de la variable Spline, avec le test t qui l'accompagne, nous informeront dans quelles mesure et direction la loi a eu de l'influence au Québec.

La première étape est sans aucun doute la plus importante. En fait, elle détermine jusqu'à un certain point les deux

⁵¹

Deux situations retiennent particulièrement notre attention. Premièrement, nous ne pouvons ignorer la possibilité que l'indemnisation ait un rôle à jouer, surtout au niveau de la détermination du taux de lésions avec perte de temps. Cette influence pourrait se refléter indirectement sur l'évaluation des coefficients des variables explicatives retenues dans le modèle empirique. Une dichotomie selon le type de lésions pourrait donc servir à révéler cette influence. Deuxièmement, il se pourrait que la détermination du taux de lésions bénignes soit plus difficile à observer à l'aide d'un modèle économétrique à cause de l'élément d'hasard qui y jouerait un rôle important.

étapes subséquentes.

La deuxième étape a comme objectif de se donner une méthode par laquelle il sera possible d'évaluer pour les années 1980 à 1984 la proportion de chaque taux de lésions imputable à la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec. Dans un premier temps, il s'agit de régresser l'ensemble des variables explicatives, hormis la variable Spline, sur les divers taux de lésions sur une période de temps s'étalant de 1962 à 1979. À l'aide du nouveau modèle ainsi établi, nous faisons des prévisions sur les taux de lésions pour les années 1980 à 1984. En fait, ces prévisions correspondent à ce qu'auraient été les taux de lésions s'il n'y avait pas eu de loi. Une fois tous ces éléments en main, il ne reste qu'à effectuer pour chacune des variables dépendantes la différence entre le taux de lésions observé au temps t et le taux de lésions prévu au temps t . Cette différence se définit comme étant la proportion du taux de lésions imputable à la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec.

La troisième étape consiste à vérifier l'hypothèse de choc structurel dans la détermination des trois types de taux de lésions. En fait, nous voulons savoir si les observations de 1980 à 1984 se comportent de manière semblable à celles des années 1962 à 1979. Si tel est le cas, nous serons

portés à conclure à l'absence de choc structurel suite à l'adoption de la loi. Afin de tester la présence de choc structurel, il est généralement convenable de faire une régression sur la période s'établissant avant le soi-disant choc et d'en faire une seconde sur la période après le choc et par la suite d'analyser les différences au niveau des coefficients. Cependant, nous pouvons procéder ainsi à la condition que le nombre d'observations après le choc soit plus grand que le nombre de variables explicatives qui se trouvent dans le modèle empirique. Cette condition n'y étant pas dans notre cas, il a fallu adopter une procédure différente⁵².

Tout comme la deuxième étape, nous utilisons un modèle dont la variable Spline est exclue. Il s'agit alors de régresser les variables explicatives retenues sur un taux de lésions donné. Une telle régression s'effectue d'abord, sur la période avant l'adoption de la Loi de la santé et de la sécurité du travail du Québec, c'est-à-dire, sur les années 1962 à 1979 (total de 18 observations). Par la suite, nous répétons la même régression sur une période de

⁵²

Nous procédons identiquement à la manière de Cousineau et Green lors de leur étude sur la détermination du chômage au Canada (1976). Une description du test se trouve dans cette étude. Cousineau, Jean-Michel et Green, Christopher, Chômage et programmes d'assurance-chômage, Conseil économique du Canada, ministère des Approvisionnements et services, Canada, 1976, p. 86.

temps qui inclut les cinq observations survenues après l'adoption de la loi, c'est-à-dire sur les années 1962 à 1984, le total des 23 observations. Chacune de ces deux régressions génère une somme des résidus au carré dont nous nous servirons pour exécuter le test suivant:

$$F = \frac{(S_2 - S_1) / m}{S_1 / (n-k)}$$

où S_1 = somme des résidus au carré générée par la régression comprenant 18 observations.

S_2 = somme des résidus au carré générée par la régression comprenant 23 observations.

m = nombre de nouvelles observations après l'adoption de la loi.

n = nombre d'observations avant l'adoption de la loi.

k = nombre de variables explicatives.

et $k > m$, dans notre cas.

Ce test d'hypothèse nulle se concrétise donc à l'aide d'une statistique qui reflète une distribution de Fisher avec

($m, n-k$) degrés de liberté. Si la valeur de la statistique Fisher est supérieure à la donnée provenant des tables statistiques, nous serons en mesure de considérer l'existence d'un choc structurel provoqué par l'adoption de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec.

5. ANALYSE DES RÉSULTATS

La section présente répondra enfin à nos interrogations du début, à savoir si la Loi sur la santé et la sécurité du travail a une influence perceptible sur les divers taux de lésions. Les différentes divisions de l'analyse des résultats correspondent aux étapes du cheminement économétrique afin de conserver une certaine clarté dans le déroulement du texte. Rappelons que la première étape vise à évaluer cette influence de la loi par l'examen d'un coefficient obtenu par le biais de la régression linéaire. La deuxième et la troisième étapes sont des compléments à cette première évaluation, leur finalité résidant surtout au niveau de l'étude de l'effet de la loi sous d'autres angles.

5.1 Première étape

5.1.1 Présentation des résultats

Les tableaux IX, X et XI contiennent les résultats de nos premières régressions selon la méthode des moindres carrés ordinaires. De manière globale, nous sommes en mesure d'affirmer que le modèle retenu s'avère bon et ce, qu'il s'agisse du taux de lésions avec perte de temps, sans perte

Tableau IX Régression m.c.o. avec toutes les variables explicatives, années 1962-1984. Variable dépendante: TXAPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	-0.487753	0.189057	-2.580
Spline	0.00493396	0.00100633	4.903
Couv2	0.00469218	0.00220358	2.129
P35	-0.00981602	0.00159934	-6.138
Pmari	0.0138210	0.00313487	4.409
Pcbleu	0.00444839	0.00246749	1.803
Txchoma	-0.00202740	0.000592557	-3.421

$R^2 = 0.9848$

$\bar{R}^2 = 0.9792$

Fisher = 173.335

Durbin-Watson = 1.5296

Somme des résidus au carré = 0.000121264

Tableau X Régression m.c.o. avec toutes les variables explicatives, années 1962-1984. Variable dépendante: TXSPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	0.541669	0.167026	3.243
Spline	0.00314772	0.000889059	3.541
Couv2	-0.00699885	0.00194679	-3.595
P35	-0.00669968	0.00141297	-4.742
Pmari	0.00273098	0.00276956	0.986
Pcbleu	-0.00828759	0.00217995	-3.802
Txchoma	-0.00170679	0.000523505	-3.260

$R^2 = 0.8323$

$\bar{R}^2 = 0.7694$

Fisher = 13.2332

Durbin-Watson = 1.8655

Somme des résidus au carré = 0.0000946483

Tableau XI Régression m.c.o. avec toutes les variables explicatives, années 1962-1984. Variable dépendante: TXTOE

Variabes explicatives	Coefficients	Écarts-types	Test t
Constante	0.0539158	0.237243	0.227
Spline	0.00808169	0.00126282	6.400
Couv2	-0.00230666	0.00276522	-0.834
P35	-0.0165157	0.00200698	-8.229
Pmari	0.0165519	0.00393387	4.208
Pcbleu	-0.00383920	0.00309639	-1.240
Txchoma	-0.00373419	0.000743586	-5.022

$R^2 = 0.9826$

$\bar{R}^2 = 0.9761$

Fisher = 150.524

Durbin-Watson = 1.5737

Somme des résidus au carré = 0.000190956

de temps ou du taux de lésions totales.

L'examen du tableau IX révèle que le modèle s'apprête particulièrement bien à la détermination du taux de lésions avec perte de temps. D'abord, nous constatons que notre modèle a généré une statistique Fisher qui s'élève à 173.335, dépassant ainsi largement les valeurs critiques de 2.74 (probabilité de 5 %) et de 4.20 (probabilité de 1%). Il nous est donc impossible de douter de la significativité du modèle pris dans son ensemble. Les coefficients de détermination R^2 et R^2 corrigé prennent respectivement les valeurs de 0.9848 et 0.9792. Le modèle explique donc une forte proportion de la variance de la variable dépendante.

Étant donné que toute évaluation en série chronologique risque de voir apparaître des problèmes d'autocorrélation, il s'avère fort pertinent de s'attarder quelque peu sur la statistique Durbin-Watson. Le modèle portant sur le taux de lésions avec perte de temps évalue cette statistique à 1.5296. Une telle valeur se situe entre la borne inférieure de 0.620 et la borne supérieure de 1.821. En conséquence, ceci ne nous permet pas de conclure à l'absence ou à l'existence d'autocorrélation des erreurs puisque notre statistique Durbin-Watson se place dans une zone d'indétermination. Devant une telle situation, nous avons appliqué la méthode d'évaluation Cochrane-Orcutt pour vérifier le

comportement du modèle. Cette méthode procède par itérations et permet d'obtenir de meilleures estimations des coefficients. Les résultats⁵³ ne démontrent pas de changements majeurs quant à l'évaluation des coefficients des différentes variables explicatives. Nous remarquons cependant une diminution assez marquée de la statistique Fisher. Celle-ci est maintenant de 82.5305; ce qui est, encore une fois, bien supérieur aux valeurs critiques. Notons enfin que la méthode Cochrane-Orcutt nous a fourni une valeur finale du rho correspondant à 0.212380 avec une statistique t non-significative de 1.019404. Toutes ces informations laissent donc envisager une certaine qualité du modèle estimé par les moindres carrés ordinaires en ce qui concerne le taux de lésions avec perte de temps.

Un bref examen des coefficients obtenus à l'aide d'un test student bilatéral témoigne de l'efficacité du modèle appliqué. Au seuil de 10 % (1.746), l'ensemble des coefficients des variables explicatives s'avèrent significatif. Au seuil de 5 % (2.120), seul le coefficient de la variable Pcbleu se distingue par sa non-significativité. Les variables Txchoma, P35 et Pcbleu se comportent tel que prévu. Par contre, le signe positif du coefficient

⁵³

L'ensemble des résultats des régressions effectuées selon la méthode Cochrane-Orcutt sont présentés aux tableaux IB à XVB de l'annexe B.

de la variable P_{mari} étonne grandement. En effet, nous nous attendions à ce que les responsabilités plus nombreuses chez les gens mariés les obligent à devenir plus prudents. Ainsi, un signe négatif pour le coefficient de cette variable nous semblait plus probable. Toutefois, la réalité nous dévoile le contraire. En ce qui a trait à la variable Couv_2 , nous constatons que l'élargissement de l'assujettissement à la loi et les réductions ponctuelles de la période d'attente ont favorisé le taux de lésions avec perte de temps. Enfin, les résultats économétriques annoncent un effet non-désiré de la Loi sur la santé et la sécurité du travail, le signe du coefficient de la variable Spline étant positif. La législation aurait donc entraîné une hausse du taux de lésions en question.

Le tableau X fait état des résultats de la régression dont le taux de lésions sans perte de temps sert de variable dépendante. Le modèle performe moins adéquatement dans ce cas-ci. Il n'en demeure pas moins que les résultats générés constituent une source de renseignements fort utiles. Selon nous, ceci s'expliquerait par le rôle plus important que détient l'élément d'hasard dans la détermination du taux de ce genre de lésions.

Toutefois, il ne faut pas exagérer cette diminution d'efficacité du modèle. En effet, bien que la statistique

Fisher soit maintenant de 13.2332, elle reste encore plus élevée que les valeurs critiques (2.74 avec probabilité de 5 % et 4.20 avec probabilité de 1%). Dans son ensemble, notre modèle posséderait donc les qualités d'un bon prédicteur. De plus, les coefficients de détermination R^2 et R^2 corrigé s'élèvent respectivement à 0.8323 et 0.7694. Par conséquent, une forte partie de la variance du taux de lésions sans perte de temps possède l'avantage d'être expliquée.

En ce qui concerne la possibilité d'autocorrélation, le modèle sur le taux de lésions sans perte de temps présente moins d'ambiguïté que celui portant sur le taux de lésions avec perte de temps. En effet, la statistique Durbin-Watson s'élève ici à 1.8655. Étant donné que cette valeur se situe à droite de la borne supérieure, nous sommes en mesure de rejeter sans hésitation l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs. Néanmoins, nous avons quand même appliqué la méthode Cochrane-Orcutt pour fins de vérification. La constatation effectuée à partir de la statistique Durbin-Watson se confirme puisque l'application de la méthode d'estimation Cochrane-Orcutt n'a pratiquement pas eu d'effet sur l'évaluation des coefficients. De plus, la valeur finale du rho (0.057560) est loin d'être significative (0.276505). Par conséquent, nous pouvons avoir confiance aux résultats calculés par la méthode des

moindres carrés ordinaires.

L'adéquation du modèle se reflète aussi dans la significativité des coefficients. Le tableau X indique clairement que tous les coefficients, sauf celui de la variable P_{mari} , s'avèrent significatifs au seuil de 10 % et 5 %. L'influence de l'état civil sur le taux de lésions sans perte de temps doit être rejeté. Tel que prévu, le signe du coefficient de la variable T_{xchoma} est négatif. Les variables C_{ouv2} , P_{35} et P_{cbleu} ont aussi une influence négative sur le taux de lésions sans perte de temps. Le signe positif du coefficient de la variable S_{pline} nous amène encore une fois à conclure à un effet non-désiré de la Loi sur la santé et la sécurité du travail puisque celle-ci aurait eu comme conséquence l'accroissement du taux de lésions sans perte de temps durant les années 1980 à 1984 inclusivement.

Le tableau XI présente les résultats de la régression en moindres carrés ordinaires pour le taux de lésions totales. Comme nous pouvions nous en attendre, le modèle performe bien. Rappelons que le nombre de lésions totales est l'addition des lésions avec et sans perte de temps. Ces résultats reflètent cet amalgame, ce qui justifie la décomposition effectuée selon le type de lésions. Dans les paragraphes qui suivent nous élaborerons davantage cette

question.

Dépassant amplement les valeurs critiques, la statistique Fisher (150.524) confirme la significativité du modèle. Les coefficients de détermination R^2 et R^2 corrigé nous permettent d'établir des conclusions toutes aussi encourageantes en ce qui concerne l'efficacité de notre modélisation, ceux-ci présentant respectivement des valeurs de 0.9826 et 0.9761. Ainsi démontrent-ils que la presque totalité de la variance de la variable dépendante s'avère expliquée par les variables indépendantes que nous avons retenues.

La statistique Durbin-Watson est évaluée à 1.5737, se situant ainsi entre la borne inférieure (0.620) et la borne supérieure (1.821). L'application de la méthode itérative Cochrane-Orcutt a été appliquée afin d'éclaircir la situation. L'utilisation de cette méthode correctrice provoque les mêmes effets que dans les deux cas précédents. D'abord, nous constatons la presque stabilité dans l'évaluation des coefficients des variables explicatives. De plus, la statistique Fisher (64.1194) concernant la significativité du modèle subit une chute de plus de 50 % mais continue d'être supérieure aux valeurs critiques. Enfin, la valeur finale du rho (0.201512) se distingue toujours par sa non-significativité (0.964968).

C'est au niveau des coefficients et de leurs statistiques que nous sommes en mesure d'examiner la dualité qui existe dans le taux de lésions totales. Ainsi, les coefficients des variables Couv2 et Pcbled ne sont plus significatifs et ce, quelque soit le seuil statistique adopté. Ces deux variables avaient des effets positifs sur le taux de lésions avec perte de temps et des effets négatifs sur le taux de lésions sans perte de temps. Par conséquent, l'équivoque qui en résulte était à prévoir. De plus, le signe des coefficients de ces variables s'explique par le fait qu'à venir jusqu'à tout récemment, le nombre de lésions sans perte de temps dominait en proportion le nombre de lésions avec perte de temps au sein des lésions totales. En ce qui concerne les autres coefficients des variables indépendantes, nous remarquons que leurs effets identiques sur les taux de lésions avec et sans perte de temps conduisent à une forte significativité lorsqu'il s'agit du taux de lésions totales. Le coefficient de la variable Txchoma est négatif, ce qui était d'ailleurs prévu. Enfin, les influences positives de l'état civil et de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec se constatent encore une fois.

La présentation des résultats consistait en un survol de la qualité du modèle économétrique. Étant assuré de cette dernière, nous pouvons nous attarder plus profondément sur

l'impact de chacune des variables indépendantes sur les variables dépendantes. La division suivante en fait justement état.

5.1.2 Analyse des résultats par variable explicative

A) Taux de chômage (Txchoma)

Le taux de chômage représente une mesure empirique des cycles économiques. En période de croissance, la demande des consommateurs fait en sorte que le prix du bien fabriqué augmente par rapport au prix d'une lésion quelconque. Étant donné qu'il en coûte relativement moins cher de subir les inconvénients causés par l'avènement d'accidents de travail, l'employeur sera donc moins porté à investir dans la prévention. Par conséquent, une période d'expansion économique, où le taux de chômage s'avère bas, devrait s'accompagner d'un accroissement du taux de lésions. Ainsi, dans la réalité, cette relation inverse entre le taux de chômage et le taux de lésions s'observe facilement. De plus, l'ampleur de sa significativité en fait une relation solide (tableaux IX à XI inclusivement).

