

Université de Montréal

La rémunération implicite du risque de lésions professionnelles:  
état des connaissances et mesure dans l'industrie de la  
construction du Québec

par

Nicolas Gravel

Département des sciences économiques

Faculté des Arts et des Sciences

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

Juillet 1989

© Nicolas Gravel 1989

Université de Montréal

Ce mémoire intitulé:

"La rémunération implicite du risque de lésions professionnelles:  
Etat des connaissances et mesure dans l'industrie de la  
construction du Québec"

présenté par:

Nicolas Gravel

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes:

Mémoire accepté le:

## TABLE DES MATIERES

	Pages
Remerciements	i
Sommaire	iii
Introduction	1
<b>Chapitre I: APPROCHE THEORIQUE</b>	<b>3</b>
I.1) L'approche hédonique dans ces traits généraux	3
I.2) Application au domaine du travail	4
I.3) Détermination de la fonction d'ajustement hédonique sur le marché du travail	6
I.3-a) Le probleme du travailleur	7
I.3-b) Le probleme de l'entreprise	11
I.3-c) L'équilibre hédonique	16
I.4) Considérations théoriques sur l'estimation de $W(p)$	19
I.4-a) Signification de $W(p)$ quant aux préférences des agents: Un probleme d'identification	19
I.4-b) Le choix des déterminants du salaire sus du risque	25
I.5) Conclusion partielle	27
<b>Chapitre II: TOUR D'HORIZON DE LA LITTERATURE</b>	<b>28</b>
II.1) Considérations liminaires	28
II.2) La question du choix des données	30
II.3) La question du choix des variables	32
II.3 a) La variable de salaire	32
II.3-b) La variable de mesure du risque	32
II.3-c) Les autres variables de détermination des risques et du salaire	34
II.3-c.1) les variables de caractéristiques individuelles	36
II.3-c.2) Les variables institutionnelles et économiques	37
II.4) Les procédures statistiques d'estimation utilisées	39
II.4-a) La forme fonctionnelle	39
II.4-b) Les procédures statistiques d'estimation mises en oeuvre	40
II.5) Analyse des résultats	45
II.5-1) Les fonctions de risque	45
II.5-c.2) Les fonctions de salaires	47
II.6) Conclusion	50
<b>CHAPITRE III: PRESENTATION DES DONNEES, DES VARIABLES ET DES METHODES UTILISEES</b>	<b>58</b>
III.1) Les données	58
III.1-a) Propos liminaires concernant le choix du secteur	58
III.1-b) Description de la banque de données	60

## TABLES DES MATIERES (suite)

	Pages
III.2) La construction des variables	62
III.2-a) Les variables d'accidents	62
III.2-b) La variable de salaire	63
III.2-c) Les indicateurs de capital humain humain	64
III.3) Les méthodes d'estimation	66
 CHAPITRE IV: PRESENTATION ET DISCUSSION DES RESULTATS	 69
IV.1) Résultats de l'estimation linéaire simple	69
IV.2) Résultats de l'estimation du modèle Box-Cox	70
IV.3) Le choix ultime de la forme fonctionnelle	70
IV.4) L'incapacité explicative de $I_g$	83
IV.5) Interprétation générale des résultats	86
 CONCLUSION	 89
 BIBLIOGRAPHIE	 92
 LISTE DES TABLEAUX	
Tableau 1:       Equations de salaires	52
Tableau 2:       Résultats des estimations des fonctions de risque	55
Tableau 3:       Estimation par MCO d'une équation de salaire	69
Tableau 4:       Résultats du Box-Cox	71
Tableau 5:       Estimes d'une série d'équations avec $SAL^{-1.76063}$ comme variable dépendante	73
Tableau 6:       Estimes d'une série d'équations avec $\ln(SAL)$ comme variable dépendante	76
Tableau 7:       Estimes d'une série d'équations avec $SAL$ comme variable dépendante	79

## REMERCIEMENTS

Un certain nombre de personnes et d'institutions ont, de près ou de loin, contribué à l'élaboration et à l'accomplissement de ce travail et méritent, à cet égard, mes remerciements.

La première de ces personnes est mon directeur de recherche, M. Robert Lacroix. Ces encouragements et ses précieux conseils m'ont été, à toutes les étapes de ce travail, d'un grand secours. La confiance qu'il m'a accordée a été également un puissant facteur de motivation.

J'aimerais également remercier le Conseil de Recherches en Sciences Humaines du Canada dont j'étais le boursier durant l'année 1987–1988 et le CRDE qui a financé l'acquisition des données de l'industrie de la construction et qui m'a engagé comme assistant de recherche durant l'été 1987, me permettant ainsi d'élaborer mon plan de travail et de me familiariser avec la problématique.

Tous les membres de l'équipe de recherche avec laquelle j'ai travaillé durant ce même été méritent également mes remerciements pour la grande stimulation qui a résulté de mes nombreuses discussions avec eux. Parmi eux, les professeurs François Vaillancourt et Jean-Michel Cousineau m'ont apporté leur disponibilité et leur expertise à des étapes décisives de ce travail. Je les en remercie tout particulièrement.

Certains professeurs du département de Sciences économiques ont également fait franchir à ce travail des étapes décisives. Je pense en particulier ici à M. Marcel Boyer qui m'a aidé, après ma présentation au séminaire de Microéconomie, à améliorer la rédaction du chapitre 1 et à M. Marcel G. Dagenais qui m'a donné de précieuses informations sur l'utilisation des modèles Box-Cox.

Je remercie M. Jean-Luc Pilon de la Commission de la Construction qui a consacré beaucoup de temps à me procurer les données et à me fournir de la documentation sur la nature particulière de cette industrie. Egalement, Sophie Masharedjan du CRDE a droit à toute ma gratitude pour l'aide précieuse qu'elle m'a accordée lors de la manipulation préliminaire des données.

Finalement, "Last but not least", Chantal a droit, à plus d'un titre, à ma plus profonde gratitude pour le support d'une toute autre nature qu'elle m'a apporté durant toute la durée de cette expérience qu'a été pour moi le M.Sc.

## SOMMAIRE

L'objectif de ce mémoire est de vérifier la validité empirique et théorique de la théorie des différentiels de salaire compensatoires pour des inégalités dans les risques de lésions professionnelles que supportent les travailleurs dans les différents emplois.

Le premier chapitre rappelle les fondements de cette approche à travers le prisme de la théorie hédonique des salaires. On y montre sous quelles hypothèses le salaire peut être perçu comme la rémunération hédonique d'une série de caractéristiques liées à un emploi et parmi lesquelles se trouve le risque d'accidents de travail. On y fixe également les limites de l'interprétation qu'il est possible de tirer des tests économétriques usuellement associés à cette théorie.

Le second chapitre présente un tour d'horizon synoptique de la littérature empirique consacrée à cette question. On y examine comment les chercheurs couverts par ce survol ont répondu aux problèmes de choix de données, de variables et de procédures statistiques à utiliser pour vérifier empiriquement cette théorie. On constate alors que ces études présentent, globalement, trois grandes insuffisances: elles imposent à l'équation de salaire une forme fonctionnelle a priori, elles utilisent pour la plupart le secteur d'activité économique plutôt que l'occupation comme lieu de mesure de la variable de risque de lésions professionnelles et elles recourent à des bases de données assez hétérogènes en compensant cette bigarrure par l'ajout de variables indépendantes de contrôle.

En réponse à ces insuffisances, nous décrivons au chapitre trois la procédure d'estimation mise en oeuvre dans ce mémoire pour estimer la rémunération implicite du risque des lésions professionnelles. Pour corriger le problème de l'hétérogénéité tout en optant pour une mesure interoccupationnelle du risque, nous avons choisi l'industrie de la construction du Québec. Le problème de la forme fonctionnelle est approché par l'usage d'une spécification Box-Cox de l'équation de salaire.

Le quatrième chapitre présente les résultats obtenus avec ces données et cette méthode. Le modèle Box-Cox permet de rejeter l'hypothèse de la forme logarithmique pour la variable de risque de lésions mais ne permet pas de conclure de façon significative pour les autres variables. Une série d'estimations en moindres carrés ordinaires d'équations de salaires combinant différentes transformations des variables retenues nous permet cependant d'affûter quelque peu notre critère de choix de la forme fonctionnelle ultime. La prime de risque obtenue avec cette forme est de 1 502 \$ par année, soit deux fois moins que celle que l'on obtiendrait avec une forme semi-logarithmique à gauche. Toutefois, la gravité moyenne des lésions n'apparaît pas significative. Certaines explications de ce phénomène sont alors avancées.

Comme c'est l'usage, la conclusion reprend les grands résultats de cette étude et indique certains prolongements possibles.



---

## INTRODUCTION

---

L'existence des accidents et des lésions professionnels constitue sans nul doute l'un des problèmes les plus sérieux qu'ont à affronter les sociétés industrielles modernes. Or, la croissance tendancielle (avec comme seule exception la réduction momentanée qui a accompagné la récession de 1982) du nombre de ces lésions dans les vingt dernières années (Duguay & al.(1986)) que l'on a pu observer au Québec, à laquelle s'ajoute le déficit systématique qui accompagne les opérations de la CSST, semble laisser croire que l'on est encore loin d'avoir trouvé des voies efficaces d'action contre ce fléau. D'où l'intérêt que peut susciter, à première vue du moins, la théorie néo-classique des différentiels de salaire compensateurs d'inégalité dans les risques de lésions professionnelles.

Selon cette théorie, dont les premiers balbutiements remontent à Adam Smith, les entreprises seraient obligées, pour attirer des travailleurs dans des emplois présentant des risques plus élevés d'accidents de travail, de leur accorder des compensations salariales. En d'autres termes, le risque d'accident de travail ferait l'objet d'un marché implicite entre les travailleurs et les entreprises et le libre jeu de ce marché établirait, à l'équilibre, une échelle salariale qui, à chaque niveau de risque d'accident de travail, égaliserait le nombre de travailleurs qui seraient prêts à y offrir leurs services au nombre d'emplois qui y seraient disponibles.

Si cette théorie s'avérait vérifiée, elle représenterait bien évidemment un intérêt considérable pour le législateur car elle le doterait d'un mécanisme souple et, comme tout mécanisme concurrentiel, Pareto-optimal de gestion et de régulation des accidents de travail. C'est donc à contribuer à la vérification empirique de cette théorie que vise ce mémoire.

Plus spécifiquement, notre objectif sera ici de tester cette théorie dans le contexte plus restreint de l'industrie de la construction du Québec. Pour ce faire, nous procéderons comme suit.

Dans un premier chapitre, nous examinerons les bases théoriques sur lesquelles repose cette idée des différences de salaires compensatrices. On pourra alors constater comment, en dépit de l'apparence de "gros bon sens" qu'elle revêt, cette idée s'appuie sur des fondements théoriques fragiles qui ne permettent qu'au prix d'hypothèses assez restrictives l'existence de telles différences et qui ne donnent aucune information sur la forme fonctionnelle que devra revêtir l'équation liant le salaire au risque. On pourra également voir combien sont délicates les conclusions qu'il est possible de tirer, d'un point de vue théorique, de la rémunération du risque accordée par le marché, que l'on estime économétriquement, sur les préférences sous-jacentes des agents économiques.

Dans un second chapitre, nous examinerons, de façon synoptique, les différentes stratégies d'investigation empirique de cette problématique qui ont été utilisées dans la littérature. On notera que la fragilité théorique de l'hypothèse des primes salariales implicite de risque se reflète dans des méthodes d'estimations et des résultats extrêmement bigarrés. Nous essaierons alors d'en tirer les conclusions qui s'imposent quant à la démarche à suivre dans nos propres estimations.

Le troisième chapitre consistera en une présentation de nos données, de nos variables et de nos méthodes d'estimations. Celles-ci présenteront, par rapport à ce qu'il est commun de voir dans la littérature sur ce sujet, l'originalité de faire un grand appel aux estimateurs de Box & Cox(1964) qui laissent aux données le soin de "décider" – si l'on nous permet cet abus de langage – d'elles-mêmes la forme fonctionnelle qui les ajuste le plus adéquatement.

Le quatrième chapitre, finalement, présentera les résultats de ces estimations et les comparera avec ceux de la littérature résumés dans le chapitre 2 et notamment, avec ceux de Cousineau, Lacroix & Girard(1987; 1988) pour le Québec; cela permettra de comparer la rémunération du risque que fournit le marché du travail de l'Industrie de la construction avec celle qui prévaut dans l'ensemble de l'économie québécoise.

---

## CHAPITRE I: APPROCHE THEORIQUE<sup>1</sup>

---

*"The whole of the advantages and disadvantages of the different employments of labour and stock must, in the same neighbourhood, be either perfectly equal or continually tending to equality. If, in the same neighborhood, there was any employment evidently either more or less advantageous than the rest, so many people would crowd into it in the one case, and so many would desert it in the other that its advantages would soon return to the level of the others employments."*

Adam Smith, Wealth of Nations, ch. X.

Cette idée, toute simple finalement (elle a cette simplicité du génie), que les différents emplois et occupations doivent, à l'équilibre, égaliser la somme des avantages et des inconvénients qu'ils procurent aux travailleurs qui les occupent est à la base de toute la problématique de la rémunération implicite du risque d'accident de travail par le biais des différences de salaire. Assez curieusement toutefois, cette idée ne se laisse pas aisément formaliser. La raison de cette difficulté tient, essentiellement, à la multitude d'"avantages et d'inconvénients" que peut englober un emploi particulier, aux différences existant entre les travailleurs eux – mêmes quant à leur aptitude à exercer tel ou tel emploi et également, ainsi que nous le verrons, au caractère naturellement complexe du concept d'équilibre sous – jacent à l'idée d'Adam Smith.

### I.1 L'approche hédonique dans ses traits généraux

Nous avons trouvé(en) l'approche très générale des prix hédoniques de Rosen(1974;1986) la façon la plus intéressante de poser le problème d'un point

---

<sup>1</sup> Nous adopterons, dans ce chapitre, une approche plutôt formalisée. Le lecteur pourra trouver une bonne synthèse "intuitive" de la théorie des différentiels de salaires compensateurs chez Smith (1979), Rees (1975) ou Rosen (1986).

de vue formel. C'est d'ailleurs cette méthode qui a été à l'origine, avec la première application qu'en ont fait Thaler & Rosen(1976), de la quasi totalité des spécifications économétriques utilisées dans les études empiriques de la relation "risque de lésion – salaire".<sup>2</sup>

L'approche hédonique consiste à voir dans tout bien  $i$  un vecteur  $Z_i(z_1, \dots, z_n)$  de  $n$  caractéristiques, objectivement mesurables, desquelles l'individu tire son utilité. Considérons, par exemple, une automobile d'une certaine marque. Cette automobile possède une quantité d'un certain nombre d'attributs ou de caractéristiques (elle a une capacité d'accélération de tel ou tel type, un niveau de confort, une cote de fiabilité, etc) dont elle fait bénéficier (ou souffrir!) son propriétaire. Toute l'originalité de l'approche hédonique consiste à ne voir dans le bien automobile qu'un panier des diverses caractéristiques que ce bien possède et à n'attribuer qu'à ces caractéristiques (et non au bien lui-même) la capacité de procurer de l'Utilité aux agents.

Donc tout bien  $Z_i(z_1, \dots, z_n)$  est vu comme un point de l'espace à  $n$  dimensions des caractéristiques considérées. On peut, par une bijection, faire correspondre à chaque vecteur  $Z_i(z_1, \dots, z_n)$  un prix  $P_i(z_1, \dots, z_n)$ . Si on suppose l'existence d'un continuum de quantités possibles des diverses caractéristiques considérées, on peut alors définir une fonction  $P(z_1, \dots, z_n)$  qui, à chaque point de l'espace des caractéristiques (c'est-à-dire à chaque "bien"), fait correspondre un prix  $P_i$  particulier de telle façon que l'offre et la demande des caractéristiques considérées soient, à chaque point, égales aux quantités définies par ce point. Une telle fonction est appelée *Fonction d'ajustement Hédonique*.

## I.2 Application au domaine du travail

L'application au marché du travail et, plus spécifiquement, au cas qui nous intéresse de la relation entre le salaire et les risques de lésions professionnelles est immédiate. Il s'agit simplement de considérer l'emploi  $E_i$

---

<sup>2</sup> Toutefois, c'est à Tinbergen (1951; 1970) que nous devons les premières tentatives sérieuses de formalisation d'une théorie des différences salariales (car tel est bien ce dont il s'agit ici). Mais sa modélisation se révèle somme toute, comme le mentionne d'ailleurs Sattinger (1977), très analogue à celle de Rosen (1974) retenue ici pour l'essentiel.

particulier comme étant un vecteur de  $n$  caractéristiques  $E_i$  ( $e_1, \dots, e_n$ ). Ces caractéristiques sont, en fait, les fameux "avantages et désavantages" d'A. Smith et peuvent consister, par exemple, en des indices de danger en termes de santé au travail, en une automobile fournie par l'employeur, en une qualité des relations professionnelles, etc.

Pour faciliter la discussion qui va suivre, et pour ne pas nous embarrasser de considérations étrangères à l'objet de notre étude, nous ferons abstraction d'un grand nombre de caractéristiques liées à l'emploi  $E_i$  pour ne considérer que le salaire  $W$  qu'il procure et le niveau  $p$  de risque d'accident de travail qui y est attaché. Le vecteur  $E_i$  deviendra donc  $E_i(W, p)$ .

A ce continuum  $E(W, p)$  de combinaisons possibles des deux caractéristiques retenues, va bien sûr correspondre une fonction d'ajustement hédonique  $P(W, p)$  telle qu'elle a été définie plus haut. Utilisons, comme c'est l'usage, l'unité monétaire, en laquelle est d'ailleurs exprimé  $W$ , comme numéraire. Notre fonction

$$P = P(W, p) \quad (1)$$

devient alors

$$W = P(W, p) \quad (1a)$$

ou, si l'on isole  $W$  à gauche

$$W = W(p) \quad (1b)$$

L'équation (1b) représente donc la fonction d'ajustement hédonique qui, à chaque niveau de risque de lésions professionnelles caractéristique d'un emploi particulier, fait correspondre un salaire tel que le nombre de travailleurs prêts à travailler à ce risque soit le même que le nombre d'emplois qu'y offrent les entreprises. Tout ce qui importe maintenant, et ce n'est pas rien, est de voir sous quelles conditions cette fonction existe et, pour les fins de notre investigation empirique, a une allure positive. Il nous faut donc, pour ce faire, entrer plus dans le détail de la problématique du choix, par les travailleurs et les entreprises, du niveau de risque de lésions professionnelles.