Bien que la relation inverse persiste quelque soit le type de lésions, nous remarquons que les impacts diffèrent quant

à leur importance. Ainsi, chaque fois que le taux de chômage augmente d'un point de pourcentage (1 %), le taux de lésions avec perte de temps diminue d'une valeur approximative de 0.00203 tandis que le taux de lésions sans perte de temps subit une baisse de l'ordre de 0.00171. L'impact de 0.00373 sur le taux de lésions totales constitue ainsi la somme des deux évaluations précédentes compte tenu des arrondissements. Toutefois, le tableau XII permettra de mieux concevoir cet impact du taux de chômage et d'évaluer son rôle en tant que déterminant du taux de lésions.

Étant donné que le taux de chômage reflète les cycles économiques, nous avons voulu mesurer son impact sur les taux de lésions professionnelles en périodes d'expansion et de récession. La période d'expansion correspond grossièrement à la moyenne du taux de chômage moins son écart-type tandis que la période de récession s'obtient plutôt en additionnant ces deux mêmes statistiques. Il s'agit alors de multiplier chacun de ces résultats aux divers coefficients calculés et effectuer par la suite une comparaison entre la différence des impacts ainsi obtenus et la moyenne du taux de lésions.

En ce qui concerne le taux de lésions avec perte de temps, nous constatons qu'un faible chômage (5.55 %) abaisse ce

Tableau XII Impact du taux de chômage sur les différents
taux de lésions

Taux de lésions \ Taux de chômage	TXAPE	TXSPE	TXTOE
1) Moyenne du taux de chômage (8.29130 %)	-0.016810	-0.014152	-0.030961
(2) Moyenne du taux de chômage moins l'écart-type (5.54922 %)	-0.011250	-0.009471	-0.020722
(3) Moyenne du taux de chômage plus l'écart-type (11.03338 %)	-0.022369	-0.018832	-0.041201
(4) Différence (3) - (2)	-0.011119	-0.009361	-0.020479
Moyenne des taux de lésions	0.0465451	0.0541513	0.100696
Écart-types des taux de lésions	0.0190734	0.00506474	0.0223229

dernier d'une valeur de 0.011250. En temps de récession où le chômage devient considérable (11.03 %), le taux de lésions avec perte de temps s'amenuise d'une valeur plus grande, soit de 0.022369. Ainsi, le changement de cycle économique peut-il faire varier ce taux de lésions d'une quantité s'évaluant à 0.011119, ce qui représente une proportion de 23.89 % de sa moyenne ($(0.011119 \times 100) / 0.0465451 = 23.89 \%$).

Au niveau du taux de lésions sans perte de temps, la moins grande influence du taux de chômage se reflète non seulement par l'examen des coefficients mais aussi de la manière suivante. Nous remarquons que la période d'expansion freine l'effet du taux de chômage sur la réduction du taux de lésions (0.009471) par rapport à l'impact négatif obtenu en période de récession (0.018832). Les variations observées en termes de santé économique font en sorte que le taux de lésions sans perte de temps fluctue d'une valeur de 0.009361, soit une proportion de 17.29 % de sa propre moyenne ($(0.009361 \times 100) / 0.0541513 = 17.29 \%$).

Quant au taux de lésions totales, l'impact négatif d'un taux de chômage faible s'évalue à 0.020722. Lorsque vient la période dépressive, le taux de lésions s'abaisse encore plus, soit d'une valeur de 0.041201. L'environnement économique entraîne donc une fluctuation du taux de lésions

totales de l'ordre de 0.020479, ce qui représente une proportion de 20.34 % de sa moyenne statistique ($0.020479 \times 100 / 0.100696 = 20.34 \%$).

En conclusion, nous sommes en mesure d'affirmer que le taux de chômage constitue une variable dont l'effet sur les divers taux de lésions s'avère non-négligeable. Cependant, l'étude des autres variables explicatives pourra aussi nous renseigner quant à l'importance qu'elles revêtent.

B) Pourcentage de personnes mariées dans la population en âge de travailler (Pmari)

Parmi les variables socio-démographiques, Pmari s'avère celle qui a causé le plus de surprise. Contrairement à nos attentes, la relation entre le pourcentage de personnes mariées dans la population en âge de travailler et les divers taux de lésions s'est avérée positive. En fait, notre raisonnement de départ était le suivant. Les gens mariés ont généralement plus de responsabilités (par exemple, subvenir aux besoins des enfants, les dettes à payer, etc.) et sont, dans une certaine mesure, plus âgés. Tous ces éléments font d'eux des personnes craignant le risque. Par conséquent, leur probabilité de se blesser sur les lieux de travail devrait être moindre que celle des

célibataires. Or, il n'en est pas le cas.

La théorie de la production domestique offre une possibilité d'explication⁵⁴. L'objectif de cette théorie réside dans la compréhension du comportement économique des ménages. En résumé, il y est dit que compte tenu des coûts et des bénéfices à travailler à l'extérieur, l'individu ayant moins de scolarité ou d'expérience sera celui qui s'occupera de la production domestique. Au cours des dernières décennies, de plus en plus de femmes se sont scolarisées et ont fait par la suite leur entrée sur le marché du travail. Ainsi, l'image du couple conventionnel où le mari travaille et la femme demeure à la maison est profondément modifiée puisqu'il s'avère désormais avantageux pour les deux individus de travailler à l'extérieur de la maison. Cette nouvelle activité génère évidemment une augmentation des bénéfices pour le ménage. En contrepartie, il semble tout aussi inévitable de constater une hausse des coûts (par exemple, les frais de gardiennage, d'entretien et de transport, etc.). Or, pour l'individu marié et souffrant d'une lésion professionnelle dont la gravité n'est pas extrême mais requiert une absence du

⁵⁴

Une autre explication serait possible par le biais des externalités. Le fait d'être accidenté serait plus facile à assumer pour un travailleur marié puisqu'il pourra jusqu'à un certain point se fier sur son conjoint, soit pour l'aider durant sa convalescence, soit pour assurer le déroulement normal des activités du ménage.

travail, la continuité de son revenu est assurée par une indemnité de remplacement; de même que le ménage ne cesse de bénéficier du revenu du conjoint. Rappelons aussi que depuis janvier 1979, cette indemnité s'élève à 90 % du salaire net. Par conséquent, cette modification de la compensation favorise de manière explicite le travailleur marié dont la charge familiale est, la plupart du temps, plus élevée. Parallèlement, nous constatons aussi que certains coûts reliés au travail disparaissent. En conclusion, pour un revenu total sensiblement identique, le bien-être du couple se voit augmenter. Étant donné qu'il en coûte moins cher pour le travailleur marié de subir une lésion professionnelle entraînant une perte de temps, celui-ci peut réduire ses activités d'auto-protection non seulement parce que la nouvelle législation assure un meilleur environnement de travail mais aussi parce qu'il dispose d'un incitatif financier pour le faire. Cet incitatif serait moins prédominant dans le cas d'un travailleur célibataire.

L'examen des tableaux IX et X renforce l'explication fournie ci-haut. Ainsi, nous constatons que la variable indépendante P_{mari} performe mieux dans le modèle où la variable dépendante est le taux de lésions avec perte de temps. Bien que dans les deux types de taux de lésions la relation positive persiste, la statistique t indique

l'absence de significativité en ce qui concerne le taux de lésions sans perte de temps (test $t = 0.986$). Par contre, le caractère significatif de la relation entre le pourcentage de personnes mariées au sein de la population en âge de travailler et le taux de lésions avec perte de temps s'avère hautement explicite (test $t = 4.409$). L'étude des coefficients obtenus rend encore plus évident cette distinction entre les deux taux de lésions. Advenant une augmentation d'un point de pourcentage (1 %) des personnes mariées dans la population en âge de travailler, le taux de lésions sans perte de temps augmente approximativement d'une valeur minime de 0.00273 tandis que le taux de lésions avec perte de temps s'accroît d'une valeur de 0.01382. Il est à souligner que l'impact positif de l'état civil sur le taux des lésions requérant une absence de travail est de cinq fois supérieur à celui où il s'agit de lésions professionnelles n'exigeant aucun répit. En rapport avec le taux de lésions totales, le tableau XI démontre que la relation fortement significative avec le taux de lésions avec perte de temps supplante la mince liaison avec le taux de lésions sans perte de temps, le test t étant évalué à 4.208. Pareillement aux autres variables explicatives, le coefficient de la variable P_{mari} (0.01655) est constitué de la somme des deux coefficients obtenus avec les taux de lésions séparés.

Afin de mieux concevoir l'importance des variables socio-démographiques (P_{mari} , P_{35} et P_{cbleu}) sur les divers taux de lésions, nous avons utilisé la méthode retenue lors de l'étude du taux de chômage avec, cependant, quelques différences. Étant donné que cette variable indépendante reflétait des cycles économiques, nous avons procédé par l'addition et la soustraction de l'écart-type par rapport à la moyenne statistique. Or, les variables socio-démographiques ne se comportent pas de la même manière. Au contraire, elles démontrent plutôt un comportement dit tendanciel à l'exception de la variable P_{mari} que nous qualifions de quasi-stationnaire.

La procédure choisie est la suivante. Il s'agit de déterminer les valeurs minimales et maximales de chaque variable socio-démographique et de les multiplier par les coefficients générés par les régressions linéaires. Par la suite, nous calculons la différence qui existe entre ces deux résultats. Celle-ci nous donne une indication quant au changement qui se produit au niveau de chacun des taux de lésions et qui est associé aux modifications survenues à une variable socio-démographique donnée. La dernière étape consiste à établir le pourcentage que cette différence représente par rapport à la moyenne statistique des taux de lésions professionnelles.

Pour en revenir à la variable P_{mari} , le tableau XIII nous fait part des résultats de la démarche expliquée ci-haut. Nous remarquons que les variations du pourcentage de personnes mariées dans la population en âge de travailler entraînent une fluctuation du taux de lésions avec perte de temps s'évaluant approximativement à 0.01318. Ceci constitue une proportion de 28.33 % de la moyenne de ce taux de lésions ($(0.013184 \times 100) / 0.0465451 = 28.33 \%$). L'influence de la variable P_{mari} est beaucoup plus faible sur le taux de lésions sans perte de temps. Les modifications qui se produisent dans le pourcentage de personnes mariées expliquent une mince fluctuation du taux de lésions sans perte de temps de l'ordre de 0.00261. Par rapport à la moyenne statistique de ce taux de lésions, cette valeur ne représente qu'une proportion de 4.81 % ($(0.002605 \times 100) / 0.0541513 = 4.81 \%$). Au niveau du taux de lésions totales, nous constatons que l'impact produit suite aux variations de la variable P_{mari} s'échelonne à 0.01579. En termes de proportion par rapport à la moyenne statistique du taux de lésions, cet impact représente une valeur de 15.68 %, démontrant encore une fois la dualité qui existe entre les deux composantes de ce taux ($(0.015789 \times 100) / 0.100696 = 15.68 \%$).

Une dernière remarque s'impose. Au cours de l'analyse nous avons observé que la relation entre l'état civil et le taux

Tableau XIII Impact de l'état civil sur les différents taux de lésions

Taux de lésions	TXAPE	TXSPE	TXTOE
État civil			
(1) Minimum état civil (61.1063 %)	0.844550	0.166880	1.011425
(2) Maximum état civil (62.0602 %)	0.857734	0.169485	1.027214
(3) Différence (2) - (1)	0.013184	0.002605	0.015789
Moyenne des taux de lésions	0.0465451	0.0541513	0.100696
Écart-types des taux de lésions	0.0190734	0.00506474	0.0223229

de lésions avec perte de temps en était une d'importance si nous en jugeons d'après l'ampleur du coefficient généré par la régression linéaire (tableau IX). Cependant, la quasi-stabilité de la variable P_{mari} a pour effet de diminuer grandement les fluctuations du taux de lésions causées par cette dernière. Une telle conclusion démontre la nécessité de porter l'analyse au-delà de l'examen des coefficients obtenus et d'effectuer des calculs simples mais essentiels à une bonne compréhension du phénomène étudié.

C) Pourcentage de la population active expérimentée âgée de plus de 35 ans (P35)

L'élément majeur qui distingue les coefficients de cette variable est sûrement leur grande significativité et ce, qu'il s'agisse autant des taux de lésions avec ou sans perte de temps que du taux de lésions totales. Chacun des coefficients obtenus recueille respectivement des tests t de -6.138, -4.742 et -8.229. Il va sans dire que ces résultats dépassent amplement les valeurs critiques aux seuils de 10 % (-1.746) et de 5 % (-2.120). Aussi sommes-nous en mesure à partir de ces prémisses d'avancer l'hypothèse selon laquelle l'âge serait une des variables explicatives où la dualité et la différence de comportement entre le taux de lésions avec perte de temps et le taux de

lésions sans perte de temps seraient pratiquement absentes. Cependant, une telle affirmation ne veut pas dire que les coefficients et les impacts devraient être équivalents entre ces deux types de taux de lésions professionnelles.

La relation négative entre le pourcentage de la population active expérimentée âgée de 35 ans et plus et les différents taux de lésions ne s'avère guère étonnante. En fait, trois facteurs contribueraient en faveur d'une telle relation. D'abord, les travailleurs appartenant à cette catégorie d'âge ont habituellement intégré depuis un bon bout de temps le marché du travail et sont, par conséquent, plus susceptibles d'avoir une expérience de travail considérable. Cette dernière leur permettrait de mieux connaître l'environnement de travail et d'éviter les situations de risque. Deuxièmement, il serait fort probable qu'avec l'âge apparaisse un comportement favorisant la prudence et l'aversion face au risque. Le troisième facteur est quelque peu relié au premier et concerne les règles d'ancienneté. Ainsi, pouvons-nous observer dans les conventions collectives une clause favorisant les travailleurs les plus anciens afin d'obtenir un poste bien que souvent certaines d'entre elles y ajoutent le critère de la compétence. Aussi serait-il possible de s'imaginer de nombreuses situations où les travailleurs avec ancienneté postulent sur les emplois démontrant de très bonnes condi-

tions de travail et obtiennent évidemment ces derniers. Par conséquent, une plus grande concentration de travailleurs plus âgés détiendraient des postes moins dangereux, ce qui expliquerait en partie un plus faible taux de lésions professionnelles chez eux.

Hormis la variable P_{mari} , le coefficient qui accompagne la relation entre l'âge et le taux de lésions avec perte de temps est celui qui présente le plus d'ampleur (tableau IX). En fait, une augmentation d'un point de pourcentage (1 %) des travailleurs âgés de 35 ans et plus entraîne une diminution approximative de 0.00982 du taux de lésions avec perte de temps. Bien que considérable, cette réduction ne serait que de 0.00670 dans le cas du taux de lésions sans perte de temps (tableau X). Le tout implique donc un coefficient de l'ordre de 0.01652 en ce qui regarde la relation entre la variable P_{35} et le taux de lésions totales.

L'étude du tableau XIV permet de tirer davantage de renseignements quant à l'implication de la variable P_{35} comme déterminant des divers taux de lésions. En ce qui concerne le taux de lésions avec perte de temps, les variations qui se sont produites au niveau de la variable âge ont provoqué une fluctuation de ce taux s'évaluant à 0.04260, soit une proportion de 91.52 % de sa moyenne

Tableau XIV Impact de l'âge sur les différents taux de lésions

Taux de lésions Âge	TXAPE	TXSPE	TXTOE
1) Minimum âge (46.7485 %)	-0.458884	-0.313200	-0.772084
(2) Maximum âge (51.0883 %)	-0.501484	-0.342275	-0.843759
(3) Différence (2) - (1)	-0.042600	-0.029075	-0.071675
Moyenne des taux de lésions	0.0465451	0.0541513	0.100696
Écart-types des taux de lésions	0.0190734	0.00506474	0.0223229

statistique $((0.042600 \times 100) / 0.0465451 = 91.52 \%)$. Un tel résultat tend à indiquer un rôle très important de l'âge dans la détermination du taux de lésions avec perte de temps. Par ailleurs, ces mêmes variations de cette catégorie de travailleurs ont entraîné une fluctuation de 0.02908 du taux de lésions sans perte de temps, ce qui constitue une proportion de 53.69 % de la moyenne de celui-ci $((0.029075 \times 100) / 0.0541513 = 53.69 \%)$. En ce qui a trait au taux de lésions totales, les changements survenus dans la composition démographique de la main-d'oeuvre a résulté en une fluctuation de 0.07168 de ce taux de lésions, ce qui représente une proportion moyenne de 71.18 % de sa moyenne statistique $((0.071675 \times 100) / 0.100696 = 71.18 \%)$.

L'analyse de l'impact négatif de l'âge sur les taux de lésions se réalise plus adéquatement si nous observons les tendances qui se sont produites au cours des dernières décennies⁵⁵. Nous constatons que les années 60 et 70 ont été marquées par une baisse constante du pourcentage de la population active expérimentée âgée de 35 ans et plus. Puis, nous constatons un renversement de la tendance à partir des années 80. Ces mouvements s'expliqueraient en grande partie par le choc démographique causé par la venue

⁵⁵

Voir le tableau XIVA à l'annexe A.

des "baby-boomers". Cette cohorte importante du marché du travail est celle qui a atteint l'âge de 35 ans et plus dans les années récentes. Deux conclusions peuvent être tirées de ce schéma. Premièrement, la démographie du marché du travail québécois a favorisé l'accroissement des taux de lésions professionnelles au cours des années 60 et 70. En second lieu, cette même démographie contribue aujourd'hui à réduire l'avènement d'accidents de travail. De plus, le faible taux de natalité du Québec laisse envisager un renforcement de cette nouvelle tendance pour la fin de la décennie 80, de même que pour les années subséquentes.

D) Pourcentage de la population active expérimentée cols bleus (Pcbleu)

L'examen des coefficients de la variable Pcbleu aux tableaux IX et X démontre sans ambiguïté comment il était important d'effectuer des régressions différentes pour les taux de lésions avec et sans perte de temps. En effet, la relation entre le pourcentage de la population active expérimentée cols bleus et le taux de lésions avec perte de temps s'avère positive tandis que celle entre ce même pourcentage et le taux de lésions sans perte de temps présente un signe négatif. Ainsi, les travailleurs qui

exercent une profession cols bleus auraient davantage de lésions requérant une absence du travail mais éviteraient beaucoup plus facilement les lésions bénignes.

Fournir une explication valable à une telle différence de comportement peut s'avérer une entreprise difficile à réaliser. Cependant, une étude plus approfondie de la variable Pcb Bleu peut nous aider à résoudre le dilemme. Tel que nous l'avons déjà mentionné au cours de la section méthodologique, la variable Pcb Bleu refléterait différents aspects de la main-d'oeuvre: une scolarisation réduite et une utilisation fréquente de la machinerie. Or, ces aspects seraient directement associés à la sévérité des lésions. Autrement dit, les caractéristiques qui entourent la main-d'oeuvre col bleu font en sorte que cette catégorie de travailleurs s'expose aux dangers les plus grands. Notre hypothèse est donc la suivante. Une très forte proportion des individus subissant une lésion professionnelle avec perte de temps - voire même la majorité des travailleurs ainsi accidentés - occuperait un emploi col bleu. En contrepartie, il se pourrait qu'une telle concentration ne s'exerce pas dans le cas des lésions professionnelles sans perte de temps. Plus précisément, nous songeons ici au personnel de bureau, de la vente ou encore aux professionnels qui eux, occuperaient des postes où les petits incidents seraient beaucoup plus fréquents.

Par conséquent, la concentration d'un groupe particulier serait beaucoup plus difficile à examiner ou bien se pourrait-il que l'ensemble de ces catégories de travailleurs représentent la majorité de ceux qui subissent les accidents de travail sans perte de temps. Dans de telles circonstances, la relation négative entre les variables P_{cbleu} et T_{xspe} ne s'avère guère étonnante. Force nous est d'avouer que notre explication ne relève que du domaine spéculatif. Ainsi, une vérification s'imposerait-elle par ceux qui s'intéressent d'une manière beaucoup plus poussée à la détermination des accidents de travail sous l'angle particulier des professions.

En ce qui a trait à la qualité de la relation entre la variable P_{cbleu} et les divers taux de lésions, rappelons que le test t s'avère beaucoup plus fort dans le cas du taux de lésions sans perte de temps, cette statistique (-3.802) dépassant facilement les valeurs critiques aux seuils de 10 % (-1.746) et de 5 % (-2.120). Dans le cas du taux de lésions avec perte de temps, le test t (1.803) n'est réussi qu'au seuil de 10 %. La dualité qui ressort par la comparaison des deux coefficients entraîne la non-significativité du test t (-1.240) du coefficient de la variable P_{cbleu} lorsqu'il est question du taux de lésions totales et ce, quelque soit le seuil retenu.

La conclusion que nous avons retirée ci-haut a tendance à se confirmer si nous observons l'amplitude des coefficients obtenus par les régressions linéaires. Nous constatons que le coefficient de la variable Pcb Bleu est quasiment deux fois plus grand en termes absolus dans le cas du taux de lésions sans perte de temps comparativement au coefficient de la régression avec Txape comme variable dépendante. Ainsi, une variation d'un point de pourcentage (1 %) de la main-d'oeuvre col bleu du Québec provoque une baisse de la variable Txspe de l'ordre de 0.00829 et entraîne une hausse de 0.00445 de la variable Txape. La somme de ces valeurs (-0.00384) équivaut au coefficient de la variable Pcb Bleu dans la détermination du taux de lésions totales.

Le tableau XV témoigne de l'importance de la profession dans la détermination des taux de lésions professionnelles. Au cours des années, une fluctuation approximative de 0.03953 s'est produite au niveau du taux de lésions avec perte de temps et s'explique essentiellement par les modifications survenues dans les structures professionnelles. En terme relatifs, ceci constitue une valeur de 84.93 % de la moyenne statistique de ce même taux de lésions ($(0.0039531 \times 100) / 0.0465451 = 84.93 \%$). Le fait le plus marquant se trouve toutefois au niveau du taux de lésions sans perte de temps. En effet, les changements observés dans la variable Pcb Bleu et l'ampleur du coeffi-

Tableau XV Impact de la profession sur les différents taux de lésions

Taux de lésions Profession	TXAPE	TXSPE	TXTOE
1) Minimum profession (28.1996 %)	0.125443	-0.233707	-0.108264
(2) Maximum profession (37.0862 %)	0.164974	-0.307355	-0.142381
(3) Différence (2) - (1)	0.039531	-0.073648	-0.034117
Moyenne des taux de lésions	0.0465451	0.0541513	0.100696
Écart-types des taux de lésions	0.0190734	0.00506474	0.0223229

cient font en sorte qu'une fluctuation s'élevant à 0.07365 s'est réalisée dans le taux de lésions sans perte de temps. Or, une telle fluctuation correspond à une valeur de 136.00 % de la moyenne statistique de ce taux ($(0.073648 \times 100) / 0.0541513 = 136.00 \%$). Par rapport au taux de lésions totales, sa fluctuation de 0.03412 due aux changements professionnels représente une valeur de l'ordre de 33.88 % de la moyenne du taux de lésions. Ce pourcentage moyen s'explique encore une fois par les différences de comportement entre les variables Txspe et Txape.

D'après ces résultats, nous sommes en mesure de conclure que l'âge et la profession sont les plus grands déterminants des taux de lésions parmi les variables économiques et socio-démographiques retenues pour expliquer l'évolution en série chronologique des taux de lésions professionnelles.

Il nous semble fort pertinent de mentionner que la variable Pcbleu suit une tendance continue à la baisse au cours du temps⁵⁶. Le pourcentage de la population active expérimentée cols bleus diminue graduellement et est passée de 37.0862 % en 1962 à 28.1996 % en 1984. Ainsi pouvons-nous conclure à partir de cet indice à la tertiarisation de

⁵⁶

Voir le tableau XVA à l'annexe A.

l'économie québécoise laissant place à de plus en plus d'emplois dans les professions de bureau, de vente et de services en général. Ces changements structurels favoriseront la réduction des situations de risque les plus graves, améliorant par conséquent la qualité de l'environnement du travail. Par ailleurs, nos régressions laissent envisager une augmentation des lésions bénignes. Cependant, une telle hausse ne devrait pas alarmer les autorités gouvernementales à cause du moindre coût qu'elles représentent et des conséquences moins fâcheuses qu'elles provoquent aux travailleurs.

E) Assujettissement et période d'attente (Couv2)

Les résultats concernant la variable Couv2 reflètent, eux aussi, cette notion de dualité dont nous avons amplement discutée au cours de la présente section du texte. En effet, l'assujettissement à la Loi des accidents du travail du Québec et les ajustements au niveau de la période d'attente auraient eu comme incidences l'accroissement du taux de lésions avec perte de temps et la diminution du taux de lésions sans perte de temps. D'ailleurs, les coefficients associés à cette variable explicative en témoignent étant donné leurs valeurs respectives de 0.004692 et de -0.00700, telles qu'indiquées aux tableaux IX et X. Les

tests t ont tendance à confirmer la qualité ou fiabilité de ces relations distinctes. Ceux-ci s'évaluent à 2.129 et -3.595, ce qui dépasse les valeurs critiques aux seuils de 10 % et 5 %. Notons cependant que la statistique student qui accompagne la relation Couv2 et Txape n'est que légèrement supérieure à la valeur critique au seuil de 5 % (2.129 versus 2.120). Les forces contradictoires dans la détermination des taux de lésions avec et sans perte de temps nous amènent à observer un faible coefficient négatif (-0.00231) en ce qui a trait à la relation entre les variables Couv2 et Txtoe. Un même constat prévaut au sujet du test t. Ce dernier correspond à une valeur non-significative de -0.834, ce qui nous empêche d'apporter une conclusion intéressante au phénomène étudié.

Pareillement aux autres variables explicatives, un simple examen des coefficients ne nous renseigne pas suffisamment sur le rôle de la variable Couv2 dans la détermination des divers taux de lésions. Par conséquent, nous avons construit trois tableaux où l'impact de cette variable est évalué en multipliant un coefficient donné selon l'importance que revêtent l'assujettissement et la période d'attente au cours des années. L'impact se définit donc comme étant la variation (augmentation ou diminution) cumulative d'un taux de lésions donné qui est essentiellement due au poids de la variable Couv2. Par la suite, nous

comparons chacun de ces impacts ainsi calculés à une base de référence. Étant donné que la variable Couv2 prend de l'importance à partir de l'année 1962, nous calculons le pourcentage que représente la variation du taux de lésions par rapport au taux qui a été observé en 1961 (base de référence), soit un an avant la mise en vigueur des changements législatifs qui nous préoccupent.

Le tableau XVI nous présente les premiers résultats de l'application de cette démarche. Nous y constatons que le poids maximum de la variable Couv2 (valeur 12) est responsable d'une augmentation du taux de lésions avec perte de temps de l'ordre de 0.056306, ce qui constitue une proportion de plus de 300 % de la base de référence. Autrement dit, l'élargissement de l'assujettissement et la réduction de la période d'attente a entraîné une hausse du taux de lésions avec perte de temps d'environ trois fois supérieure au taux qui était observé en 1961. Ce résultat peut paraître exagéré. Cependant, il faut noter que les deux types de changements législatifs qui se sont produits au cours des dernières décennies influencent le taux de lésions avec perte de temps dans le même sens. En effet, si le système d'assurance protège davantage de travailleurs,

Tableau XVI Impact de l'assujettissement et de la période d'attente sur le taux de lésions avec perte de temps.

Tendance	Taux de lésions avec perte de temps	Impact sur TXAPE (coefficient X tendance)	TXAPE Année 61 Base de référence	Impact en % de la base de référence
1	0.004692	0.018584	25.2 %	
2	0.009384	0.018584	50.5 %	
3	0.014077	0.018584	75.7 %	
4	0.018769	0.018584	101.0 %	
5	0.023461	0.018584	126.2 %	
6	0.028153	0.018584	151.5 %	
7	0.032845	0.018584	176.7 %	
8	0.037537	0.018584	202.0 %	
9	0.042230	0.018584	227.2 %	
10	0.046922	0.018584	252.5 %	
11	0.051614	0.018584	277.7 %	
12	0.056306	0.018584	303.0 %	

nous pouvons facilement prédire un accroissement des lésions professionnelles. De même, si le législateur réduit le nombre de journées non-compensées à la suite d'un accident de travail, il provoque automatiquement une hausse du nombre de lésions professionnelles dites avec perte de temps.

Le tableau XVII nous informe sur la nature de l'impact de la variable Couv2 sur le taux de lésions sans perte de temps. Nous observons que la valeur maximale de cette variable explicative entraîne une réduction du taux de lésions sans perte de temps qui se chiffre à -0.083986 , soit une proportion s'évaluant à 194.7% du taux de lésions sans perte de temps de l'année 1961. Cet impact proportionnel est quelque peu différent de celui observé ci-haut. En fait, contrairement au taux de lésions avec perte de temps, les deux types de changements législatifs interviennent dans des sens opposés. L'assujettissement contribue à accroître n'importe quel taux de lésions mais la réduction de la période d'attente provoque la diminution du nombre de lésions professionnelles dites sans perte de temps. Toutefois, les résultats indiqueraient la prédominance du deuxième facteur législatif sur le premier. Le tableau XVIII présente l'impact de la variable Couv2 sur le taux de lésions totales. Les résultats conjuguent les différentes influences de cette variable explicative sur

Tableau XVII Impact de l'assujettissement et de la période d'attente sur le taux de lésions sans perte de temps.

Tendance	Taux de lésions sans perte de temps	Impact sur TXSPE (coefficient X tendance)	TXSPE Année 61 Base de référence	Impact en % de la base de référence
	1	-0.006999	0.043130	-16.2 %
	2	-0.013998	0.043130	-32.5 %
	3	-0.021000	0.043130	-48.7 %
	4	-0.028000	0.043130	-64.9 %
	5	-0.034994	0.043130	-81.1 %
	6	-0.041993	0.043130	-97.4 %
	7	-0.048992	0.043130	-113.6 %
	8	-0.055991	0.043130	-129.8 %
	9	-0.062990	0.043130	-146.0 %
	10	-0.069989	0.043130	-162.3 %
	11	-0.076987	0.043130	-178.5 %
	12	-0.083986	0.043130	-194.7 %

Tableau XVIII Impact de l'assujettissement et de la période d'attente sur le taux de lésions totales.

Tendance	Taux de lésions totales	Impact sur TXTOE (coefficient X tendance)	TXTOE Année 61 Base de référence	Impact en % de la base de référence
	1	-0.002307	0.061713	-3.7 %
	2	-0.004613	0.061713	-7.5 %
	3	-0.006920	0.061713	-11.2 %
	4	-0.009227	0.061713	-15.0 %
	5	-0.011533	0.061713	-18.7 %
	6	-0.013840	0.061713	-22.4 %
	7	-0.016147	0.061713	-26.2 %
	8	-0.018453	0.061713	-29.9 %
	9	-0.020760	0.061713	-33.6 %
	10	-0.023067	0.061713	-37.4 %
	11	-0.025373	0.061713	-41.1 %
	12	-0.027680	0.061713	-44.9 %

les taux de lésions avec et sans perte de temps. Ainsi, le poids maximum de la variable Couv2 est responsable d'une variation négative de l'ordre de -0.027680 du taux de lésions totales. Par rapport à la base de référence, cette diminution représente une proportion de 44.9 %.

Bien que la variable Couv2 soit de nature législative, elle ne constitue pas le centre d'intérêt de notre étude. En effet, ses principales composantes se réfèrent plutôt à la Loi des accidents du travail du Québec. L'examen de la variable Spline représente cet intérêt, celle-ci nous renseignant sur les impacts de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec.

F) Mise en vigueur de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec (Spline)

La conclusion majeure qui se dessine à partir de l'examen des tableaux IX, X et XI est évidemment celle concernant les impacts non désirés de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur les divers taux de lésions. En effet, nous remarquons que l'application de cette loi a généré une augmentation de tous les taux de lésions retenus. En plus d'être positifs, nous constatons aussi une forte significativité des coefficients obtenus.

Le tableau IX indique que le coefficient qui ressort de la relation entre les variables Spline et Txape s'évalue à environ 0.00493. Le test t de 4.903 dépasse fortement les valeurs critiques aux seuils de 10 % (1.746) et 5 % (2.120), ce qui signifie que nous sommes devant une relation ne présentant aucune ambiguïté par rapport à sa significativité. Au tableau X, un schéma quelque peu semblable se dessine entre les variables Spline et Txspe. Cependant, le coefficient produit par la régression a moins d'ampleur avec une valeur approximative de 0.00315. Le test t de 3.541 justifie toutefois la confiance que nous avons dans ces résultats.

Tel que mentionné au cours de la dernière division du cadre théorique et malgré l'impact positif de la loi sur les taux de lésions avec et sans perte de temps, il semblerait que les standards mis en vigueur par la loi 17 seraient davantage axés sur la fréquence des accidents de travail et non sur leur sévérité puisque le coefficient de la variable Spline lors de la régression avec le taux de lésions sans perte de temps est plus petit que celui de la régression avec le taux de lésions avec perte de temps. Ce commentaire relève toutefois du domaine spéculatif que des études subséquentes à la nôtre pourront vérifier. Pour l'instant, une telle interprétation servait surtout à faire un rapprochement entre nos résultats empiriques et la théorie de

Currington.

Les deux coefficients présentés ci-haut s'additionnent pour former celui qui détermine la relation entre les variables Spline et Txtoe. Par conséquent, ce coefficient correspond à une valeur de 0.00808, ce qui est d'ailleurs indiqué au tableau XI. De plus, le test t de 6.400 nous permet de conclure à la significativité du coefficient en question.