Nous aimerions toutefois mentionner, avant de ce faire, le caractère aléatoire de la caractéristique "risque d'accident de travail" retenue ici. Cette caractéristique se présente en effet sous la forme d'une probabilité d'avoir, ou non, un accident de tel ou tel type dans un emploi  $E_i$  donné<sup>3</sup>. Ce recours à un indicateur probabiliste plutôt que fixe a été préféré par nous, ainsi d'ailleurs que par la presque totalité des auteurs ayant fait des études sur le sujet, car il permet de creuser la problématique fort intéressante de l'attitude des agents économiques devant l'incertain.

### I.3 Détermination de la fonction d'ajustement hédonique sur le marché du travail

Nous supposerons ici que la concurrence parfaite règne sur le marché de la caractéristique "risque d'accidents de travail" considérée, ce qui signifie:

- 1) qu'aucun agent individuel n'exerce d'influence significative sur l'ensemble du marché, c'est à dire, que la fonction  $W(p)$  déterminée par l'interaction des comportements des agents est, initialement, posée comme donnée aux agents;
- 2) que les agents connaissent parfaitement la quantité de la caractéristique (le risque d'accident de travail) contenue dans chaque emploi  $E_i$ ;
- 3) que les emplois considérés sont suffisamment homogènes, eu égard à l'aptitude des travailleurs à les exercer et à celle des entreprises à les offrir<sup>4</sup>, pour qu'il puisse y avoir de réelles possibilités de substitution de la part des agents économiques.

---

<sup>3</sup> Nous aurions toutefois pu recourir à des indicateurs non aléatoires de conditions de travail liées à la santé. On aurait ainsi pu utiliser le nombre moyen de décibels supportés par les travailleurs dans tel ou tel emploi, le nombre de telle ou telle particule en suspension dans l'air, le temps d'exposition ou de manipulation de substances toxiques, etc. Pour un exemple d'études utilisant de tels indicateurs, voir Duncan et Holmlund (1983).

<sup>4</sup> On verra plus loin comment cette dernière condition théorique milite en faveur du choix d'une industrie comme celle de la construction pour servir de base échantillonnale à la vérification empirique.

### I.3 – a) Le problème du travailleur

Les préférences du travailleur type dans l'espace "risque – salaire" considéré peuvent être représentées par la fonction d'utilité suivante:

$$E = (1 - p) U(W(p) + A) + pV(A + \alpha W(p)) \quad (2)$$

où  $p$  est la probabilité d'avoir un accident

$U$  est la fonction d'utilité en état de santé (en l'absence d'accident)

$W(p)$  est la fonction d'ajustement hédonique donnée par le marché

$A$  est l'avoir initial et/ou autonome de l'individu

$V$  est la fonction d'utilité en état d'accident

$\alpha$  est la proportion du salaire gagné que touche le travailleur en cas d'accident (au Québec, en vertu de la loi sur les compensations de la CSST)

On fait en outre les hypothèses, bien raisonnables, que:

- 1) l'utilité en état de santé est, caeteris paribus, plus grande qu'en état d'accident, c'est-à-dire que pour tout  $X$ ,  $U(X) > V(X)$
- 2) les travailleurs sont risquophobes, c'est-à-dire que pour tout  $X \geq 0$ ,  $U'(X)$  et  $V'(X) \geq 0$  et  $U''(X)$  et  $V''(X) \leq 0$ .

On notera quelques différences de cette formalisation par rapport à celle, devenue classique, de Thaler & Rosen (1976) et à celle de Viscusi (1979). Par rapport à Thaler & Rosen (1976), nous ne tenons pas compte de la possibilité pour les travailleurs de se prémunir préalablement contre le risque de lésions professionnelles par l'achat d'assurance. Outre la lourdeur de la présentation qu'elle permet d'éviter<sup>5</sup>, nous évoquerons, pour justifier cette négligence, le fait

---

<sup>5</sup> Et, également, l'analyse de la complexe question de l'efficacité des marchés d'assurance dans le cas de biens qui, comme la santé humaine, sont "irremplaçables". Voir à ce sujet Cook et Graham (1977).

que dans le contexte du régime de la CSST prévalant au Québec, l'achat par les travailleurs d'assurances privées de protection contre les accidents de travail est plutôt l'exception que la règle. Bien sûr, d'aucuns pourront voir le régime de la CSST comme une assurance imposée par l'Etat (ce qu'on appelle en anglais une "mandatory insurance"). Mais pour défendre une telle perception, on devrait, ou bien ignorer le fait indéniable que ce sont les employeurs qui, en vertu de la loi actuelle, versent les cotisations à la CSST selon les modalités d'une taxe sur la masse salariale, ou bien faire l'hypothèse que le fardeau de ces cotisations est, par le biais d'une réduction des salaires, retransmis ultérieurement aux travailleurs. Or aucune évidence empirique ne permet à l'heure actuelle de soutenir sérieusement cette dernière hypothèse<sup>6</sup>.

Par rapport à Viscusi (1979), nous avons préféré faire découler l'utilité du revenu plutôt que d'un bien composite X. Il s'agit en fait ici d'une question de détail, mais qui permet néanmoins de se débarrasser de l'obligation de faire l'hypothèse que le travailleur consomme le même panier X dans les deux états de la nature possibles<sup>7</sup>.

---

<sup>6</sup> Voir à ce sujet le travail de notre collègue Nicolas Marceau (1988) réalisé dans le cadre de son mémoire de maîtrise.

<sup>7</sup> Une précision s'impose ici sur ce monde théorique à deux états de nature. Comme nous ne nous intéressons pas, à la différence de Thaler et Rosen (1976), aux seuls accidents mortels de travail, il est évident que le résumé de l'éventail des possibles, en termes de sécurité au travail, à deux états, accidenté et non accidenté, relève d'une énorme simplification. En effet, la fonction d'utilité décrivant les préférences de l'individu en état "accidenté" sera bien différente selon que cet état résulte d'une chute d'un cinquième étage ou d'une brûlure à l'auriculaire gauche. Toutefois, retenir, dans la formalisation théorique, les n types d'accidents possibles et les n+1 probabilités et fonctions d'utilité qui auraient correspondu à tous ces états de la nature que nous aurions ainsi pris en compte n'aurait ajouté aucune information supplémentaire sur l'influence prévisible du risque sur les exigences salariales. La probabilité (identifiée par  $1-p$  dans l'équation (2)) de demeurer en santé serait, en effet, restée la même tandis que  $p$  n'aurait fait que se décomposer en  $np_i$  possibles de somme  $p$ . Il s'agit donc, très simplement, de voir dans l'équation (2) la modélisation d'une situation d'incertitude, invoquant la probabilité  $p$  d'un accident d'un certain type associé à un niveau de bien être  $V \leq U$  et valable pour tout autre type d'accident suffisamment grave pour altérer structurellement les fonctions d'utilité des travailleurs.



Selon les hypothèses susmentionnées de concurrence parfaite, nous savons que la fonction  $W(p)$  est, au moment où le travailleur se présente sur le marché, une donnée sur laquelle il n'a aucune prise. Pour bien voir comment cette fonction d'ajustement hédonique s'établit, faisons un retour en arrière et, suivant l'approche de Rosen (1974) et de Thaler & Rosen (1976), représentons les préférences "pures" du travailleur, c'est-à-dire nonobstant l'existence de cette fonction – agissant dans le problème comme un contrainte –  $W(p)$ . Ces préférences pourraient alors être représentées par le moyen d'une fonction  $\theta(p, A, \alpha, E)$  définie comme étant le salaire qu'un individu serait prêt à accepter, à un niveau  $E$  d'utilité espérée,  $A$  d'actifs personnels et  $\alpha$  de pourcentage de son salaire qu'il reçoit en cas d'accident, pour prendre un risque  $p$ . Formellement, cette fonction est telle que l'équation

$$E = (1 - p)U(\theta(p, A, \alpha, E) + A) + pV(A + \alpha\theta(p, A, \alpha, E)) \quad (3)$$

est satisfaite. La différentiation totale de (3) nous permet d'établir les caractéristiques suivantes de la fonction  $\theta$ :

$$\theta_p = \delta\theta/\delta p = \frac{U(\dots) - V(\dots)}{(1-p)U' + pV'\alpha} > 0 \quad (4)$$

$$\theta_{pp} = \delta^2\theta/\delta^2p = \frac{2(U-V)(U' - V'\alpha)}{[(1-p)U' + p\alpha V']^2} - \frac{(U-V)^2 [(1-p)U'' + p\alpha V'']}{[(1-p)U' + p\alpha V']^3} > 0 \quad (5)$$

$$\theta_E = \delta\theta/\delta E = 1/(1-p)U' + p\alpha V' > 0 \quad (6)$$

$$\theta_{pE} = \delta^2\theta/\delta p\delta E = \frac{U' - V'\alpha - \theta_p [(1-p)U'' + p\alpha V'']}{[(1-p)U' + p\alpha V']^2} > 0 \quad (7)$$

L'équation (4), très importante pour nous ici, nous montre sans ambiguïté qu'à utilité constante, et caeteris paribus quant au revenu autonome et à  $\alpha$ , le travailleur type désirera un salaire  $\theta$  qui augmente avec le niveau de risque auquel il s'expose. Les courbes d'indifférence du travailleur sont donc positives.

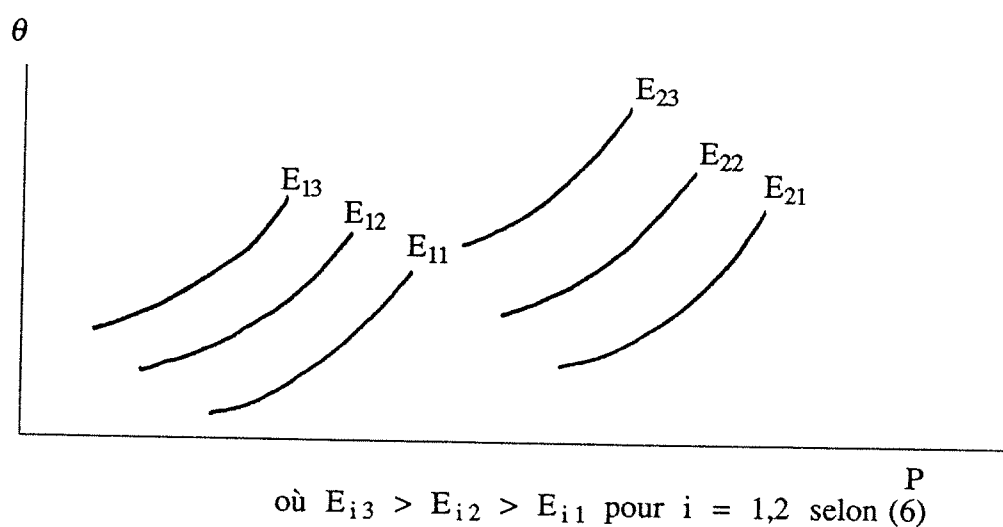
A défaut d'hypothèses supplémentaires sur les utilités marginales dans les deux états de la nature, on ne peut se prononcer sur la courbure de ces courbes

d'indifférences (équation (5)). Le cas convexe de Thaler & Rosen (1976) n'est donc pas assuré dans notre monde théorique où les travailleurs ne sont pas autorisés à se procurer un montant optimal d'assurance privée. Notons toutefois que si l'on élimine le cas, assez invraisemblable somme toute, où l'utilité qu'apporte 1 \$ supplémentaire est substantiellement plus grande, à un niveau de revenu comparable<sup>8</sup>, dans l'état accidenté que dans l'état de santé, on aboutira à un signe positif de (5).

L'équation (6) nous montre que, pour un même niveau de risque, de pourcentage du salaire reçu en cas d'accident et de revenu autonome, le salaire réclamé augmente avec le niveau d'utilité, résultat très intuitif s'il en est. Quant à l'équation (7), présentée ici pour faire référence à l'exposé de Thaler & Rosen (1976), elle est relative à l'évolution des pentes des courbes d'indifférence en rapport avec la variation des niveaux d'utilité et est soumise, quant à son signe, à la même indétermination que (5).

En supposant la positivité, qui n'est pas garantie dans notre cas, du signe des équations (5) et (7), on peut, dans l'espace "risque - salaire", représenter comme suit les préférences des travailleurs:

FIGURE 1



<sup>8</sup> En effet, si l'on tient compte des dépenses inhérentes à l'occupation de tout emploi et que l'on épargne en ne travaillant pas, le  $\alpha$  est, au Québec, très près de 1.

Ce graphique représente donc trois courbes d'indifférences de deux individus ayant différentes préférences quant à leur volonté de supporter des risques de lésions professionnelles. L'individu 2 est donc ici moins risquophobe car il accepte, pour un même niveau d'utilité, de prendre un risque  $p$  plus élevé à un salaire  $\theta$  égal ou moindre. Il est clair que sur le marché du travail, un très grand nombre d'individus ayant différentes attitudes face au risque se retrouvent.

Ces considérations étant faites sur les préférences "pures" des travailleurs concernant les risques et les salaires, on peut maintenant revenir au problème initial du travailleur qui est, bien évidemment, de choisir un niveau de risque  $p^*$  qui maximise son utilité espérée étant donné, par le marché, la fonction de prix hédonique  $W(p)$ . La condition de 1er ordre à la maximisation, par rapport à  $p$ , de (2) est:

$$\delta E/\delta p = -U + V + (1-p)U'W_p + pV'\alpha W_p = 0 \quad (8)$$

c'est-à-dire

$$W_p = \delta W/\delta p = \frac{U - V}{(1-p)U' + p\alpha V'} = \theta_p > 0 \quad (8a)$$

Au niveau  $p^*$  et au salaire  $W^*$  correspondant qui maximise l'utilité du travailleur, la pente de la fonction de marché doit être la même que celle de sa courbe d'indifférence à ce niveau d'utilité. Pour qu'une solution intérieure existe au problème de maximisation du travailleur, il faut donc que la relation "risque salaire" existant sur le marché soit positive.

### 1.3 - b) Le problème de l'entreprise

Nous représenterons les objectifs et la technologie de la firme type par la fonction de profit suivante:

$$\pi = P_1 F(K, \gamma, p) - k\tau - (1 + t(p))W(p)L - G(p) \quad (9)$$

- où  $P_i$  est le prix de vente de l'output  $i$  produit par la firme  
 $K$  est le stock physique de Capital  
 $\gamma = L - \Omega(p)$  avec  $\delta\Omega/\delta p > 0$  est la quantité de travail effectif utilisé dans la production de  $i$   
 $r$  est la rémunération du capital  
 $L$  est la quantité de travail engagé  
 $t(p)$  est une taxe sur la masse salariale imposée à l'entreprise comme contribution à la CSST ( $\delta t/\delta p > 0$ )  
 $G(p)$  est la fonction de coûts de l'entreprise générée par ses dépenses en prévention ( $\delta G/\delta p < 0$ ).

On suppose en outre que

$$\delta F/\delta p, \delta F/\delta \gamma, \delta F/\delta K, \delta^2 G/\delta^2 p \text{ et } \delta^2 F/\delta K \delta L > 0$$

$$\delta^2 F/\delta^2 \gamma, \delta^2 F/\delta^2 K, \delta^2 \Omega/\delta^2 p \text{ et } \delta^2 F/\delta p \delta \gamma < 0$$

$$\delta^2 t/\delta^2 p \text{ et } \delta^2 F/\delta p \delta K = 0$$

On notera encore ici une certaine différence par rapport à la modélisation classique de Thaler & Rosen. Ces derniers n'ont en effet vu, suivant en cela Oi(1974), dans les activités de prévention des accidents de travail de l'entreprise qu'un facteur négatif de production sous la forme d'un coût d'opportunité<sup>9</sup>. Il s'agit pourtant là d'une façon de voir qui, si elle n'est pas inexacte, demeure, de notre point de vue, très partielle. Et elle est d'autant plus partielle qu'elle s'oppose tout bonnement à celle d'autres théoriciens du problème (par exemple Kniesner & Leeth (1986a; 1986b; 1986c) qui voient dans la sécurité un facteur positif de production.

<sup>9</sup> En ce sens qu'une "unité" de prévention ne peut être "produite", compte tenu des ressources de l'entreprise, qu'au détriment de l'output du marché duquel celle-ci tire ses revenus.

Nous croyons, pour notre part, que les deux approches sont simultanément recevables. C'est ce que nous avons voulu montrer par l'équation (9). Le point de vue de Thaler & Rosen (1976) et Oi (1974) est représenté par la présence de  $p$  dans la fonction de production et l'hypothèse que  $\delta F/\delta p > 0$ . Celui de Kniesner & Leeth (1986a; 1986b; 1986c) s'exprime par l'insertion de  $\gamma$  plutôt que  $L$  dans la fonction de production.  $\gamma$  représente une quantité de travail effectivement à l'oeuvre dans le processus de production. Cette quantité est, bien sûr, égale à  $L$ , la quantité de travail achetée par l'entreprise au salaire  $W(p)$ , de laquelle on soustrait une certaine quantité  $\Omega$ , positivement reliée au risque  $p$  d'accident de travail, et reflétant l'influence défavorable du risque d'accident de travail sur l'effort productif réel (donné par  $\gamma$ ) des travailleurs.