Les relations positives qui s'établissent entre la variables Spline et les différents taux de lésions étonnent grandement, l'objectif de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec étant l'élimination du danger à la source. Pourtant, la théorie offre plusieurs explications quant aux différents aspects que peuvent revêtir les impacts législatifs. En fait, nous avons relevé deux hypothèses qui expliqueraient le genre de relation que nous avons obtenue à l'aide de l'économétrie.

La première concerne le système légal d'indemnisation. Ainsi, il serait probable qu'un tel constat indiquerait un rôle important des effets pervers de l'indemnisation dans la détermination des taux de lésions et, par conséquent, qu'il s'avérerait possible que nos tests économétriques capteraient les implications de la mise en vigueur en 1978 et 1979 de certaines recommandations du rapport Riverin

(1975). Rappelons que ce rapport prévoyait des modifications à la Loi des accidents du travail du Québec qui pourraient faciliter aux travailleurs les démarches à entreprendre en cas de lésions professionnelles et amoindrir, dans certains cas, le coût de tels événements.

Une seconde hypothèse serait celle associée à la théorie de Viscusi. Les coefficients positifs pourraient laisser envisager la diminution des activités ou des efforts de prévention exercés par les travailleurs lorsqu'une législation oblige les employeurs à s'impliquer davantage dans la salubrité de l'environnement du travail. Par conséquent, nos résultats auraient tendance à indiquer que les actions des travailleurs comptent beaucoup plus en terme d'efficacité que celles entreprises par les employeurs afin d'éviter les accidents du travail. Si les efforts des travailleurs n'étaient pas aussi efficaces que les actions patronales, nous aurions plutôt observé une relation négative entre la variable Spline et les différents taux de lésions. Or, il n'en est pas ainsi. La réalité indique que les actions patronales de prévention ne seraient pas aussi bien adaptées au milieu de travail que celles déployées par les travailleurs. Le signe positif des coefficients pourraient donc s'interpréter de la manière suivante. Les actions patronales n'étant pas adaptées à la situation, elles ne réussissent pas à combler le retrait des efforts préventifs

des travailleurs.

D'après nous, il se pourrait que ces deux hypothèses aient simultanément un rôle à jouer dans la détermination des taux de lésions professionnelles. Dissocier ces deux aspects constitue un nouveau mandat qui, de toute évidence, démontre le besoin de recherches plus poussées afin de répondre aux interrogations qui ressortent de notre étude.

Pareillement à la variable Couv2, nous avons voulu comparer l'impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur les divers taux de lésions par rapport à une base de référence. Dans ce cas-ci, les poids associés à la variable législative prennent des valeurs variant de 1 à 5 et la base de référence choisie est celle des taux de lésions de l'année 1979, c'est-à-dire, les taux réalisés presque un an avant la mise en vigueur réelle de la loi 17. Les tableaux XIX, XX et XXI renferment les résultats de cette démarche.

Le tableau XIX indique qu'au plus fort de la loi - la variable Spline possède alors un poids de 5-, le taux de lésions avec perte de temps a été majoré d'une valeur de 0.02467, ce qui représente une hausse relative d'environ 37 % du taux de référence. Au tableau XX, nous constatons

Tableau XIX Impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur le taux de lésions avec perte de temps au cours des années 1980 à 1984.

Taux de lésions avec perte de temps Années (poids)	Impact (coefficient X Spline)	TXAPE Année 79 Base de référence	Impact en % de la base de référence
1980 (1)	0.004934	0.0665094	7.4 %
1981 (2)	0.009868	0.0665094	14.8 %
1982 (3)	0.014802	0.0665094	22.3 %
1983 (4)	0.019736	0.0665094	29.7 %
1984 (5)	0.024670	0.0665094	37.1 %

Tableau XX Impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur le taux de lésions sans perte de temps au cours des années 1980 à 1984.

Taux de lésions avec perte de temps Années (poids)	Impact (coefficient X Spline)	TXSPE Année 79 Base de référence	Impact en % de la base de réfé- rence
1980 (1)	0.003148	0.0581753	5.4 %
1981 (2)	0.006295	0.0581753	10.8 %
1982 (3)	0.009443	0.0581753	16.2 %
1983 (4)	0.012591	0.0581753	21.6 %
1984 (5)	0.015739	0.0581753	27.1 %

Tableau XXI Impact de la Loi sur la santé et la sécurité du travail sur le taux de lésions totales au cours des années 1980 à 1984.

Taux de lésions totales Années (poids)	Impact (coefficient X Spline)	TXTOE Année 79 Base de référence	Impact en % de la base de référence
1980 (1)	0.008082	0.124685	6.5 %
1981 (2)	0.016163	0.124685	13.0 %
1982 (3)	0.024245	0.124685	19.4 %
1983 (4)	0.032327	0.124685	25.9 %
1984 (5)	0.040408	0.124685	32.4 %

qu'à l'année 1984, le taux de lésions sans perte de temps a subi une hausse approximative de 0.01574. Ceci constitue une proportion de 27 % du taux de lésions sans perte de temps de l'année 1979. La différence entre les impacts relatifs (37 % versus 27 %) peut s'expliquer à l'aide de nos deux hypothèses. Premièrement, la moins grande complexité du système et sa plus grande générosité dans certains cas peuvent faire en sorte que les travailleurs soient "moins pressés" de retourner au travail suite à une lésion professionnelle. Deuxièmement, nous pouvons supposer que les travailleurs déployaient plus d'efforts préventifs lors de situations dangereuses et que la venue de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec a par conséquent plus affecté ce genre de pratiques, ce qui aurait entraîné une plus grande augmentation du taux de lésions avec perte de temps.

Le tableau XXI indique que le poids maximum de la loi a provoqué un accroissement de 0.04041 du taux de lésions totales, ce qui représente une proportion approximative de l'ordre de 32 % de la base de référence. Encore une fois, les résultats obtenus pour le taux de lésions totales démontrent les influences distinctes qui proviennent des taux de lésions avec et sans perte de temps.

Les divisions qui suivent explorent davantage le choc législatif enregistré au début des années 80. Elles permettront de vérifier certaines conclusions que nous avons retirées au cours de la présente division.

5.2 Deuxième étape

Rappelons que la deuxième étape vise à comparer, sur les années 1980 à 1984, les observations réelles des différents taux de lésions aux prévisions découlant de notre modèle économétrique, sans la variable Spline, sur un échantillon d'observations qui reflète la période d'avant-loi 17 (années 1962 à 1979).

Les tableaux XXII, XXIII et XXIV présentent les régressions en moindres carrés ordinaires portant sur les années 1962 à 1979. De manière globale, nous constatons que notre modélisation continue de bien performer. Le tableau XXII nous fait part des résultats quant à la détermination du taux de lésions avec perte de temps. Nous y constatons de fortes valeurs en ce qui concerne les statistiques R^2 (0.9852), R^2 corrigé (0.9790) et Fisher (159.850). Cette dernière dépasse facilement les valeurs critiques de 3.11 (probabilité de 5 %) et de 5.06 (probabilité de 1 %). Les signes des coefficients sont identiques à ceux obtenus lors

Tableau XXII Régression m.c.o. sans la variable Spline,
années 1962-1979. Variable dépendante: TXAPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	-0.254087	0.224530	-1.132
Couv2	0.0100731	0.00283479	3.553
P35	-0.00954644	0.00178904	-5.336
Pmari	0.00555364	0.00443470	1.252
Pcbleu	0.0114149	0.00348628	3.274
Txchoma	-0.00185839	0.000636405	-2.920

$R^2 = 0.9852$

$\bar{R}^2 = 0.9790$

Fisher = 159.850

Durbin-Watson = 2.1167

Somme des résidus au carré = 0.0000745851

Tableau XXIII Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962-1979. Variable dépendante: TXSPE

Variabes explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	0.837160	0.206724	4.050
Couv2	-0.00487259	0.00260998	-1.867
P35	-0.00874049	0.00164716	-5.306
Pmari	-0.00242915	0.00408301	-0.595
Pcbleu	-0.00483560	0.00320980	-1.507
Txchoma	-0.00201416	0.000585936	-3.438

$R^2 = 0.8644$

$\bar{R}^2 = 0.8079$

Fisher = 15.3031

Durbin-Watson = 2.1931

Somme des résidus au carré = 0.0000632244

Tableau XXIV

Régression m.c.o. sans la variable Spline,
années 1962-1979. Variable dépendante:
TXTOE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	0.583073	0.238421	2.446
Couv2	0.00520056	0.00301017	1.728
P35	-0.0182869	0.00189972	-9.626
Pmari	0.00312448	0.00470905	0.664
Pcbleu	0.00657934	0.00370196	1.777
Txchoma	-0.00387255	0.000675777	-5.731

$R^2 = 0.9881$

$\bar{R}^2 = 0.9831$

Fisher = 198.772

Durbin-Watson = 2.4292

Somme des résidus au carré = 0.0000840991

de la régression avec la variable Spline sur la période 1962-1984. Quant à la significativité de ces coefficients, nous remarquons que seule la variable P_{mari} ne se situe pas au-delà des nouvelles valeurs critiques aux seuils de 5 % et 10 % (1.782, 2.179 respectivement).

Par ailleurs, la statistique Durbin-Watson évaluée à 2.1167 se situe à droite de la borne supérieure des valeurs de la table (0.522, 1.803), ce qui témoigne de l'absence d'autocorrélation positive. Étant donné que notre statistique Durbin-Watson est au-dessus de la valeur 2, il faut s'informer quant à la présence possible d'autocorrélation négative. Pour ce faire, nous devons appliquer la règle suivante: 4- notre statistique Durbin-Watson. Par la suite, nous comparons ce résultat aux bornes de la table. L'application de ce test génère une valeur de 1.8833, ce qui dépasse la borne supérieure. En conclusion, il n'y a pas d'autocorrélation qui viendrait gêner la pertinence de nos coefficients.

Le tableau XXIII porte sur la régression avec le taux de lésions sans perte de temps comme variable dépendante. Notre modélisation explique une grande partie de la variance de cette variable. Les statistiques R^2 et R^2 corrigé sont respectivement de 0.8644 et 0.8079. De plus, la statistique Fisher de 15.3031 nous amène à conclure à la

significativité du modèle dans son ensemble. En ce qui a trait aux coefficients, nous remarquons que les signes de ces derniers s'avèrent identiques à ceux des coefficients présentés au tableau X, à l'exception de celui de la variable P_{mari} qui devient négatif mais demeure non-significatif. Le changement majeur réside à la perte de la significativité du coefficient de la variable P_{cbleu} . Quant à la possibilité d'autocorrélation de toutes sortes, la statistique Durbin-Watson évaluée à 2.1931 nous permet de rejeter cette hypothèse puisqu'elle est au-dessus de la borne supérieure pour le test d'autocorrélation positive et génère une valeur de 1.8069 se situant à droite de la borne supérieure lors de l'application du test d'autocorrélation négative.

Le tableau XXIV présente les résultats de la régression en ce qui a trait au taux de lésions totales. L'efficacité du modèle y est encore démontrée. Les coefficients de détermination R^2 et R^2 corrigé sont évalués respectivement à 0.9881 et 0.9831. La significativité du modèle dans son ensemble est reflétée par une statistique Fisher de l'ordre de 198.772. Par rapport à ce que nous avons observé au tableau XI, certains changements se sont produits quant aux signes et à la significativité de divers coefficients. D'abord, nous constatons que les variables C_{ouv2} et P_{cbleu} s'accompagnent de coefficients maintenant positifs. Puis,

nous observons que le coefficient de la variable P_{mari} n'est plus significatif. La statistique Durbin-Watson nous indique l'absence d'autocorrélation positive puisque sa valeur dépasse la borne supérieure (1.803). Cependant, l'application du test d'autocorrélation négative nous donne une valeur de 1.5708, ce qui se situe entre les bornes inférieure et supérieure. Devant une telle indétermination, nous avons effectué une régression du modèle par la méthode Cochrane-Orcutt. Les nouveaux résultats laissent apparaître une variation mineure des coefficients mais engendrent une valeur finale du rho qui s'avère toujours non-significative. Ainsi, nous nous en tiendrons à la régression par moindres carrés ordinaires.

Aux tableaux XXV, XXVI et XXVII se trouvent les comparaisons entre les observations réelles de 1980 à 1984 et les prévisions produites par les régressions décrites ci-haut. Les figures 13 à 15 illustrent d'ailleurs ces comparaisons. De manière générale, nous constatons qu'à partir de l'année 1982, il existe une différence notable entre la réalité et ce qui est prédit par une modélisation pourtant efficace et exempte d'effet législatif associé à la salubrité de l'environnement de travail. L'année 1984 est caractérisée par les plus grandes différences. En termes relatifs, celles-ci sont de l'ordre de 34.9 % pour le taux de lésions avec perte de temps, 27.5 % en ce qui concerne le taux de

Tableau XXV Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980-1984. Variable dépendante: TXAPE. Régression m.c.o.

Années	Valeurs observées	Prévisions	Différence	Différence en % de la valeur observée
1980	0.0704091	0.0665780	+0.0038311	5.4 %
1981	0.0740671	0.0770959	-0.0030288	-4.1 %
1982	0.0656339	0.0605797	+0.0050542	7.7 %
1983	0.0629894	0.0505407	+0.0124487	19.8 %
1984	0.0658483	0.0428867	+0.0229616	34.9 %

Tableau XXVI Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980-1984. Variable dépendante: TXSPE. Régression m.c.o.

Années	Valeurs observées	Prévisions	Différence	Différence en % de la valeur observée
1980	0.0583723	0.0623327	-0.0039604	-6.8 %
1981	0.0559890	0.0583941	-0.0024051	-4.3 %
1982	0.0545975	0.0484679	+0.0061296	11.2 %
1983	0.0558403	0.0454360	+0.0104043	18.6 %
1984	0.0618747	0.0448661	+0.0170086	27.5 %

Tableau XXVII Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980-1984.
Variable dépendante: TXTOE. Régression m.c.o.

Années	Valeurs observées	Prévisions	Différence	Différence en % de la valeur observée
1980	0.128781	0.128911	-0.00013	-0.1 %
1981	0.130056	0.135490	-0.005434	-4.2 %
1982	0.120231	0.109048	+0.011183	9.3 %
1983	0.118830	0.0959767	+0.0228533	19.0 %
1984	0.127723	0.0877529	+0.0399701	31.3 %