Nous avons en outre, par rapport à Thaler & Rosen (1976) pris en compte le phénomène typiquement québécois des taxes  $t$  sur la masse salariale, imposés aux entreprises selon leur performance en fait de sécurité au travail ( $\delta t/\delta p > 0$ )<sup>10</sup>

Encore ici, il peut être intéressant de représenter les "préférences" pures de l'entreprise en remplaçant, de façon analogue à ce que l'on avait fait pour le travailleur, la fonction  $W(p)$  donnée par le marché par une fonction  $\Phi(p, \pi, k, r, P_i)$  définie comme étant le salaire que l'entreprise est prête à payer à un travailleur pour l'inciter à accepter un niveau  $p$  de risques caeteris paribus. Cette fonction vérifie l'équation

$$\pi = P_i F(K, \gamma, p) - \Phi(p, \pi, K, r, P_i, L) L(1 + t(p)) - Kr - G(p) \quad (10)$$

Suivant la même méthode de différentiation totale que celle utilisée précédemment, on peut établir que

<sup>10</sup> L'hypothèse de continuité et, en conséquence, de différentiabilité de la fonction  $t(p)$  est, eu égard au lien assez frustré existant, dans le système québécois actuel, entre le montant de la taxe qu'ont à payer les entreprises à la CSST et leur performance en matière de prévention des accidents de travail, un peu abusive. Elle est faite pour permettre une présentation mathématique des choix de l'entreprise. L'hypothèse d'une dérivée seconde nulle de la fonction  $t(p)$  reflète, pour sa part, la linéarité observée du lien susmentionné.

$$\Phi_p = \delta\Phi/\delta p = \frac{-P_i F_p \gamma \Omega_p + P_i F_p - G_p - t_p L \Phi}{(1+t)L} \geq 0 \quad (11)$$

On aimerait bien évidemment, pour qu'un équilibre entre les volontés des travailleurs et celles des entreprises soit possible, que  $\Phi_p$  soit positif, c'est-à-dire que la firme type soit disposée, pour un niveau de profit  $\pi$  donné, à donner au travailleur un salaire plus élevé pour un risque plus élevé. L'équation (11) nous révèle que  $\Phi_p$  ne sera positif que si

$$P_i F_p - G_p > t_p \Phi_L + P_i F_p \gamma_p \quad (11a)$$

c'est-à-dire si et seulement si la somme des gains, en termes d'accroissement de la valeur de la production ( $P_i F_p$ ) et de réduction des dépenses de prévention ( $G_p$ ), entraînés par une augmentation marginale du risque est supérieure à celle des pertes issues de la diminution de l'efficacité productive de la main d'oeuvre ( $P_i \gamma_p$ ) et de la hausse des taxes sur la masse salariale. Ainsi donc, une firme qui, à un certain niveau de production, supporterait des coûts marginaux du risque plus élevé que ses gains ne serait aucunement disposée à augmenter le salaire qu'elle souhaiterait donner au travailleur avec le risque d'accident.

Egalement, on peut voir que

$$\Phi_{pp} = \frac{-P_i [F_{pp} \gamma \Omega_p^2 + 2F_p \gamma_p \Omega_p - F_{pp}] - G_{pp} - 2t_p \Phi_{pL}}{(1+t)L} > 0 \quad (12)$$

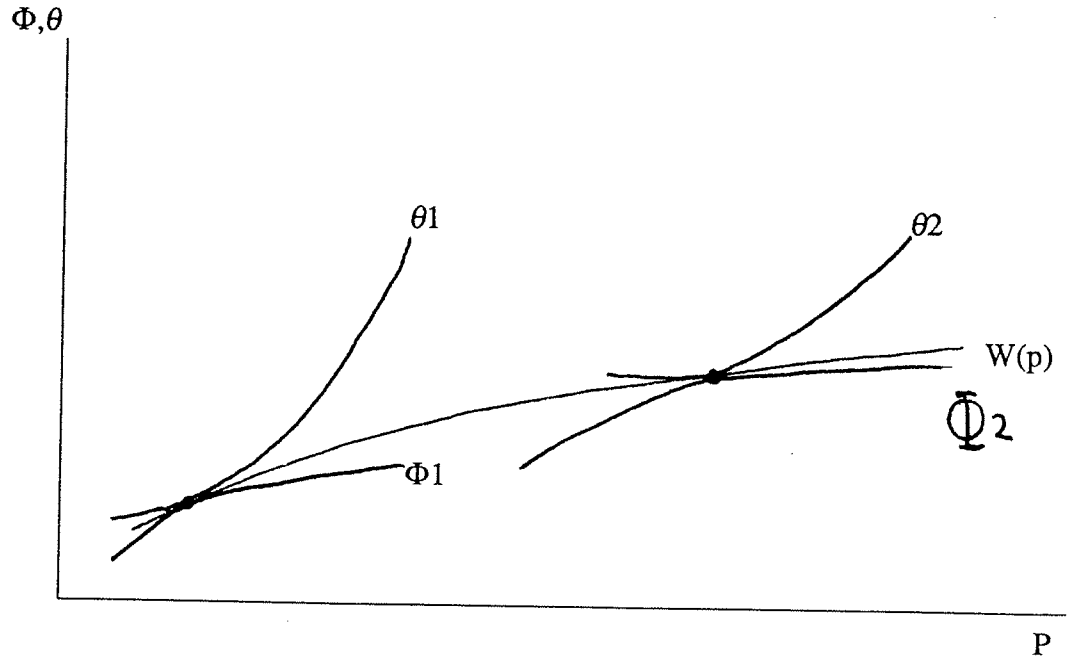
L'indétermination du signe de  $\Phi_{pp}$  est donc, elle aussi, on ne peut plus totale. Elle l'était également, toutefois, chez Thaler & Rosen (1976). Par contre on voit, résultat bien intuitif, que

$$\Phi_\pi = -1/L(1+t) < 0 \quad (13)$$

c'est-à-dire que, caeteris paribus, le salaire que l'entreprise est disposée à payer est inversement relié au niveau de profit auquel celle-ci se situe. On peut donc remarquer, dès que l'on s'écarte du trop simple cadre de Thaler & Rosen (1976), le caractère très imprécis, et c'est le moins que l'on puisse dire, de l'analyse qu'il est possible de faire des "préférences" du producteur. Si l'on suppose néanmoins

la positivité du signe de (11) et de (12), on peut représenter de la façon suivante, sur le même graphique que la figure I, les courbes d'isoprofit de producteurs types:

FIGURE II



Tout comme chez le travailleur, on suppose, par l'hypothèse de concurrence parfaite, l'existence d'un très grand nombre d'entreprises sur le marché du travail considéré, qui se distinguent par leur technologie et donc, par leur aptitude à offrir, pour un même niveau de profit, différentes combinaisons de risque et de salaire. Dans cette perspective, les entreprises situées vers la gauche du graphique seraient celles qui disposeraient d'une technologie plus "sécuritaire", c'est à dire leur permettant d'offrir, pour un salaire donné, un niveau de risque moins élevé.

De façon évidemment analogue à ce que l'on avait obtenu chez le travailleur, la maximisation du profit de l'entreprise nous donne la condition de premier ordre que

$$\delta\pi/\delta p = -P_i(F_\gamma \Omega_p - F_p) - t_p WL - (1+t)W_p L - G_p = 0 \quad (14)$$

c'est-à-dire, bien normalement, que

$$W = \frac{P_i (F_{\gamma} \Omega_p - F_p) - t_p WL - G_p = \Phi_p}{(1 + t)L} > 0 \quad (14a)$$

Dans la mesure où la fonction  $W(p)$  de marché a une pente qui le permet, la firme type tentera donc d'y égaliser la pente de la courbe d'isoprofit la plus basse qu'elle peut atteindre.

### 1.3 - c) L'équilibre hédonique

Ces remarques que nous venons de faire sur l'égalisation respective des pentes des courbes d'isoprofit et d'indifférence des différentes entreprises et travailleurs oeuvrant dans l'espace "risque - salaire" considéré, et que nous avons schématisées dans la figure II devraient nous aider à mieux cerner ce qu'est la fonction  $W(p)$ . Elle est en effet le lieu des différents points de tangence qui, sur le marché en question, s'établissent entre des courbes d'indifférence et d'isoprofit.

Cet énoncé descriptif n'est toutefois pas suffisant. Pour que l'équilibre que représente la fonction  $W(p)$  soit réellement possible il faut que le nombre de travailleurs disponibles à offrir leurs services à un risque  $P^*$  et à un salaire  $W(p^*)$  soit le même que le nombre de postes offerts par les producteurs à ce point  $(p^*, W^*)$  et ce, pour tout point considéré.

Le problème mathématique posé ici est donc assez complexe. Son analyse générale a été faite par Court (1941) et reprise, quoique dans une optique plus particulière, par Rosen (1974). La complexité du problème tient essentiellement au fait que l'équilibre doit être atteint simultanément sur tous les points de la fonction  $W(p)$  et que, ainsi que le rappelle fort justement Rosen (1986), un déplacement d'équilibre à un point amène obligatoirement le déplacement de toute la fonction  $W(p)$ . En d'autres termes, si on appelle  $z$  un paramètre (ou un vecteur de paramètres) représentant la technologie de la firme (c'est-à-dire susceptible de déplacer, sur la figure II, les courbes d'isoprofit) et  $x$  un vecteur de paramètres représentant les préférences face au risque et au numéraire des travailleurs et si on définit comme étant respectivement  $F(z)$  et  $H(x)$  les



fonctions de distribution des entreprises et des travailleurs selon ces paramètres inclus dans  $z$  et  $x$ , la fonction  $W(p)$  doit vérifier l'équation différentielle

$$H(x) \frac{dx}{dp} dp = L(z)F(z) \frac{dz}{dp} dp \quad (15)$$

où  $L(z)$  est la demande de travail de l'entreprise dotée de la technologie exprimée par  $z$ .

Dans un petit intervalle  $dp$  de  $p$ , la quantité de travailleurs prêts, selon leurs paramètres  $x$  de préférence et la nature de la relation liant ceux-ci aux risques qu'ils sont prêts à prendre ( $dx/dp$ ), à occuper les emplois disponibles à ce niveau de risque doit égaler le nombre de postes que chaque entreprise  $y$  offre ( $L(z)$ ) multiplié par le nombre d'entreprises (donné par la fonction de distribution  $F(z)$ ) que l'on retrouve dans cet intervalle. C'est tout ce que dit cette équation. Notons bien que telle qu'elle s'exprime sous cette forme, et en l'absence de conditions supplémentaires, l'équation (15) n'est pas assurée de posséder une solution unique.

A défaut d'hypothèses supplémentaires plus spécifiques sur le type de technologie ou de préférences, il nous est impossible de tirer des conclusions plus précises sur la nature de l'équilibre hédonique qui pourra résulter des comportements respectifs ci-haut décrits des travailleurs et des entreprises. Voilà qui augure bien mal, pourra-t-on dire, notre travail d'investigation empirique. Nous ne sommes en effet parvenu:

- 1) ni à démontrer l'existence d'une fonction  $W(p)$  unique qui solutionne l'équation (15) ;
- 2) ni à nous assurer de la positivité non équivoque du signe de la dérivée première de cette fonction comme cela était le cas chez Thaler & Rosen (1976) où travailleurs et entreprises avaient des courbes d'indifférences et d'isoprofit positives ;
- 3) ni à obtenir de quelconques indications sur la forme fonctionnelle possible de la fonction  $W(p)$ .

Il convient, toutefois, de relativiser l'imprécision apparente de ces conclusions théoriques. Tout d'abord, en ce qui concerne la plus importante d'entre elles, celle de l'existence de la fonction  $W(p)$ , on peut en lever l'incertitude en établissant un certain nombre de conditions aux bornes susceptibles de garantir une solution unique pour l'équation (15). Ces conditions aux bornes (voir Kniesner & Leeth (1986a; 1986b; 1986c), nécessaires pour l'existence de solutions uniques dans les équations différentielles, sont, d'un point de vue économique, aisées à accepter car elles ne reposent que sur l'existence d'un taux de profit nul (admissible en situation de concurrence parfaite), la satisfaction des conditions de 1er ordre (8) et (14) au point où  $p = 0$  et au point où  $p$  est maximum sur le marché du travail concerné, et l'hypothèse, corollaire à celle de concurrence parfaite faite au début de ce chapitre, qu'aucune masse de travailleurs ou d'entreprises ne peut se retrouver sur un seul point de la fonction  $W(p)$ .

Pour sa part, la positivité du signe de  $W(p)$  est, sauf si un niveau pathologique de chômage règne sur le marché du travail considéré ou si les entreprises se trouvent en situation oligopsonistique ou monopsonistique, plus que probable théoriquement. En effet, et comme on l'a vu, tous les travailleurs vont exiger une rémunération salariale supplémentaire pour accepter de supporter un niveau de risque plus élevé. Même si cette certitude théorique n'existe pas pour l'entreprise, il n'en demeure pas moins que si un minimum de concurrence prévaut sur le marché du travail, aucune entreprise ne pourra obtenir toute la main d'oeuvre qu'elle désire en offrant une prime négative de salaire en compensation du risques qu'elle lui fera subir. La positivité de  $W(p)$  va donc s'imposer comme une loi d'airain pour les entreprises. Toutes celles dont la technologie ne satisfera pas à la condition (11a) seront, parce qu'elles ne pourront pas attirer chez elles toute la main d'oeuvre que nécessite la maximisation du profit au niveau de profit nul, éliminées du marché.

Quant à la forme fonctionnelle de la fonction  $W(p)$ , la théorie demeure complètement silencieuse. On verra au chapitre 3 comment cet état de fait commandera une stratégie d'investigation empirique appropriée.

#### 1.4 Considérations théoriques sur l'estimation de $W(p)$

Sous la seule hypothèse, ipso facto soutenable si on accepte la logique sous-jacente aux conditions aux bornes de Kniesner & Leeth (1986a; 1986b; 1986c) relatives à l'équation (15), de son existence, on peut procéder à l'estimation de  $W(p)$ . La positivité du signe de  $W_p$  devient alors, quoiqu'on puisse en dire à un niveau théorique, une question empirique.

Pour procéder à cette estimation, il s'agira de définir un indicateur (ou possiblement des indicateurs si l'on veut tenir compte de plusieurs types d'accident ou de leur gravité moyenne) de  $p$  et d'estimer une équation de salaire, sans forme fonctionnelle <sup>0</sup>priori (d'où l'attrait des estimateurs de Box & Cox (1963) que nous avons utilisés), qui dépendra de cet(ces) indicateur(s) et, possiblement, d'autres éléments identifiables de détermination des salaires que nous avons négligés dans les considérations théoriques précédentes.

Se posent alors deux questions, assez liées somme toute, que nous devons aborder pour clore ce chapitre:

- 1) Que révélera, dans le contexte de la dynamique des choix des agents économiques, l'estimation de la fonction  $W(p)$  sur les préférences de ces agents ?
- 2) Quels sont, parmi les facteurs de détermination des salaires autres que les indicateurs de risque, ceux qu'il importe de retenir pour convenablement estimer notre relation  $W(p)$  ?

##### 1.4 – a) Signification de $W(p)$ quant aux préférences des agents: Un problème d'identification

Très importante, la première question soulève tout le problème de l'interprétation ultérieure que l'on fera des résultats de nos estimations et de leur signification pour des fins de politique économique. Rien de mieux, pour interpréter, que de connaître ce que l'on interprète. Or, assez curieusement, comme on va maintenant le voir, les paramètres de la fonction  $W(p)$  ne sont pas "naturellement" porteurs de leur signification. Un grave problème

d'identification empêche en effet l'équation  $W(p)$  de révéler l'information qu'elle devrait contenir sur les caractéristiques des agents économiques qui, par leur interaction sur le marché, l'ont générée.

Pour bien comprendre le problème dont il est question ici, il est intéressant d'utiliser la démarche de Rosen (1974) et de reconstruire la figure II en mettant en ordonnée les pentes des fonctions  $\Phi$  et  $\theta$  plutôt que ces fonctions elles-mêmes. Car il se trouve que la dérivée de la fonction  $\theta$ , à un niveau donné  $E^*$  d'utilité, n'est rien d'autre que la fonction de demande hicksienne de risque d'accident de travail. La dérivée de la fonction  $\Phi$ , quant à elle, peut être vue comme la courbe d'offre de la firme (ou sa courbe de coût marginal) au niveau de profit nul qui, en équilibre de long terme, va prévaloir. On obtient ainsi le graphique III de la page suivante. Ce graphique nous aide bien à mettre en lumière le fait que la fonction  $W(p)$  que l'on estimera sera le lieu des points d'égalisation de l'offre et de la demande de risque des entreprises et des travailleurs<sup>11</sup> sur le marché, comme l'avait d'ailleurs suggéré l'équation (15). Le problème d'identification peut maintenant être posé dans toute son ampleur. Imaginons que sur un marché spécifique, il n'y ait qu'un seul type d'entreprise (quant à la technologie utilisée) et un grand nombre de types de travailleurs. Alors, comme le révèle la figure IV, la fonction  $W(p)$  ne fera que refléter l'offre de risque et ne révélera en soi aucune information sur sa demande par les travailleurs.

---

<sup>11</sup> Soyons ici bien clair. Les fonctions  $\theta_{p1}$  et  $\theta_{p2}$  représentées sur le graphique sont des fonctions de demande compensées qui n'égalent les fonctions de demande réelle que si l'effet revenu est nul (Varian (1982)), ce qui ne risque pas d'être le cas ici, comme on le verra plus loin. En ce sens, il est plus juste de dire que le point de croisement de ces fonctions avec les fonctions de coûts marginaux  $\Phi_{p1}$  et  $\Phi_{p2}$  présuppose l'équilibre qu'il détermine car le tracé des courbes  $\theta_{p1}$  et  $\theta_{p2}$  nécessite obligatoirement la connaissance préalable du niveau d'utilité atteint au terme de la maximisation de l'équation (8), c'est-à-dire, à l'avènement de l'équilibre.