Figure 13
Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions

Années 1980 à 1984

321

Variable: TXAPE

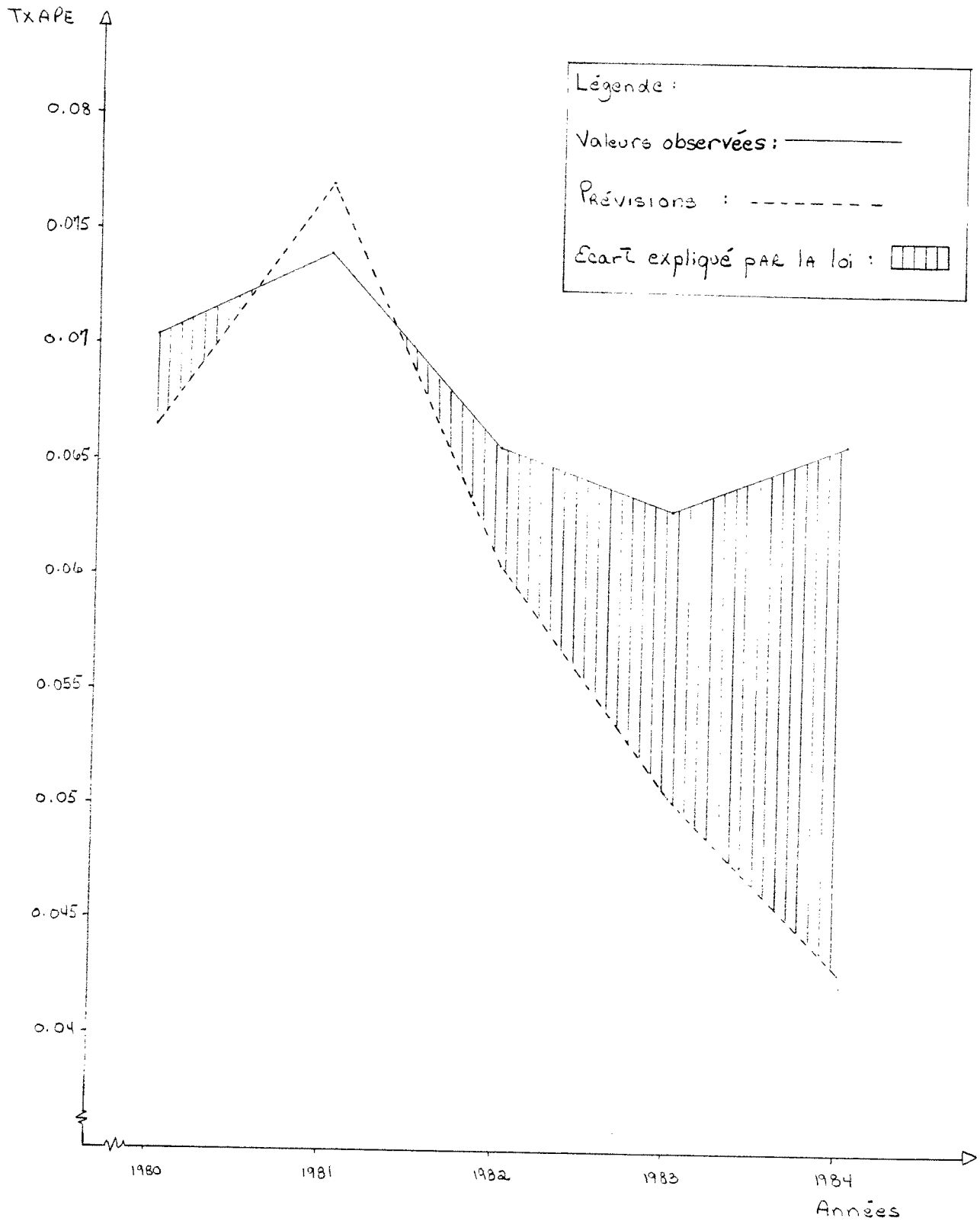


Figure 14
Comparaison entre les Valeurs observées et les prévisions

Années 1980 à 1984

322

Variable: TXSPE

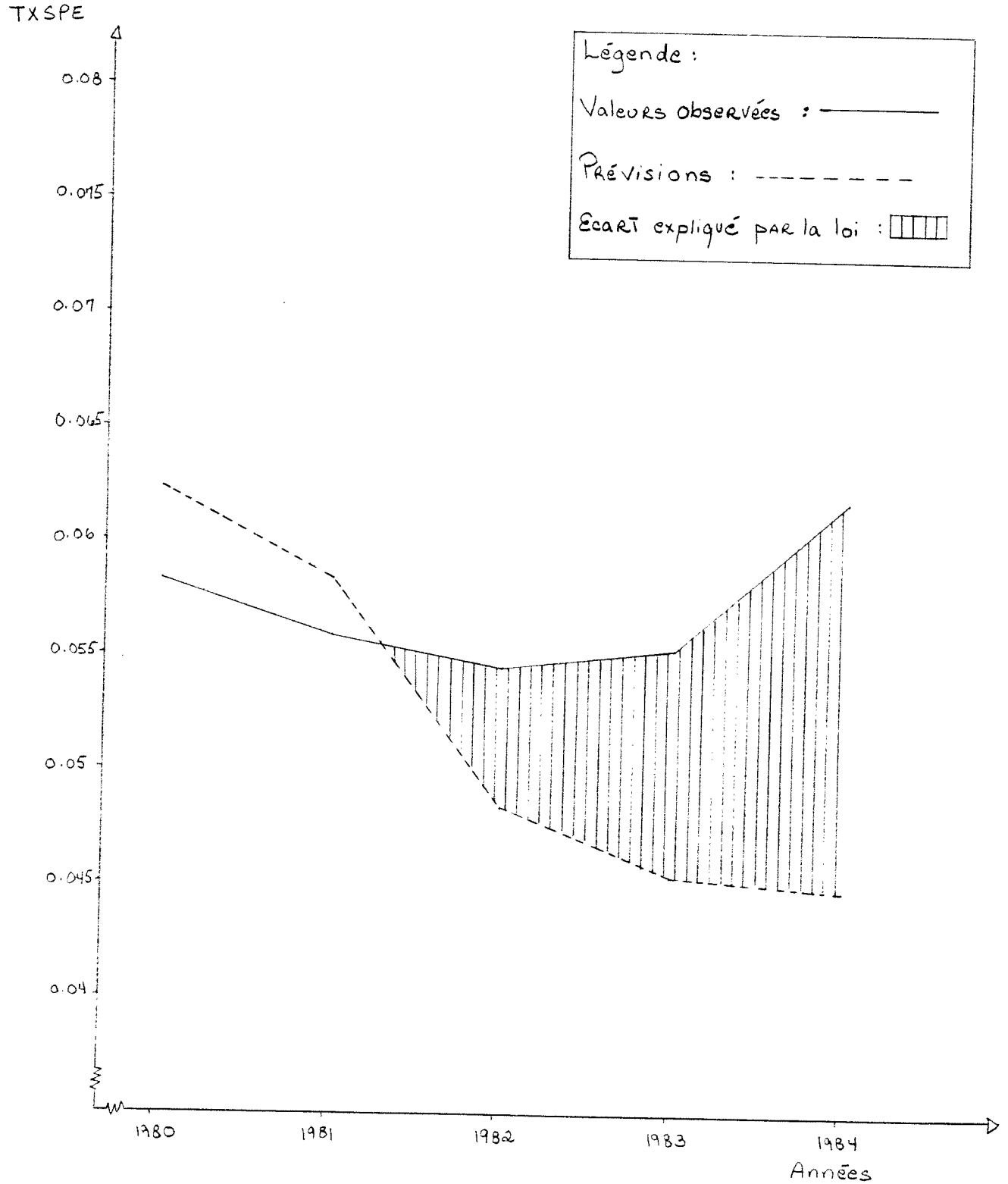
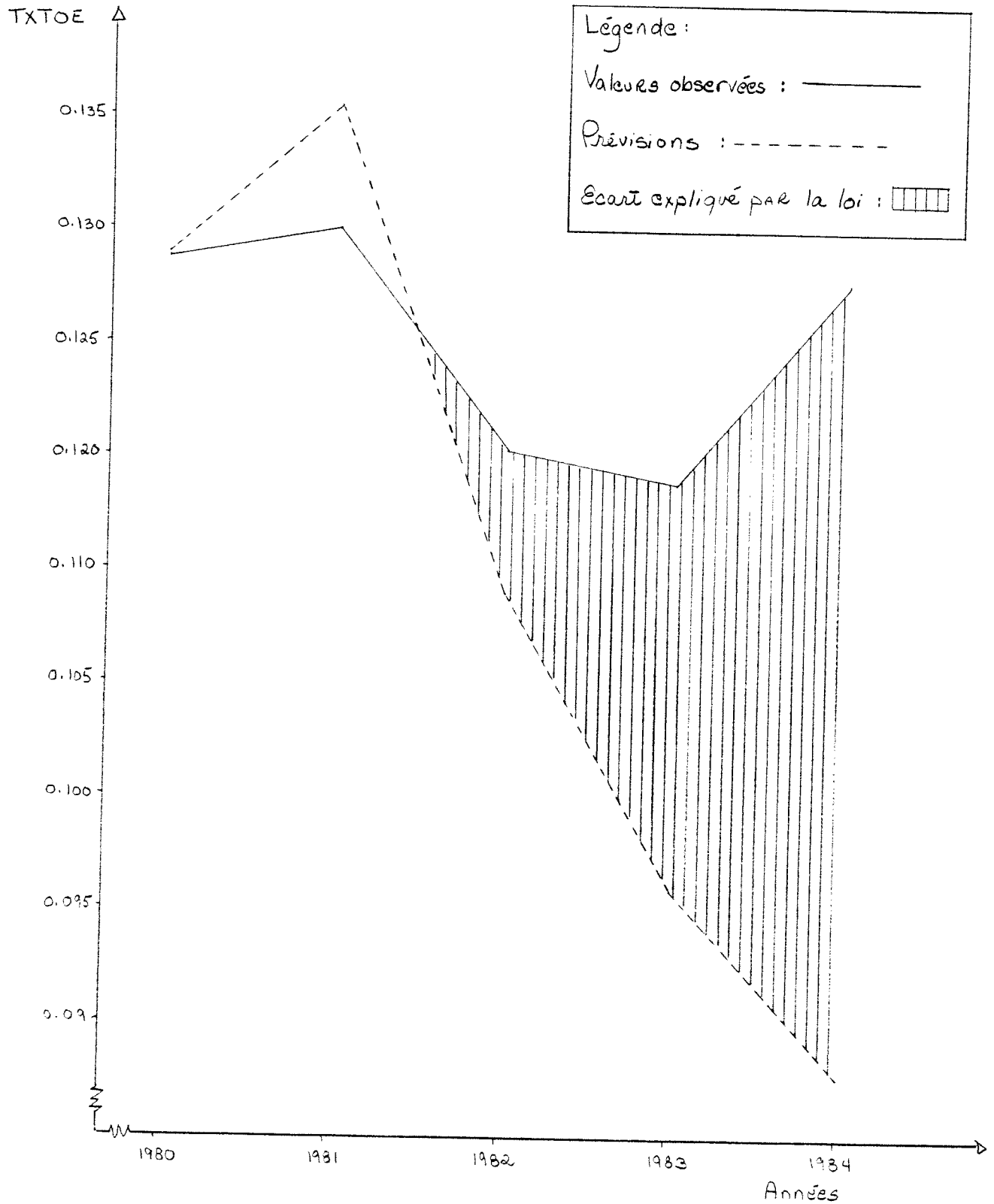


Figure 15
Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions

Années 1980 à 1984

323

Variable : TXTOE



lésions sans perte de temps et de 31.3 % pour le taux de lésions totales. Ces résultats indiquent donc qu'au milieu des années 80, la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec aurait causé une hausse des taux de lésions d'environ du tiers des valeurs que nous aurions observée si une telle loi n'avait pas été adoptée.

La division qui suit nous présente une autre méthode par laquelle nous pouvons constater les répercussions d'un choc structurel sur les divers taux de lésions.

5.3 Troisième étape

Brièvement, l'objectif de la troisième étape économétrique est de produire une statistique Fisher dont la comparaison avec les valeurs critiques nous permettra de vérifier, sous un angle différent, la possibilité d'un choc structurel au niveau des divers taux de lésions au Québec⁵⁷. Les tableaux XXII - XXVIII, XXIII - XIX et XXIV - XXX contiennent les régressions en moindres carrés ordinaires qui se sont avérées nécessaires à l'exécution de ce test.

⁵⁷

Une description du test économétrique se trouve à la section méthodologique.

Tableau XXVIII Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962-1984. Variable dépendante: TXAPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	-0.207874	0.276599	-0.752
Couv2	0.00868061	0.00314290	2.762
P35	-0.00634161	0.00220039	-2.882
Pmari	0.00351909	0.00357039	0.986
Pcbleu	0.00875341	0.00353892	2.473
Txchoma	0.000324947	0.000533688	0.609

$$R^2 = 0.9621$$

$$\overline{R^2} = 0.9509$$

$$\text{Fisher} = 86.2738$$

$$\text{Durbin-Watson} = 1.2857$$

$$\text{Somme des résidus au carré} = 0.000303454$$

Tableau XXIX Régression m.c.o. sans la variable Spline, années 1962-1984. Variable dépendante: TXSPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	0.720223	0.206296	3.491
Couv2	-0.00445435	0.00234408	-1.900
P35	-0.00448311	0.00164112	-2.732
Pmari	-0.00384131	0.00266291	-1.443
Pcbleu	-0.00554111	0.00263944	-2.099
Txchoma	-0.000206064	0.000398041	-0.518

$R^2 = 0.7009$

$\overline{R^2} = 0.6129$

Fisher = 7.96691

Durbin-Watson = 1.2190

Somme des résidus au carré = 0.000168801

Tableau XXX

Régression m.c.o. sans la variable Spline,
années 1962-1984. Variable dépendante:
TXTOE

Variabes explicatives	Coefficients	Écarte-types	Test t
Constante	0.512349	0.413983	1.238
Couv2	0.00422625	0.00470395	0.898
P35	-0.0108247	0.00329330	-3.287
Pmari	-0.000322218	0.00534377	-0.060
Pcbleu	0.00321230	0.00529667	0.606
Txchoma	0.000118883	0.000798765	0.149

$R^2 = 0.9380$

$\overline{R^2} = 0.9198$

Fisher = 51.4679

Durbin-Watson = 1.0455

Somme des résidus au carré = 0.000679761

5.3.1 Évaluation du choc structurel pour le taux de lésions avec perte de temps.

Soient:

$$\begin{aligned}
 m &= 5 \\
 n &= 18 \\
 K &= 6 \\
 S_1 &= 0.0000745851 \\
 S_2 &= 0.000303454
 \end{aligned}$$

Statistique Fisher =

$$\begin{aligned}
 &\frac{(S_2 - S_1)/m}{S_1/(n-k)} = \frac{(0.000303454 - 0.0000745851)/5}{0.0000745851/(18-6)} \\
 &= \frac{0.000228869/5}{0.0000745851/12} = \frac{0.000045773}{0.000006215} = 7.36492
 \end{aligned}$$

La valeur critique de la statistique Fisher avec (5,12) degrés de liberté correspond à 3.11 (probabilité de 5 %). Notre statistique Fisher étant supérieure à cette valeur, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'un choc structurel de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur le taux de lésions avec perte de temps.

5.3.2 Évaluation du choc structurel pour le taux de lésions sans perte de temps.

Soient:

$$m = 5$$

$$n = 18$$

$$K = 6$$

$$S_1 = 0.0000632244$$

$$S_2 = 0.000168801$$

Statistique Fisher =

$$\begin{aligned} \frac{(S_2 - S_1)/m}{S_1/(n-k)} &= \frac{(0.000168801 - 0.0000632244)/5}{0.0000632244/(18-6)} \\ &= \frac{0.000105577/5}{0.0000632244/12} = \frac{0.000021115}{0.000005268} = 4.00816 \end{aligned}$$

Notre statistique Fisher dépasse la valeur critique de 3.11. Ainsi, nous ne pouvons rejeter à 95 % l'hypothèse de choc structurel causé par la loi 17 sur le taux de lésions sans perte de temps.

5.3.3 Évaluation du choc structurel pour le taux de lésions totales.

Soient:

$$m = 5$$

$$n = 18$$

$$K = 6$$

$$S_1 = 0.0000840991$$

$$S_2 = 0.000679761$$

Statistique Fisher =

$$\begin{aligned} & \frac{(S_2 - S_1)/m}{S_1/(n-k)} = \frac{(0.000679761 - 0.0000840991)/5}{0.0000840991/(18-6)} \\ = & \frac{0.000595662/5}{0.0000840991/12} = \frac{0.000119132}{0.000007008} = 16.99943 \end{aligned}$$

La statistique Fisher obtenue s'avère amplement supérieure à la valeur critique (3.11). Par conséquent, nous ne sommes pas en mesure de rejeter l'hypothèse d'un choc structurel sur le taux de lésions totales survenues lors de l'application de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec.

5.3.4 Commentaires

Nous désirons rappeler que le choc structurel observé peut aussi provenir de la mise en vigueur en 1978-79 de certaines recommandations du rapport Riverin. Nous avons mentionné à ce sujet le besoin d'une étude plus poussée afin de dissocier "l'effet-indemnisation" de "l'effet-meilleur environnement de travail". Cependant, il demeure que notre étude nous a permis de constater que le début des années 80 a été caractérisé par une hausse des taux de lésions et qu'il semble que cette dernière soit reliée à un évènement extérieur, c'est-à-dire, qu'elle ne s'explique pas par les changements d'ordre économique et socio-démographique.

Les évaluations du choc structurel pour les divers taux de lésions ont tendance à supporter cette argumentation. Cependant, un simple examen pour un taux de lésions donné entre les régressions sans variable Spline, appliquées sur différentes périodes (1962-79 versus 1962-84), nous aurait amené à conclure dans un sens identique. En effet, nous constatons que les régressions effectuées sur la période 1962-1984 (sans y incorporer la variable Spline) génèrent de plus petites valeurs de R^2 , R^2 corrigé et de statistiques Fisher. De plus, beaucoup de coefficients voient leur significativité remise en question. Bref, le modèle

performe moins bien si nous enlevons la variable Spline, laissant ainsi paraître l'existence du choc structurel durant les dernières années.