FIGURE III

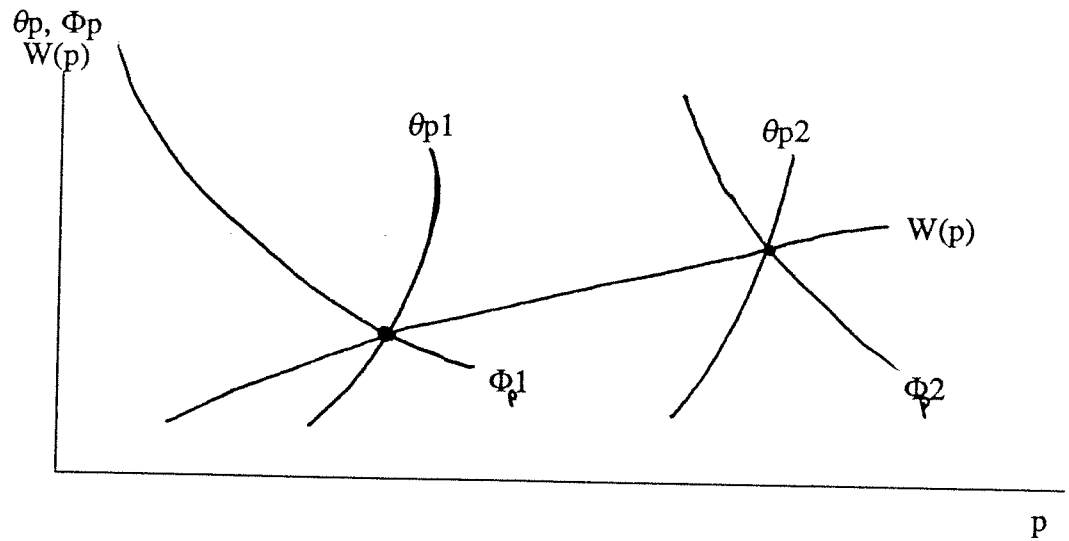
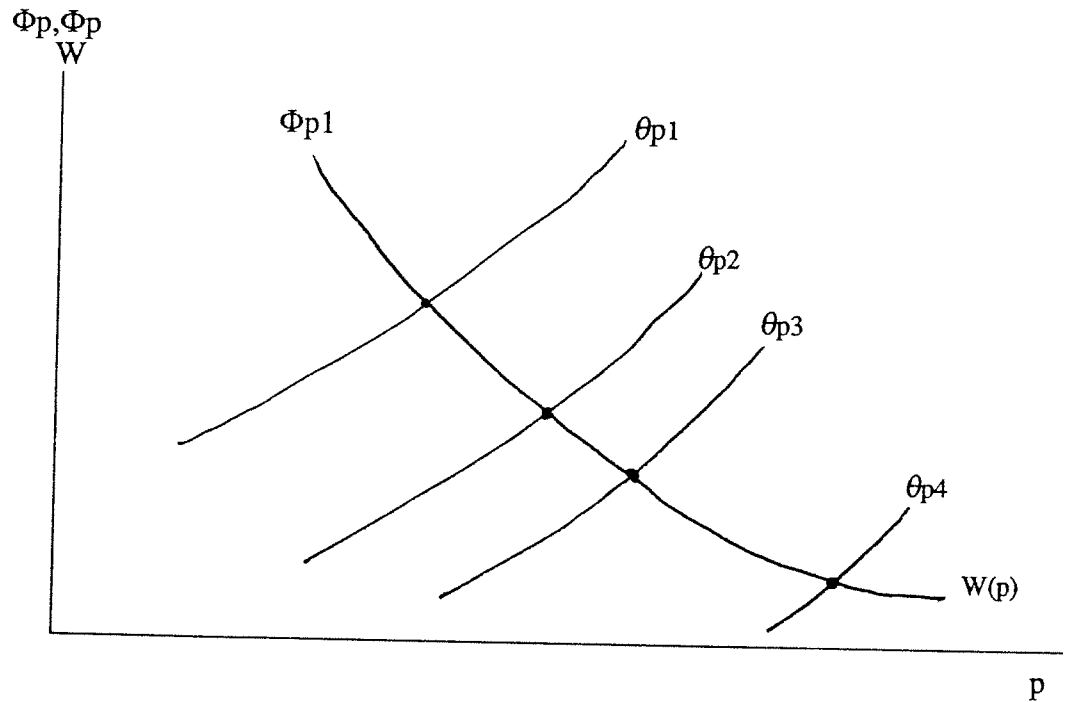


FIGURE IV



Dans un cas comme celui illustré ci-dessus, où la courbe d'isoprofit du seul type d'entreprise présent sur le marché est concave, on pourrait donc obtenir une fonction d'ajustement hédonique  $W(p)$  dont la dérivée première soit négative tout en ne révélant rien des préférences des travailleurs face à

l'incertain. La fonction  $W(p)$  estimée ici ne serait en effet que le reflet de la fonction d'offre de risque par les entreprises de ce marché à leur niveau de profit nul.

D'une façon similaire, s'il n'y avait, du point de vue de l'attitude face au risque, qu'un seul type de travailleurs, la fonction  $W(p)$  que l'on estimerait ne refléterait que la demande (compensée) de risque sans rien révéler sur les technologies des entreprises.

Donc, que faire dans la réalité? Comment inférer de qui, des travailleurs ou des entreprises, la fonction  $W(p)$  révèle les préférences ou la technologie?

Il s'agirait, pour répondre à ces questions, d'identifier, dans la procédure économétrique, les deux fonctions de demande et d'offre de risque, c'est-à-dire de les estimer par un système d'équations simultanées où la variable de prix du risque serait tirée de l'estimation préalable de la fonction  $W(p)$ . Telle est du moins la procédure d'estimation à deux étapes d'un système de prix hédonique suggéré par Rosen(1974) à savoir:

- 1) estimation de  $W(p)$  c'est à dire d'une équation de salaire traditionnelle en utilisant la meilleure forme fonctionnelle possible;
- 2) pour chaque  $p$  de l'échantillon, calcul du  $W_p$  obtenu à partir de la fonction  $W(p)$  estimée en 1 ;
- 3) estimation d'un système simultané d'équations de demande et d'offre de risque de type ;

$$\begin{aligned} p &= d(W_p, X) \text{ (demande)} \\ p &= o(W_p, Z) \text{ (Offre)} \end{aligned} \quad (16)$$

où  $X$  est un vecteur de caractéristiques individuelles mentionnées dans l'équation (15) et capable de faire déplacer les demandes hicksiennes ou les courbes d'indifférence

Z est un vecteur de paramètres de technologie capable de déplacer les courbes d'isoprofit<sup>12</sup>

Toutefois, un problème se pose à l'occasion avec cette méthode d'estimation en deux étapes. Ce problème, soulevé de façon éloquente par Brown & Rosen (1981), réside dans le fait que si un certain nombre de restrictions a priori ne sont pas imposées sur la forme fonctionnelle de la fonction  $W(p)$  estimée en première étape, l'utilisation des prix implicites issus de la dérivée par rapport au risque de cette équation comme variable de prix dans l'estimation subséquente du système simultané (16) n'ajoutera aucune information supplémentaire à cette estimation. Les coefficients qui y seront obtenus ne seront alors que des combinaisons linéaires des coefficients estimés dans  $W(p)$ . Pour mieux voir de quoi il s'agit, considérons la spécification économétrique quadratique suivante de la fonction  $W(p)$ :

$$W = \alpha_0 + \alpha_1 p + \alpha_2 p^2 + \mu \quad (17)$$

et la caractérisation linéaire suivante du système (16)

$$\begin{aligned} p &= \beta_0 + \beta_1 W_p + \gamma X + \varepsilon && \text{(demande)} \\ p &= \delta_0 + \delta_1 W_p + DY + \gamma && \text{(offre)} \end{aligned}$$

<sup>12</sup> Donc, en stricte rigueur, c'est en ces termes que se pose la fameuse question de la détermination simultanée des risques de lésions professionnelles et des salaires dont nous avons dit quelques mots en introduction. Il s'agit donc d'une chose très différente des modèles simultanés qu'ont, de façon ad hoc, utilisés certaines études empiriques que nous examinerons plus loin (par exemple Chelius (1974) et Mclean et al. (1978)) et qui s'écrivaient, grosso modo, sous la forme des deux équations suivantes  $W=f(p,X,Z)$  ;  $p=g(W,X,Z)$

où X est un vecteur de caractéristiques individuelles et techniques de détermination des risques et des salaires;

Y est un vecteur de facteurs explicatifs propres aux risques et

Z est un vecteur de déterminants spécifiques des salaires.

Une telle écriture du problème de simultanéité suppose en effet que ce sont les salaires et les risques qui s'influencent réciproquement alors que, dans l'esprit de l'approche hédonique, c'est le risque et le prix du risque (donné par la dérivée de la fonction  $W(p)$ , estimée préalablement, par rapport au risque) qui se déterminent simultanément.

où  $\gamma$  et  $D$  sont respectivement les vecteurs des coefficients affectant les vecteurs  $X$  et  $Y$  mentionnés en (16)

$$\mu, \varepsilon \text{ et } \gamma : N(0, \sigma_i^2)$$

on sait que l'estimateur de MCO de  $\beta_1$ ,  $\hat{\beta}_1$ , est

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\text{COV}(p, \hat{W}_p)}{\text{VAR}(\hat{W}_p)}$$

et que

$$\hat{W}_p = \hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2 p$$

Il est donc facile de voir que

$$\begin{aligned} \text{COV}(p, \hat{W}_p) &= E(p - \bar{p})(\hat{W}_p - \bar{W}_p) \\ &= E[(p - \bar{p})(\hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2 p - \hat{\alpha}_1 - 2\hat{\alpha}_2 \bar{p})] \\ &= 2\hat{\alpha}_2 \text{VAR}(p) \end{aligned}$$

c'est-à-dire, sachant que  $\text{VAR}(\hat{W}_p) = 4\hat{\alpha}_2^2 \text{VAR}(p)$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{2\hat{\alpha}_2 \text{VAR}(p)}{4\hat{\alpha}_2^2 \text{VAR}(p)} = 1/2\hat{\alpha}_2$$

Donc, dans un tel cas, l'estimation du système (16) donnerait des coefficients qui dépendraient directement de ceux obtenus dans l'estimation originelle de  $W(p)$ . La deuxième étape d'estimation de la procédure de Rosen (1974) serait alors redondante. Brown & Rosen (1981) ont en fait montré qu'il fallait que la spécification fonctionnelle de l'équation  $W(p)$  soit de deux degrés ou plus supérieure à celle de la demande ou de l'offre de risque du système (16) pour que la redondance disparaisse et que de l'information soit ajoutée par la deuxième étape de la procédure d'estimation de Rosen. Mais quelle raison



théorique peut on invoquer pour imposer une telle restriction a priori sur la forme de la relation  $W(p)$ ?

Comme on le voit, le problème est très grave. Nous l'esquiverons toutefois dans notre analyse empirique en ne nous consacrant qu'à la première étape de la procédure de Rosen c'est-à-dire, à la seule estimation de la fonction  $W(p)$ . De cette esquivé, que nous justifierons par l'absence, à l'heure actuelle, de bons modèles de détermination des fonctions de demande et d'offre de risque<sup>13</sup> et de données adéquates qui permettraient d'approximer le contenu théorique des vecteurs  $z$  et  $x$  de déplacement de ces fonctions, il faudra cependant tirer des conclusions prudentes lorsque viendra l'heure d'interpréter les résultats de nos estimations.