Pour terminer, nous tenons à mentionner que les régressions sans variable Spline, appliquées sur la période 1962 à 1984, s'accompagnent de statistiques Durbin-Watson se situant dans la zone d'indétermination (borne inférieure = 0.698, borne supérieure = 1.673). Nous avons donc appliqué la méthode Cochrane-Orcutt à ces régressions et avons constaté que les valeurs finales des rho y étaient significatives au seuil de 10 %. Par conséquent, nous avons jugé à propos d'effectuer les calculs nécessaires aux évaluations du choc structurel avec les régressions (sans la variable Spline) Cochrane-Orcutt évaluées sur les périodes échantillonales de 1963-1979 et 1963-1984⁵⁸. Les évaluations du choc structurel par taux de lésions sont les suivantes:

a) Taux de lésions avec perte de temps

Soient:

m = 5

n = 17

⁵⁸

De par sa nature-même, la méthode Cochrane-Orcutt élimine la première observation.

$$\begin{aligned}
 K &= 6 \\
 S_1 &= 0.0000599029 \\
 S_2 &= 0.000275487
 \end{aligned}$$

Statistique Fisher =

$$\begin{aligned}
 &\frac{(S_2 - S_1)/m}{S_1/(n-k)} = \frac{(0.000275487 - 0.0000599029)/5}{0.0000599029/(17-6)} \\
 &= \frac{0.000215584/5}{0.0000599029/11} = \frac{0.000043116}{0.000005445} = 7.91846
 \end{aligned}$$

b) Taux de lésions sans perte de temps

Soient:

$$\begin{aligned}
 m &= 5 \\
 n &= 17 \\
 K &= 6 \\
 S_1 &= 0.0000558058 \\
 S_2 &= 0.000148840
 \end{aligned}$$

Statistique Fisher =

$$\begin{aligned}
 &\frac{(S_2 - S_1)/m}{S_1/(n-k)} = \frac{(0.000148840 - 0.0000558058)/5}{0.0000558058/(17-6)} \\
 &= \frac{0.000093034/5}{0.0000558058/11} = \frac{0.000018606}{0.000005073} = 3.66765
 \end{aligned}$$

c) Taux de lésions totales

Soient:

$$m = 5$$

$$n = 17$$

$$K = 6$$

$$S_1 = 0.0000764086$$

$$S_2 = 0.000230414$$

Statistique Fisher =

$$\begin{aligned} & \frac{(S_2 - S_1)/m}{S_1/(n-k)} = \frac{(0.000230414 - 0.0000764086)/5}{0.0000764086/(17-6)} \\ = & \frac{0.000154005/5}{0.0000764086/11} = \frac{0.000030801}{0.000006946} = 4.43435 \end{aligned}$$

d) Conclusion

La valeur critique qui s'applique avec (5,11) degrés de liberté est de 3.20 (probabilité de 5 %). Comme nous pouvons le constater, les statistiques Fisher obtenues par la méthode Cochrane-Orcutt apportent les mêmes conclusions que celles produites par l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires puisque ces statistiques sont supérieures à la valeur critique. Quelque soit la méthode économétrique adoptée, les calculs indiquent la présence d'un choc structurel au cours de la première moitié de la décennie 80.

CONCLUSION

Le but de ce mémoire était d'évaluer de manière empirique les effets de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur divers taux de lésions. Sanctionnée le 21 décembre 1979, cette législation propose la participation des différents agents économiques du milieu de travail afin d'éliminer toute situation de danger à la source. Cette participation se réalise par la création de comités et d'associations paritaires de santé et sécurité, la nomination d'un travailleur à titre de représentant à la prévention, la mise en place de programmes divers, etc. Parallèlement à l'entrée en vigueur de cette législation, des changements sont survenus en 1978-1979 à la Loi sur les accidents de travail. Ces changements étaient de nature à favoriser les travailleurs accidentés ou, du moins, certains d'entre eux. Plus précisément, nous faisons ici référence aux travailleurs mariés et/ou à bas revenu.

Sur une base théorique, il nous a été permis de constater qu'un système généreux d'indemnisation pouvait entraîner une hausse du taux de lésions. Une meilleure compensation réduit, en effet, le coût d'une lésion professionnelle aux yeux du travailleur. Dans une telle situation, celui-ci diminuerait ses activités de prévention ou aurait tendance à déclarer davantage les lésions subies. Au niveau de la

législation visant la salubrité de l'environnement de travail, un processus semblable tend à se reproduire. Ainsi, l'adoption d'un tel genre de législation inciterait les travailleurs à abandonner leurs propres activités préventives bien que celles-ci s'avèrent souvent les plus efficaces. Les nouvelles activités de l'employeur ne réussiraient pas dans certains cas à combler cette perte. Par conséquent, un accroissement du taux de lésions est possible. Sur le plan empirique, une revue de la littérature tend à confirmer la poussée du taux de lésions en présence d'un système d'indemnisation généreux mais demeure toutefois "nébuleuse" sur la possibilité que la législation sur la salubrité de l'environnement de travail produise un tel effet.

À l'aide d'un modèle économétrique formé de variables de nature économique, socio-démographique et législative, il nous a été possible de mesurer les effets de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec sur divers taux de lésions. Bien qu'elle vise la salubrité de l'environnement de travail, nos résultats indiquent que cette législation aurait eu comme impact d'accroître les différents taux de lésions au Québec. Deux hypothèses ont été soulevées afin d'expliquer les résultats des tests. La première repose sur l'inefficacité de l'objectif de participation, fondement même de la loi. Tel que mentionné ci-haut, la

législation québécoise aurait eu pour effet l'abandon d'activités préventives généralement exercées par les travailleurs et les nouvelles activités générées par les employeurs n'auraient pas réussi à combler cette perte. La deuxième fait référence à la législation sur l'indemnisation. Les changements législatifs des années 1978-1979 auraient contribué à augmenter les taux de lésions. La fonction "Spline" que nous avons utilisé dans les tests économétriques ne réussit pas à faire la distinction entre ce que l'on pourrait qualifier d'"effets d'indemnisation" et d'"effets d'environnement de travail". Dans un prochain avenir, il serait donc intéressant qu'une étude s'emploie à dissocier ces deux effets. Par ailleurs, une nouvelle étude pourrait aussi évaluer les effets de long terme de la législation québécoise. Notre propre évaluation n'a porté que sur les années 1980 à 1984. Or, il serait possible que ces années constituent une période d'adaptation et qu'à plus long terme la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec s'approche de son objectif d'élimination du danger dans les milieux de travail.

Nos résultats nous ont aussi permis de constater les faits suivants. D'abord, une période d'expansion économique impliquerait une hausse du taux de lésions. Il apparaît donc que les entreprises se préoccuperaient moins du coût des lésions professionnelles lorsque la production devient

pour elles l'objectif primordial. Deuxièmement, une main-d'oeuvre plus âgée entraînerait une réduction des taux de lésions. L'aversion au risque, l'expérience et la dotation des postes seraient les facteurs susceptibles d'expliquer ce genre de comportement. Troisièmement, contrairement à nos attentes, les personnes mariées auraient tendance à subir plus de lésions professionnelles par rapport aux célibataires. Les théories de la production domestique et des externalités nous ont offert certaines explications afin de comprendre le phénomène observé. Quatrièmement, les régressions effectuées ont révélé qu'une main-d'oeuvre constituée de professions cols bleus présenterait un plus grand risque de lésions sévères. Rappelons que cette main-d'oeuvre est caractérisée par une faible scolarisation et une utilisation plus fréquente de la machinerie. Cinquièmement, nos résultats ont indiqué que l'élargissement de l'assujettissement à la Loi sur les accidents de travail et la réduction de la période d'attente auraient contribué à hausser le taux de lésions avec perte de temps. La relation qui s'établit entre ces mêmes éléments législatifs et le taux de lésions sans perte de temps s'est avérée négative. À l'aide d'un calcul d'impact par rapport à une base de référence, il nous a été possible de constater la dualité qui existe entre ces deux aspects législatifs lorsqu'il s'agit de mesurer leur effet global sur le taux de lésions sans perte de temps.

Les résultats mentionnés ci-haut nous amènent à entrevoir l'avenir positivement dans la mesure où les taux de lésions n'étaient déterminés que par les variables explicatives reflétant l'activité économique, l'âge de la main-d'oeuvre, l'état civil, la distribution des professions, l'assujettissement et la période d'attente. En effet, nous savons que l'assujettissement des entreprises à la Loi sur les accidents de travail est "quasi-maximale" depuis l'année 1981. Par ailleurs, l'élimination de la période d'attente en 1985 constituerait un choc "modéré" par rapport aux réductions antérieures qui totalisent quatre journées pendant notre période d'étude. Enfin, nous avons pu constater au cours du présent ouvrage une certaine stabilité de la variable de l'état civil. Même si à long terme les personnes qui se déclarent mariées se distingueraient par une tendance à la baisse, il n'en demeure pas moins que le fait de vivre maritalement devrait toujours se caractériser par une stabilité. Il reste donc trois sources d'influence possible sur les taux de lésions. Il s'agit du taux de chômage, de l'âge de la main-d'oeuvre et de la distribution des professions exercées. Le taux de chômage est évidemment un phénomène cyclique. Ainsi, ses variations peuvent-elles contribuer à augmenter ou réduire les taux de lésions. Quant à l'âge de la main-d'oeuvre, le marché du travail ne fera que refléter le vieillissement général de la population. Enfin, notre économie se

caractérise de plus en plus par la tertiarisation de ses activités. Étant donné nos résultats, il semblerait donc que les taux de lésions s'amenuisent à plus ou moins long terme. Rappelons qu'une telle conclusion ne s'applique que dans la mesure où nous ignorons les effets de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec.

BIBLIOGRAPHIE

- APPLETON, W.C.,
BAKER, J.G. "The Effect of Unionization on Safety in Bituminous Deep Mines", Journal of Labor Research, Volume V, n° 2, Spring 1984, pp. 139-147.
- APPLETON, W.C.,
BAKER, J.G. "Unionization and Safety in Bituminous Deep Mines: Reply", Journal of Labor Research, Volume VI, n° 2, Spring 1985, pp. 217-220.
- BARTEL, A.P.,
THOMAS, L.G. "Direct and Indirect Effects of Regulation: A New Look at OSHA'S Impact", Journal of Law and Economics, Volume XXVIII, April 1985, pp. 1-25.
- BENNETT, J.D.,
PASSMORE, D.L. "Unions and Coal Mine Safety: Comments", Journal of Labor Research, Volume VI, n° 2, Spring 1985, pp. 211-216.
- BUTLER, R.J. "Wage and Injury Rate Response to Shifting Levels of Workers' Compensation", dans Safety and the Workforce: Incentives and Disincentives in Workers' Compensation, J. D. Worrall, Éditeur, ILR Press, Ithaca, New York, 1983, pp. 61-86.
- BUTLER, R.J.
WORRALL, J.D. "Workers' Compensation: Benefit and Injury Claims rates in the Seventies", The Review of Economics and Statistics, Volume 65, November 1983, pp. 580-589.
- CHELIUS, J.R. "An Empirical analysis of Safety Regulation", dans Supplemental Studies for the National Commission on State Workmen's Compensation Laws, Washington D.C., United States Government Printing Office, Volume 3, 1973, pp. 53-66.
- CHELIUS, J.R. "Economic and Demographic Aspects of the Occupational Injury Problem", Quarterly Review of Economics and Business, Volume 19, n° 2, Summer 1979, pp. 65-70.
- CHELIUS, J.R. "The Control of Industrial Accidents: Economic Theory and Empirical Evidence", Law and Contemporary Problems, Volume 38, Summer-Autumn 1974, n° 4, pp. 700-729.

- CHELIUS, J.R. "The Incentive to Prevent Injuries", dans Safety and the Workforce: Incentives and Disincentives in Workers' Compensation, J.D. Worrall, Éditeur, ILR Press, Ithaca, New York, 1983, pp. 154-160.
- CHELIUS, J.R. "The influence of Workers' Compensation on Safety Incentives", Industrial and Labor Relations Review, Volume 35, n° 2, January 1982, pp. 235-242.
- CHELIUS, J.R.
KAVANAUGH, K. "Workers' Compensation and the Level of Occupational Injuries", The Journal of Risk and Insurance, Volume LV, n° 2, June 1988, pp. 315-323.
- CHELIUS, J.R.
SMITH, R.S. "Experience-Rating and Inujury Prevention", dans Safety and the Workforce: Incentives and Disincentives in Workers' Compensation, J. D. Worrall, Éditeur, ILR Press, Ithaca, New York, 1983, pp. 128-137.
- Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapport annuel 1980, Québec.
- Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapport annuel 1981, Québec.
- Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapport annuel 1982, Québec.
- Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapport annuel 1983, Québec.
- Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapport annuel 1984, Québec.
- Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapport annuel 1985, Québec.
- Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapport annuel 1986, Québec.

Commission de la santé et de la sécurité
du travail du Québec, Rapport annuel 1987,
Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 34e Rapport annuel, 1961, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 35e Rapport annuel, 1962, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 36e Rapport annuel, 1963, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 37e Rapport annuel, 1964, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 38e Rapport annuel, 1965, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 39e Rapport annuel, 1966, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 40e Rapport annuel, 1967, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 41e Rapport annuel, 1968, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, 42e Rapport annuel, 1969, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, Rapport annuel 1970, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, Rapport annuel 1971, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, Rapport annuel 1972, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, Rapport annuel 1973, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, Rapport annuel 1974, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, Rapport annuel 1975, Québec.

Commission des accidents du travail du
Québec, Rapport annuel 1976, Québec.

- Commission des accidents du travail du Québec, Rapport annuel 1977, Québec.
- Commission des accidents du travail du Québec, Rapport annuel 1978, Québec.
- Commission des accidents du travail du Québec, Rapport annuel 1979, Québec.
- COOKE, W.N. "OSHA, Plant Safety Programs, and Injury
GAUTSCHI III, F.H. tion Reduction", Industrial Relations,
Volume 20, n° 3, Fall 1981, pp. 245-257.
- COUSINEAU, J.-M. Chômage et Programmes d'Assurance-chômage,
GREEN, C. Conseil Économique du Canada, ministère
des Approvisionnements et Services, Canada,
1976.
- CURINGTON, W.P. "Safety Regulation and Workplace Injuries",
Southern Economic Journal, Volume
53 (1), July 1986, pp. 51-72.
- DILLINGHAM, A.E. "Age and Workplace Injuries", Aging and
(a) Work, Volume 4, n° 1, Spring 1981, pp. 1-
10.
- DILLINGHAM, A.E. "Sex Differences in Labor Market Injury
(b) Risk", Industrial Relations, Volume 20, n°
1, Winter 1981, pp. 117-122.
- DIONNE, G. "Le Risque Moral et la Sélection Adverse:
Une Revue Critique de la Littérature",
L'Actualité Économique, Volume 57, n° 2,
1981, pp. 193-224.
- DIONNE, G. Workers' Compensation and Moral Hazard,
ST-MICHEL, P. Cahier 8831, C.R.D.E., Université de
Montréal, ISSN0709-9231, December 1988.
- GREGORY, P. "Theoretical Aspects of Workmen's Compen-
GISSER, M. sation", dans Supplemental Studies for the
National Commission on State Workmen's
Compensation Laws, Washington D.C., United
States Government Printing Office, Volume
3, 1973, pp. 107-128.
- GUNDERSON, M. "Spline Function Estimates of the Impact
of Equal Pay Legislation. The Ontario
Experience", Relations Industrielles,
Volume 40, n° 4, 1985, pp. 775-792.

- HEBERT, G. "Management et Prévention des Accidents du Travail. Les Responsabilités des Cadres à l'Égard de la Prévention", Relations Industrielles, Volume 31, n° 1, 1976, pp. 3-31.
- HEBERT, J.H. "A Policy Model of Industrial Accidents Using Economic and Business Activity Variables", Applied Economics, Volume II, n° 2, 1979, pp. 211-220.
- JOHNSON, W.G. "Work Disincentives of Benefit Payments", dans Safety and the Workforce: Incentives and Disincentives in Workers' Compensation, J. D. Worrall, Éditeur, ILR Press, Ithaca, New York, 1983, pp. 138-153.
- JOHNSTON, J. Méthodes Économétriques, Tome 1, traduit et présenté par Bernard Guerrien et Francisco Vergara, Économica, 3^e édition, Paris, 1985.
- JOHNSTON, J. Méthodes Économétriques, Tome 2, traduit par Bernard Guerrien, Économica, 3^e édition, Paris, 1988.
- LEIGH, J.P. "Are Unionized Blue Collar Jobs More Hazardous than Nonunionized Blue Collar Jobs?", Journal of Labor Research, Volume III, n° 3, Summer 1982, pp. 349-357.
- MCCAFFREY, D.P. "An Assessment of OSHA's Recent Effects on Injury Rates", The Journal of Human Resources, Volume XVIII, n° 1, 1983, pp. 131-146.
- MENDELOFF, J. Regulating Safety: An Economic and Political Analysis of Occupational Safety and Health Policy, The MIT Press, Cambridge, 1979.
- Ministère des Finances, Revue Économique, Ottawa, avril 1976.
- Ministère des Finances, Revue Économique, Ottawa, juin 1988.
- OI, W.Y. "On the Economics of Industrial Safety", Law and Contemporary Problems, Volume 38, Summer-Autumn 1974, n° 4, pp. 669-699.

- OI, W.Y. "Workmen's Compensation and Industrial Safety", dans Supplemental Studies for the National Commission on State Workmen's Compensation Laws, Washington D.C., United States Government Printing Office, Volume 3, 1973, pp. 41-106.
- PONTAUT, A. Santé et Sécurité: Un Bilan du Régime Québécois de Santé et Sécurité du travail, 1885-1985, Les Éditions du Boréal Express, 1985.
- ROCHON, S. La Détermination des Risques de Lésions Professionnelles: l'Influence de l'Entreprise, du Travailleur et du Syndicat, Mémoire de maîtrise, École de Relations Industrielles, Université de Montréal, janvier 1985.
- RUSER, J.W. "Workers' Compensation Insurance, Experience-Rating, and Occupational Injuries", Rand Journal of Economics, Volume 16, n° 4, Winter 1985, pp. 487-503.
- SMITH, R.S. "An Analysis of Work Injuries in Manufacturing Industry", dans Supplemental Studies for the National Commission on State Workmen's Compensation Laws, Washington D.C., United States Government Printing Office, Volume 3, 1973, pp. 9-26.
- SMITH, R.S. "The Impact of OSHA Inspections on Manufacturing Injury Rates", The Journal of Human Resources, Volume XIV, n° 2, 1979, pp. 145-170.
- Statistique Canada, Recensement 1961, catalogue 94-511.
- Statistique Canada, Recensement 1971, catalogue 94-751.
- Statistique Canada, Recensement 1981, catalogue 92-920.
- Statistique Canada, Recensement 1981, catalogue 93-965.
- Statistique Canada, Recensement 1986, catalogue 93-101.

Statistique Canada, Recensement 1986, catalogue 93-112.

Statistique Canada, Recensement 1986, catalogue 93-113.

Statistique Canada, Statistiques Chronologiques sur la Population Active - Chiffres Réels, Facteurs Saisonniers et Données Désaisonnalisées, catalogue 71-201, 1974.

Statistique Canada, Statistiques Chronologiques sur la Population Active - Chiffres Réels, Facteurs Saisonniers et Données Désaisonnalisées, catalogue 71-201, 1986.

Statistique Canada, Statistiques Historiques du Canada, Deuxième édition, catalogue 11-516F, 1983.

STEELE, G.R. "Industrial Accidents: An Economic Interpretation", Applied Economics, Volume 6, n° 2, 1974, pp. 143-155.

Travail Canada, Accidents du Travail Canada 1960-1985, Rapport préliminaires, septembre 1986.

VISCUSI, W.K. "The Impact of Occupational Safety and Health Regulation", The Bell Journal of Economics, Volume 10, n° 1, 1979, pp. 117-140.

WEEKS, J.L. "The Effect of Unionization on Safety in Bituminous Deep Mines: Comment", Journal of Labor Research, Volume VI, n° 2, Spring 1985, pp. 209-210.

WELLAND, D.A. "Workers' Compensation Liability Changes and the Distribution of Injury Claims", The Journal of Risk and Insurance, Volume 53, n° 4, 1986, pp. 662-678.

WORRALL, J.D.
APPEL, D. "The Wage Replacement Rate and Benefit Utilization in Worker's Compensation Insurance", The Journal of Risk and Insurance, Volume 49, n° 3, 1982, pp. 361-371.

WORRALL, J.D.
BUTLER, R.J.

"*Health Conditions and Job Hazards: Union and Nonunion Jobs*", Journal of Labor Research, Volume IV, n° 4, Fall 1983, pp. 339-347.

ANNEXE A

ANNEXE A

Tableau IA Accidents du travail¹ avec perte de temps² au Québec, années 1962 à 1984

Années	Accidents du travail avec perte de temps	Années	Accidents du travail avec perte de temps
1962	32 966	1974	139 332
1963	39 737	1975	147 350
1964	45 518	1976	156 610
1965	46 835	1977	137 277
1966	54 701	1978	159 529
1967	54 491	1979	174 188
1968	53 307	1980	189 682
1969	58 635	1981	201 907
1970	65 549	1982	169 598
1971	77 386	1983	166 418
1972	102 336	1984	179 239
1973	125 656		

¹ Inclus les décès.

² Nombre total des accidents du travail indemnisés au cours de l'année, y compris les accidents du travail des années précédentes et indemnisés au cours de l'année courante.

Source: Travail Canada, Accidents du travail Canada 1960-1985, Rapport préliminaire, septembre 1986.

ANNEXE A

Tableau IIA Accidents du travail sans perte de temps au Québec, années 1962 à 1984

Années	Accidents du travail sans perte de temps	Années	Accidents du travail sans perte de temps
1962	72 592	1974	140 307
1963	74 337	1975	136 505
1964	87 218	1976	126 074
1965	96 712	1977	140 201
1966	116 443	1978	148 631
1967	117 730	1979	152 361
1968	117 061	1980	157 255
1969	119 643	1981	152 626
1970	116 816	1982	141 080
1971	112 069	1983	147 530
1972	106 033	1984	168 423
1973	129 484		

Source: Travail Canada, Accidents du travail Canada 1960-1985, Rapport préliminaire, septembre 1986.

ANNEXE A

Tableau IIIA Total des accidents du travail¹ au Québec,
années 1962 à 1984

Années	Total des accidents du travail	Années	Total des accidents du travail
1962	105 558	1974	279 639
1963	114 074	1975	283 855
1964	132 736	1976	282 684
1965	143 547	1977	277 478
1966	171 144	1978	308 160
1967	172 221	1979	326 549
1968	170 368	1980	346 937
1969	178 278	1981	354 533
1970	182 365	1982	310 678
1971	189 455	1983	313 948
1972	208 369	1984	347 662
1973	255 140		

¹ Total des accidents du travail avec et sans perte de temps.

Source: Travail Canada, Accidents du travail Canada 1960-1985, Rapport préliminaire, septembre 1986.

ANNEXE A

Tableau IVA Emploi ('000)¹ au Québec, années 1962 à 1984

Années	Emploi ('000)	Années	Emploi ('000)
1962	1 713	1974	2 401
1963	1 762	1975	2 434
1964	1 827	1976	2 456
1965	1 912	1977	2 476
1966	2 027	1978	2 530
1967	2 085	1979	2 619
1968	2 081	1980	2 694
1969	2 126	1981	2 726
1970	2 128	1982	2 584
1971	2 175	1983	2 642
1972	2 205	1984	2 722
1973	2 330		

¹ Série non-désaisonnalisée.

Sources: Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population active - chiffres réels, facteurs saisonniers et données désaisonnalisées, catalogue 71-201, 1974, p. 124 (années 1962 à 1965 inclusivement).

Statistiques Canada, Statistiques chronologiques sur la population active - chiffres réels, facteurs saisonniers et données désaisonnalisées, catalogue 71-201, 1986, p. 107 (années 1966 à 1984 inclusivement).

ANNEXE A

Tableau VA Taux de lésions avec perte de temps¹ au Québec, années 1962 à 1984

Années	Taux de lésions avec perte de temps	Années	Taux de lésions avec perte de temps
1962	0.0192446	1974	0.0580308
1963	0.0225522	1975	0.0605382
1964	0.0249141	1976	0.0637663
1965	0.0244953	1977	0.0554431
1966	0.0269862	1978	0.0630549
1967	0.0261348	1979	0.0665094
1968	0.0256160	1980	0.0704091
1969	0.0275800	1981	0.0740671
1970	0.0308031	1982	0.0656339
1971	0.0355798	1983	0.0629894
1972	0.0464109	1984	0.0658483
1973	0.0539296		

¹ Accidents du travail avec perte de temps/emploi.

ANNEXE A

Tableau VIA Taux de lésions sans perte de temps¹ au Québec, années 1962 à 1984

Années	Taux de lésions sans perte de temps	Années	Taux de lésions sans perte de temps
1962	0.0423771	1974	0.0584369
1963	0.0421890	1975	0.0560826
1964	0.0477384	1976	0.0513331
1965	0.0505816	1977	0.0566240
1966	0.0574460	1978	0.0587474
1967	0.0564652	1979	0.0581753
1968	0.0562523	1980	0.0583723
1969	0.0562761	1981	0.0559890
1970	0.0548947	1982	0.0545975
1971	0.0515260	1983	0.0558403
1972	0.0480875	1984	0.0618747
1973	0.0555725		

¹ Accidents du travail sans perte de temps/emploi.

ANNEXE A

Tableau VIIA Taux de lésions totales¹ au Québec, années 1962 à 1984

Années	Taux de lésions totales	Années	Taux de lésions totales
1962	0.0616217	1974	0.116468
1963	0.0647412	1975	0.116621
1964	0.0726524	1976	0.115099
1965	0.0750769	1977	0.112067
1966	0.0844322	1978	0.121802
1967	0.0826000	1979	0.124685
1968	0.0818683	1980	0.128781
1969	0.0838561	1981	0.130056
1970	0.0856978	1982	0.120231
1971	0.0871057	1983	0.118830
1972	0.0944984	1984	0.127723
1973	0.109502		

¹ Total des accidents du travail/emploi.

ANNEXE A

Tableau VIII A Taux de chômage¹ au Québec, années 1962 à 1984

Années	Taux de chômage	Années	Taux de chômage
1962	7.5	1974	6.6
1963	7.5	1975	8.1
1964	6.4	1976	8.7
1965	5.5	1977	10.3
1966	4.1	1978	10.9
1967	4.6	1979	9.6
1968	5.6	1980	9.8
1969	6.1	1981	10.3
1970	7.0	1982	13.8
1971	7.3	1983	13.9
1972	7.5	1984	12.8
1973	6.8		

¹ Série non-désaisonnalisée.

Sources: Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population active - chiffres réels, facteurs saisonniers et données désaisonnalisées, catalogue 71-201, 1974, p. 258 (années 1962 à 1965 inclusivement).

Statistiques Canada, Statistiques chronologiques sur la population active - chiffres réels, facteurs saisonniers et données désaisonnalisées, catalogue 71-201, 1986, p. 214 (années 1966 à 1984 inclusivement).

ANNEXE A

Tableau IXA Estimations¹ de la population active expérimentée^{2 3} totale, Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population active	Années	Estimations de la population active
1962	1 808 222	1974	2 407 403
1963	1 848 325	1975	2 486 820
1964	1 888 428	1976	2 566 238
1965	1 928 531	1977	2 645 655
1966	1 968 635	1978	2 725 073
1967	2 008 738	1979	2 804 490
1968	2 048 841	1980	2 883 908
1969	2 088 944	1981	2 963 325
1970	2 129 047	1982	2 987 309
1971	2 169 150	1983	3 011 293
1972	2 248 568	1984	3 035 277
1973	2 327 985		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² Les données servant aux interpolations (années de recensement) s'obtiennent en additionnant les hommes et les femmes faisant partie de la population active expérimentée.

³ N'inclut pas les personnes n'ayant jamais travaillé ou celles n'ayant pas travaillé depuis un an et demie approximativement.

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1961, catalogue 94-511, tableau 17, pp. 109 et 123.
 Statistiques Canada, Recensement 1971, catalogue 94-751, tableau 1, pp. 1 et 11.
 Statistiques Canada, Recensement 1981, catalogue 93-965, tableau 16, pp. 1 et 15.
 Statistiques Canada, Recensement 1986, catalogue 93-113, tableau 1, p. 61.

ANNEXE A

Tableau XA Estimations¹ de la population active expérimentée², âgée de 35 à 44 ans³, Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population active âgée de 35 à 44 ans	Années	Estimations de la population active âgée de 35 à 44 ans
1962	393 343	1974	484 242
1963	397 576	1975	501 842
1964	401 809	1976	519 443
1965	406 042	1977	537 043
1966	410 275	1978	554 644
1967	414 508	1979	572 244
1968	418 741	1980	589 845
1969	422 974	1981	607 445
1970	427 207	1982	635 654
1971	431 440	1983	663 863
1972	449 041	1984	692 072
1973	466 641		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² N'inclut pas les personnes n'ayant jamais travaillé ou celles n'ayant pas travaillé depuis un an et demie approximativement.

³ Les données servant aux interpolations (années de recensement) s'obtiennent en additionnant les hommes et les femmes de la population active expérimentée faisant partie de cette catégorie d'âge.

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1961, catalogue 94-511, tableau 17, pp. 109 et 123.
 Statistiques Canada, Recensement 1971, catalogue 94-751, tableau 1, pp. 1 et 11.
 Statistiques Canada, Recensement 1981, catalogue 93-965, tableau 16, pp. 1 et 15.
 Statistiques Canada, Recensement 1986, catalogue 93-113, tableau 1, p. 61.

ANNEXE A

Tableau XIA Estimations¹ de la population active expérimentée², âgée de 45 à 54 ans³, Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population active âgée de 45 à 54 ans	Années	Estimations de la population active âgée de 45 à 54 ans
1962	304 654	1974	387 291
1963	310 677	1975	396 769
1964	316 699	1976	406 248
1965	322 721	1977	415 726
1966	328 744	1978	425 205
1967	334 766	1979	434 683
1968	340 788	1980	444 162
1969	346 810	1981	453 640
1970	352 833	1982	455 975
1971	358 855	1983	458 310
1972	368 334	1984	460 645
1973	377 812		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² N'inclut pas les personnes n'ayant jamais travaillé ou celles n'ayant pas travaillé depuis un an et demie approximativement.

³ Les données servant aux interpolations (années de recensement) s'obtiennent en additionnant les hommes et les femmes de la population active expérimentée faisant partie de cette catégorie d'âge.

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1961, catalogue 94-511, tableau 17, pp. 109 et 123.
 Statistiques Canada, Recensement 1971, catalogue 94-751, tableau 1, pp. 1 et 11.
 Statistiques Canada, Recensement 1981, catalogue 93-965, tableau 16, pp. 1 et 15.
 Statistiques Canada, Recensement 1986, catalogue 93-113, tableau 1, p. 61.

ANNEXE A

Tableau XIIA Estimations¹ de la population active expérimentée², âgée de 55 ans et plus³, Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population active âgée de 55 et plus	Années	Estimations de la population active âgée de 55 et plus
1962	225 792	1974	293 558
1963	231 861	1975	297 939
1964	237 931	1976	302 320
1965	244 000	1977	306 701
1966	250 069	1978	311 082
1967	256 138	1979	315 463
1968	262 207	1980	319 844
1969	268 277	1981	324 225
1970	274 346	1982	321 531
1971	280 415	1983	318 837
1972	284 796	1984	316 143
1973	289 177		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² N'inclut pas les personnes n'ayant jamais travaillé ou celles n'ayant pas travaillé depuis un an et demie approximativement.

³ Les données servant aux interpolations (années de recensement) s'obtiennent en additionnant les hommes et les femmes de la population active expérimentée faisant partie de cette catégorie d'âge.

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1961, catalogue 94-511, tableau 17, pp. 109 et 123.
 Statistiques Canada, Recensement 1971, catalogue 94-751, tableau 1, pp. 1 et 11.
 Statistiques Canada, Recensement 1981, catalogue 93-965, tableau 16, pp. 1 et 15.
 Statistiques Canada, Recensement 1986, catalogue 93-113, tableau 1, p. 61.

ANNEXE A

Tableau XIII A Estimations¹ de la population active expérimentée², âgée de 35 ans et plus³, Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population active âgée de 35 et plus	Années	Estimations de la population active âgée de 35 et plus
1962	923 789	1974	1 165 091
1963	940 114	1975	1 196 550
1964	956 439	1976	1 228 011
1965	972 763	1977	1 259 470
1966	989 088	1978	1 290 931
1967	1 005 412	1979	1 322 390
1968	1 021 736	1980	1 353 851
1969	1 038 061	1981	1 385 310
1970	1 054 386	1982	1 413 160
1971	1 070 710	1983	1 441 010
1972	1 102 171	1984	1 468 860
1973	1 133 630		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² N'inclut pas les personnes n'ayant jamais travaillé ou celles n'ayant pas travaillé depuis un an et demie approximativement.

³ S'obtient en additionnant, pour chacune des années, les données des tableaux XA, XIA et XIIA.

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1961, catalogue 94-511, tableau 17, pp. 109 et 123.
 Statistiques Canada, Recensement 1971, catalogue 94-751, tableau 1, pp. 1 et 11.
 Statistiques Canada, Recensement 1981, catalogue 93-965, tableau 16, pp. 1 et 15.
 Statistiques Canada, Recensement 1986, catalogue 93-113, tableau 1, p. 61.

ANNEXE A

Tableau XIVA Pourcentage¹ de la population active expérimentée, âgée de 35 ans et plus, Québec, années 1962 à 1984

Années	% de la population active âgée de 35 ans et plus	Années	% de la population active âgée de 35 ans et plus
1962	51.0883	1974	48.3962
1963	50.8630	1975	48.1157
1964	50.6474	1976	47.8526
1965	50.4406	1977	47.6052
1966	50.2423	1978	47.3723
1967	50.0519	1979	47.1526
1968	49.8690	1980	46.9450
1969	49.6931	1981	46.7485
1970	49.5238	1982	47.3055
1971	49.3608	1983	47.8535
1972	49.0166	1984	48.3929
1973	48.6958		

¹ S'obtient de la manière suivante:

$$\frac{\text{population active expérimentée âgée de 35 ans et plus}_t}{\text{population active expérimentée totale}_t} \times 100$$

ANNEXE A

Tableau XVA Estimations¹ de la population active expérimentée², cols bleus³, Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population cols bleus	Années	Estimations de la population cols bleus
1962	670 601	1974	702 014
1963	666 081	1975	726 047
1964	661 560	1976	750 080
1965	657 039	1977	774 113
1966	652 519	1978	798 146
1967	647 998	1979	822 179
1968	643 477	1980	846 212
1969	638 956	1981	870 245
1970	634 436	1982	865 475
1971	629 915	1983	860 705
1972	653 948	1984	855 935
1973	677 981		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² N'inclut pas les personnes n'ayant jamais travaillé ou celles n'ayant pas travaillé depuis un an et demie approximativement.

³ Les données servant aux interpolations (années de recensement) s'obtiennent en additionnant les hommes et les femmes de la population active expérimentée faisant partie de différentes professions que l'on pouvait regrouper sous l'appellation "cols bleus" (voir texte, section méthodologique).

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1961, catalogue 94-511, tableau 17, pp. 109-136.
 Statistiques Canada, Recensement 1981, catalogue 94-920, tableau 1, pp. 1-152.
 Statistiques Canada, Recensement 1986, totalisation sommaire - population active, tableau LF86B04 ou catalogue 93-112, tableau 1, pp. 83-106.

ANNEXE A

Tableau XVIA Pourcentage¹ de la population active expérimentée, cols bleus, Québec, années 1962 à 1984

Années	% de la population active cols bleus	Années	% de la population active cols bleus
1962	37.0862	1974	29.1606
1963	36.0370	1975	29.1958
1964	35.0323	1976	29.2288
1965	34.0694	1977	29.2598
1966	33.1458	1978	29.2890
1967	32.2590	1979	29.3165
1968	31.4069	1980	29.3425
1969	30.5875	1981	29.3672
1970	29.7991	1982	28.9717
1971	29.0397	1983	28.5826
1972	29.0829	1984	28.1996
1973	29.1231		

¹ S'obtient de la manière suivante:

$$\frac{\text{population active expérimentée cols bleus}_t}{\text{population active expérimentée totale}_t} \times 100$$

ANNEXE A

Tableau XVIIIA Estimations¹ de la population mariée²,
Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population mariée	Années	Estimations de la population mariée
1962	2 158 722	1974	2 781 602
1963	2 205 246	1975	2 844 286
1964	2 251 769	1976	2 906 970
1965	2 298 293	1977	2 943 928
1966	2 344 816	1978	2 980 886
1967	2 394 563	1979	3 017 844
1968	2 444 310	1980	3 054 802
1969	2 494 056	1981	3 091 760
1970	2 543 803	1982	3 108 347
1971	2 593 550	1983	3 124 934
1972	2 656 234	1984	3 141 521
1973	2 718 918		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² Les données sur l'état civil de la population active expérimentée présentaient en 1971 une irrégularité dans le traitement. En conséquence, nous avons utilisé l'état civil de la population totale.

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1986, catalogue 93-101, tableau 2, p. 6.

ANNEXE A

Tableau XVIIIA Estimations¹ de la population en âge de travailler², Québec, années 1962 à 1984

Années	Estimations de la population en âge de travailler	Années	Estimations de la population en âge de travailler
1962	3 484 107	1974	4 507 356
1963	3 572 398	1975	4 595 733
1964	3 660 690	1976	4 684 110
1965	3 748 981	1977	4 755 824
1966	3 837 272	1978	4 827 538
1967	3 918 263	1979	4 899 252
1968	3 999 253	1980	4 970 966
1969	4 080 244	1981	5 042 680
1970	4 161 234	1982	5 072 428
1971	4 242 225	1983	5 102 176
1972	4 330 602	1984	5 131 924
1973	4 418 979		

¹ Sont appelées "estimations", les diverses données provenant d'interpolations (voir texte, section méthodologique).

² La population en âge de travailler est la population totale du Québec dont on soustrait les moins de 15 ans.

Sources: Statistiques Canada, Recensement 1986, catalogue 93-101, tableau 2, p. 6.

ANNEXE A

Tableau XIXA Pourcentage¹ de la population en âge de travailler mariée, Québec, années 1962 à 1984

Années	% de la population en âge de travailler mariée	Années	% de la population en âge de travailler mariée
1962	61.9591	1974	61.7125
1963	61.7301	1975	61.8897
1964	61.5121	1976	62.0602
1965	61.3045	1977	61.9015
1966	61.1063	1978	61.7475
1967	61.1129	1979	61.5981
1968	61.1192	1980	61.4529
1969	61.1252	1981	61.3118
1970	61.1310	1982	61.2793
1971	61.1365	1983	61.2471
1972	61.3364	1984	61.2153
1973	61.5282		

¹ S'obtient de la manière suivante:

$$\frac{\text{population mariée}_t}{\text{population en âge de travailler}_t} \times 100$$

ANNEXE A

Tableau XXA Couverture du régime de santé et sécurité du travail¹, Québec, années 1962 à 1984

Années	Tendance couverture	Années	Tendance couverture
1962	1	1974	11
1963	2	1975	11
1964	3	1976	11
1965	4	1977	11
1966	5	1978	11
1967	6	1979	11
1968	7	1980	11
1969	8	1981	12
1970	9	1982	12
1971	10	1983	12
1972	11	1984	12
1973	11		

¹ Cette variable constitue une tendance reflétant l'élargissement de l'application de la Loi des accidents du travail à de nouveaux employeurs. Elle capte aussi les effets de la période d'attente survenus en 1963 et 1969 (voir texte, section historique).

Sources: Commission des accidents du travail du Québec, Rapport annuels 1962 à 1979, Québec.

Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapports annuels 1980 à 1984, Québec.

ANNEXE A

Tableau XXIA Fonction Spline¹, Québec, années 1962 à 1984

Années	Spline Function	Années	Spline Function
1962	0	1974	0
1963	0	1975	0
1964	0	1976	0
1965	0	1977	0
1966	0	1978	0
1967	0	1979	0
1968	0	1980	1
1969	0	1981	2
1970	0	1982	3
1971	0	1983	4
1972	0	1984	5
1973	0		

¹ La fonction Spline reflète l'avènement de la Loi sur la santé et la sécurité du travail du Québec en décembre 1979 et son effet graduel au cours des années suivantes (voir texte, section historique).

Sources: Commission des accidents du travail du Québec, Rapport annuel 1979, Québec.

Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, Rapports annuels 1980 à 1984, Québec.

ANNEXE B

ANNEXE B

Tableau IB Régression Cochrane-Orcutt avec toutes les variables explicatives, années 1963-1984.
Variable dépendante: TXAPE

Variabes explicatives	Coefficients	Écart-s-types	Test t
Constante	-0.582878	0.242247	-2.406
Spline	0.00508207	0.00103724	4.900
Couv2	0.00441877	0.00235091	1.880
P35	-0.00957237	0.00185074	-5.172
Pmari	0.0152915	0.00353529	4.325
Pcbleu	0.00427319	0.00265433	1.610
Txchoma	-0.00192887	0.000619851	-3.112

$R^2 = 0.9763$

$\bar{R}^2 = 0.9669$

Fisher = 82.5305

Durbin-Watson = 1.7175

Somme des résidus au carré = 0.000106621

Valeur finale du rho: 0.212380

Écart-type du rho: 0.208337

Statistique t du rho: 1.019404

ANNEXE B

Tableau IIB Régression Cochrane-Orcutt avec toutes les variables explicatives, années 1963-1984.
Variable dépendante: TXSPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	0.582524	0.194997	2.987
Spline	0.00311968	0.000926379	3.368
Couv2	-0.00710606	0.00208002	-3.416
P35	-0.00682696	0.00155345	-4.395
Pmari	0.00227375	0.00298050	0.763
Pcbleu	-0.00846759	0.00235148	-3.601
Txchoma	-0.00172238	0.000552152	-3.119

$R^2 = 0.7581$

$\bar{R}^2 = 0.6614$

Fisher = 6.26904

Durbin-Watson = 1.8491

Somme des résidus au carré = 0.0000927124

Valeur finale du rho: 0.057560

Écart-type du rho: 0.208169

Statistique t du rho: 0.276505

ANNEXE B

Tableau IIIB Régression Cochrane-Orcutt avec toutes les variables explicatives, années 1963-1984.
Variable dépendante: TXTOE

Variables explicatives	Coefficients	Écarts-types	Test t
Constante	0.0117519	0.311824	0.038
Spline	0.00805965	0.00134589	5.988
Couv2	-0.00233237	0.00304922	-0.765
P35	-0.0161780	0.00239035	-6.768
Pmari	0.0169446	0.00456567	3.711
Pcbleu	-0.00381621	0.00344284	-1.108
Txchoma	-0.00358306	0.000804445	-4.454

$R^2 = 0.9698$

$\bar{R}^2 = 0.9577$

Fisher = 64.1194

Durbin-Watson = 1.7536

Somme des résidus au carré = 0.000180498

Valeur finale du rho: 0.201512

Écart-type du rho: 0.208827

Statistique t du rho: 0.964968

ANNEXE B

Tableau IVB Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1979. Variable dépendante: TXAPE

Variabes explicatives	Coefficients	Écarts-types	Test t
Constante	-0.365473	0.201936	-1.810
Couv2	0.0112805	0.00247520	4.557
P35	-0.00855225	0.00157537	-5.429
Pmari	0.00566510	0.00387072	1.464
Pcbleu	0.0128522	0.00305837	4.202
Txchoma	-0.00167399	0.000546774	-3.062

$R^2 = 0.9903$

$\bar{R}^2 = 0.9858$

Fisher = 203.323

Durbin-Watson = 2.2018

Somme des résidus au carré = 0.0000599029

Valeur finale du rho: -0.170245

Écart-type du rho: 0.238995

Statistique t du rho: -0.712335

ANNEXE B

Tableau VB Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1984. Variable dépendante: TXAPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	-0.265517	0.423799	-0.627
Couv2	0.00754771	0.00358333	2.106
P35	-0.00624285	0.00295712	-2.111
Pmari	0.00525168	0.00508640	1.032
Pcbleu	0.00733325	0.00410319	1.787
Txchoma	0.000375673	0.000652708	0.576

$R^2 = 0.9107$

$\bar{R}^2 = 0.8828$

Fisher = 30.5882

Durbin-Watson = 1.4172

Somme des résidus au carré = 0.000275487

Valeur finale du rho: 0.353036

Écart-type du rho: 0.199473

Statistique t du rho: 1.769848

ANNEXE B

Tableau VIB Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1979. Variable dépendante: TXSPE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	0.913465	0.189450	4.822
Couv2	-0.00522473	0.00233426	-2.238
P35	-0.00943491	0.00147623	-6.391
Pmari	-0.00286690	0.00365513	-0.784
Pcbleu	-0.00519599	0.00288763	-1.799
Txchoma	-0.00218758	0.000512972	-4.265

$R^2 = 0.8841$

$\bar{R}^2 = 0.8315$

Fisher = 15.2600

Durbin-Watson = 2.1850

Somme des résidus au carré = 0.0000558058

Valeur finale du rho: -0.215312

Écart-type du rho: 0.236847

Statistique t du rho: -0.909077

ANNEXE B

Tableau VIIB Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1984. Variable dépendante: TXSPE

Variabes explicatives	Coefficients	Écarts-types	Test t
Constante	0.794784	0.329647	2.411
Couv2	-0.00436817	0.00266246	-1.641
P35	-0.00443284	0.00226693	-1.955
Pmari	-0.00497752	0.00395602	-1.258
Pcbleu	-0.00576319	0.00306274	-1.882
Txchoma	-0.000348896	0.000496419	-0.703

$R^2 = 0.3688$

$\bar{R}^2 = 0.1715$

Fisher = 1.75252

Durbin-Watson = 1.3772

Somme des résidus au carré = 0.000148840

Valeur finale du rho: 0.406486

Écart-type du rho: 0.194792

Statistique t du rho: 2.086763

ANNEXE B

Tableau VIII B Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1979. Variable dépendante: TXTOE

Variabes explicatives	Coefficients	Écart-s-types	Test t
Constante	0.558608	0.213149	2.621
Couv2	0.00632407	0.00264086	2.395
P35	-0.0179836	0.00165754	-10.850
Pmari	0.00242121	0.00414439	0.584
Pcbleu	0.00798762	0.00327216	2.441
Txchoma	-0.00387552	0.000576504	-6.722

$R^2 = 0.9921$

$\bar{R}^2 = 0.9885$

Fisher = 250.847

Durbin-Watson = 2.2782

Somme des résidus au carré = 0.0000764086

Valeur finale du rho: -0.279416

Écart-type du rho: 0.232875

Statistique t du rho: -1.199851

ANNEXE B

Tableau IXB Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1984. Variable dépendante: TXTOE

Variabes explicatives	Coefficients	Écarts-types	Test t
Constante	-0.757756	0.536787	-1.412
Couv2	0.00122176	0.00305477	0.400
P35	0.00564463	0.00508352	1.110
Pmari	0.00516006	0.00654662	0.788
Pcbleu	0.0121645	0.00505176	2.408
Txchoma	-0.00308580	0.000773522	-3.989

$R^2 = 0.5973$

$\bar{R}^2 = 0.4715$

Fisher = 4.45055

Durbin-Watson = 2.3119

Somme des résidus au carré = 0.000230414

Valeur finale du rho: 0.907532

Écart-type du rho: 0.089541

Statistique t du rho: 10.135409

ANNEXE B

Tableau XB Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1978. Variable dépendante: TXAPE

Variabes explicatives	Coefficients	Écarts-types	Test t
Constante	-0.595993	0.255571	-2.332
Couv2	0.0106450	0.00236421	4.503
P35	-0.00705744	0.00178920	-3.944
Pmari	0.00899225	0.00449140	2.002
Pcbleu	0.0114955	0.00306545	3.750
Txchoma	-0.00174431	0.000499280	-3.494

$R^2 = 0.9918$

$\overline{R^2} = 0.9876$

Fisher = 240.556

Durbin-Watson = 2.3359

Somme des résidus au carré = 0.0000513075

Valeur finale du rho: -0.275170

Écart-type du rho: 0.240349

Statistique t du rho: -1.144878

ANNEXE B

Tableau XIB Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980-1984. Variable dépendante: TXAPE. Régression Cochrane-Orcutt

Années	Valeurs observées	Prévisions	Différence	Différence en % de la valeur observée
1980	0.0704091	0.0614962	+0.0089129	12.7 %
1981	0.0740671	0.0706280	+0.0034391	4.6 %
1982	0.0656339	0.0575466	+0.0080873	12.3 %
1983	0.0629894	0.0469688	+0.0160206	25.4 %
1984	0.0658483	0.0386964	+0.0271519	41.2 %

ANNEXE B

Tableau XIIB Régression Cochrane-Orcutt sans la variable Spline, années 1963-1978. Variable dépendante: TXSPE

Variabes explicatives	Coefficients	Écarts-types	Test t
Constante	1.32804	0.261994	5.069
Couv2	-0.00417714	0.00233509	-1.789
P35	-0.0120328	0.00193130	-6.230
Pmari	-0.00876532	0.00433478	-2.022
Pcbleu	-0.00302378	0.00297977	-1.015
Txchoma	-0.00217149	0.000520732	-4.170

$R^2 = 0.8742$

$\bar{R}^2 = 0.8113$

Fisher = 13.9003

Durbin-Watson = 2.1243

Somme des résidus au carré = 0.0000383152

Valeur finale du rho: 0.034155

Écart-type du rho: 0.249854

Statistique t du rho: 0.136699

ANNEXE B

Tableau XIIIIB Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980-1984. Variable dépendante: TXSPE. Régression Cochrane-Orcutt

Années	Valeurs observées	Prévisions	Différence	Différence en % de la valeur observée
1980	0.0583723	0.0683114	-0.0099391	-17.0 %
1981	0.0559890	0.0664704	-0.0104814	-18.7 %
1982	0.0545975	0.0536276	+0.0009699	1.8 %
1983	0.0558403	0.0486648	+0.0071755	12.9 %
1984	0.0618747	0.0462250	+0.0156497	25.3 %

ANNEXE B

Tableau XIVB Régression Cochrane-Orcutt sans la
variable Spline, années 1963-1978.
Variable dépendante: TXTOE

Variables explicatives	Coefficients	Écart-types	Test t
Constante	0.628071	0.319386	1.966
Couv2	0.00644610	0.00294851	2.186
P35	-0.0184324	0.00225482	-8.175
Pmari	0.00147176	0.00557428	0.264
Pcbleu	0.00830507	0.00381400	2.178
Txchoma	-0.00384735	0.000626638	-6.140

$R^2 = 0.9899$

$\bar{R}^2 = 0.9848$

Fisher = 195.157

Durbin-Watson = 2.1005

Somme des résidus au carré = 0.0000758198

Valeur finale du rho: -0.221279

Écart-type du rho: 0.243803

Statistique t du rho: -0.907615

ANNEXE B

Tableau XVB Comparaison entre les valeurs observées et les prévisions, années 1980-1984. Variable dépendante: TXTOE. Régression Cochrane-Orcutt

Années	Valeurs observées	Prévisions	Différence	Différence en % de la valeur observée
1980	0.128781	0.130620	-0.001839	-1.4 %
1981	0.130056	0.138532	-0.008476	-6.5 %
1982	0.120231	0.112988	+0.007243	6.0 %
1983	0.118830	0.0954069	+0.0234231	19.7 %
1984	0.127723	0.0837324	+0.0439906	34.4 %

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier sincèrement monsieur Jean-Michel Cousineau, le directeur de ce mémoire, pour ses judicieux conseils, sa patience et ses encouragements. Son aide fut des plus appréciées. Je tiens également à témoigner ma reconnaissance envers monsieur François Vaillancourt pour son support et sa confiance.

Je remercie aussi monsieur Gilles Bergeron, madame Catherine Nagy et monsieur Robert Léonard; leur présence et, évidemment, leur humour m'ont grandement aidés.

Enfin, des remerciements tout à fait spéciaux sont adressés à monsieur Jean-Claude Dulude et madame Solange Marotte ... simplement merci pour tout!