#### 1.4 – b) Le choix des déterminants du salaire en sus du risque

Reste la question de savoir quelles variables, autres que les indicateurs retenus de risque de lésion professionnelles, on doit retenir dans l'écriture de l'équation de salaire. Si l'on voulait être fidèle à la première étape de la procédure de Rosen, il conviendrait d'incorporer à cette équation toutes les caractéristiques liées aux emplois qui sont susceptibles, à l'instar du risque, de commander une rémunération implicite.

Toutefois, d'un strict point de vue économétrique, il n'est pas nécessaire, a priori, d'incorporer toutes ces caractéristiques déterminantes du salaire. La théorie statistique de l'ajustement linéaire nous apprend en effet que toute variable orthogonale à un régresseur peut être omise de la régression sans que le coefficient associé au régresseur en question ne soit biaisé<sup>14</sup>. Par conséquent, un simple régression de  $W$  sur la variable de risque retenue pourrait, si les autres

---

<sup>13</sup> Absence que le lecteur pourra constater au prochain chapitre lorsque seront présentés, notamment, les résultats d'estimation de fonctions de détermination des risques.

<sup>14</sup> Il ne résultera de cette omission qu'une réduction du  $R^2$  et, si l'influence de cette variable sur la variable dépendante est suffisamment importante, du  $\bar{R}^2$ .

caractéristiques étaient orthogonales à cette variable de risque, être suffisante pour nous donner une estimation non – biaisée de la prime de risque implicite accordée par le marché.

Mais un problème se pose ici avec l'équilibre hédonique particulier qui est à l'oeuvre dans le marché implicite du risque de lésions professionnelles. Une caractéristique spécifique de la demande de risque va en effet faire en sorte qu'aucune des variables influençant le salaire ne soit orthogonale à la variable de risque. Cette caractéristique, postulée avec beaucoup de conviction par un grand nombre de théoriciens de la question<sup>15</sup>, réside dans le fait que le risque serait un "bien" inférieur c'est-à-dire, dont la consommation décroîtrait avec des augmentations de revenu<sup>16</sup>. Si tel était le cas, il en résulterait que tout facteur susceptible d'influencer de façon autonome le salaire modifierait, par le biais de l'effet – revenu, les préférences du travailleur à l'égard du risque et donc, le niveau de risque d'équilibre apparaissant dans l'équation  $W(p)$ <sup>17</sup>.

Il nous faudra donc, pour minimiser le problème économétrique que pose la corrélation, corrolaire à ce que nous venons de mentionner, des erreurs résiduelles avec la variable de risque, tenir compte de certains facteurs explicatifs du salaire qu'il nous sera donné de contrôler. Mais, et c'est là le point central de la question, par rapport à la méthode d'estimation de Rosen, nous nous situerons dans une perspective plutôt "ad hoc" puisque nous serons alors amenés à introduire, dans la première étape de cette procédure, des variables de

---

<sup>15</sup> Notamment Thaler et Rosen (1976), Weiss (1976), Sattinger (1977), Viscusi (1979), Viscusi et Moore (1987), Viscusi et O'Connor (1984) et Garen (1988).

<sup>16</sup> Notons, toutefois, que cette supposition, bien que très vraisemblable d'un point de vue intuitif, nécessite la tenue d'hypothèses supplémentaires sur les utilités marginales dans les deux états dans la nature et sur leur taux respectif de variation instantanée (les dérivées secondes des fonctions d'utilités  $U$  et  $V$ ). En effet, en l'absence de ces hypothèses supplémentaires, le lecteur peut constater que le signe de  $\theta_{pA}$  (qui s'interprète comme étant le signe du déplacement du prix demandé pour le risque par le travailleur, causé par une variation infinitésimale de son revenu autonome) est indéterminé.

<sup>17</sup> On verra, au chapitre 3, différents types de stratégies d'estimation que cet état de faits suggère et, en particulier, l'intéressante méthode d'analyse simultanée de Garen (1988).

déplacement de la demande qui ne sont, chez Rosen, incorporées que dans la deuxième étape. Notre procédure, ainsi d'ailleurs que la totalité, à notre connaissance, de celles utilisées jusqu'ici dans le contexte de l'application de la théorie hédonique au marché de la santé au travail, constituera donc une forme abâtardie de l'épure que représente, à cet égard, la méthode de Rosen. Il faudra donc se rappeler de cela lorsque nous serons amenés, au chapitre 4, à interpréter nos résultats.

### 1.5) Conclusion partielle

Nous avons donc entrevu ici toutes les difficultés théoriques que l'on peut avoir à soutenir l'idée naïve d'A. Smith concernant l'existence de différentiels de salaires compensateurs d'inégalités dans les risques d'accident de travail. On a effectivement pris conscience que l'existence même de ces différences de salaires (que nous avons représentées, à travers le prisme de l'approche hédonique, par une fonction continue  $W(p)$ ) était crucialement tributaire d'un certain nombre d'hypothèses fortes (voir Kniesner & Leeth (1986a; 1986b; 1986c) que constituaient les conditions aux bornes nécessaires pour garantir une solution unique à l'équation différentielle (15). On a également vu la difficulté que l'on pouvait avoir à établir, de façon incontestable, la positivité du signe de  $W(p)$  qui, ainsi qu'on l'a montré par l'examen des préférences des producteurs, dépendait crucialement de l'hypothèse d'un bon niveau de concurrence sur le marché du travail. En outre, on a réalisé, par l'examen que nous venons de faire du problème d'identification, combien il y a loin de la coupe de l'estimation de la fonction  $W(p)$  aux lèvres de l'interprétation que l'on peut en tirer sur les préférences, sous-jacentes, des agents économiques.

En bref donc, ce chapitre nous a permis de constater la fragilité des assises théoriques sur laquelle repose l'idée des différentiels de salaires et du poids que fait, par conséquent, supporter cette fragilité à la recherche empirique. C'est donc en effet sur elle que repose l'essentiel de la vraisemblance de cette idée. C'est donc à elle qu'il nous faut maintenant s'atteler. Et pour commencer, il nous faut voir ce qui, en cette matière, a été acquis par la science économique. Il nous faut donc passer au deuxième chapitre.

---

## CHAPITRE II: TOUR D'HORIZON DE LA LITTÉRATURE

---

### II.1) Considérations liminaires

Comme on le sait, près de deux cents ans ont dû s'écouler entre le premier énoncé de la théorie des différentiels de salaires compensateurs par Adam Smith en 1776 et les premières applications empiriques "sérieuses" de cette théorie à l'étude de la relation entre le risque d'accident de travail et le salaire. Certes, la difficulté, inhérente à la théorie de Smith, de se laisser formaliser mathématiquement mentionnée au début du chapitre précédent explique en partie ce délai. Mais c'est sans aucun doute la recrudescence, observée dans les années 60, du nombre de lésions professionnelles et la création consécutive de programmes gouvernementaux de lutte contre ce fléau (tels le OSHA aux Etats-Unis<sup>1</sup> ou, sept ans plus tard, la CSST au Québec) qui constituent la cause majeure de la renaissance de la théorie smithienne à laquelle on a assisté à cette époque. Comme cela arrive souvent en sciences, ce sont des pressions socio-politiques qui orientent la recherche. La mise sur pied d'organismes gouvernementaux de lutte contre les accidents professionnels a entraîné une réflexion généralisée sur le phénomène de la santé au travail. Chez les économistes, cette réflexion s'est orientée, ainsi qu'il est d'usage chez eux, vers une mise en question de l'efficacité du train de mesures gouvernementales déployé pour combattre le problème<sup>2</sup>. Pour s'étayer, cette mise en question nécessitait des outils théoriques et empiriques. L'examen plus serré de la théorie des différentiels de salaires répondait en partie à ce besoin.

---

<sup>1</sup> OSHA: Organisation of Safety and Health Administration. Il s'agit d'un organisme mis sur pied en 1970 pour réglementer l'industrie américaine en matière de normes de sécurité au travail.

<sup>2</sup> Pour des exemples d'analyses économiques questionnant, en tout ou en partie, l'efficacité du programme américain de lutte contre les accidents et les problèmes de santé liés au travail, voir Viscusi (1983), Smith (1978), Oi (1974), Chelius (1982) ainsi que Cooke et Gautshi (1981).

On a donc assisté, au cours des années 70, à une floraison d'articles économiques qui, d'une façon ou d'une autre, visaient à s'assurer de la plausibilité de l'hypothèse voulant que les risques de lésions professionnelles fassent l'objet d'une rémunération implicite. Pour ce faire, les méthodes statistiques standard de l'économétrie ont été le plus souvent utilisées<sup>3</sup>. On cherchait ainsi à estimer, soit une fonction de salaire (avec comme variable indépendante, un ou des indicateurs de risque), soit une fonction de détermination des risques de lésions professionnelles, soit un système simultané d'explication des deux phénomènes<sup>4</sup>.

Notre objectif sera donc ici de faire un survol de cette littérature empirique afin d'en mettre à nu les acquis. Pour éviter les inutiles répétitions qui auraient résulté d'un examen cas par cas des articles, nous procéderons de façon synoptique. Nous analyserons donc, de manière générale, les réponses apportées par la littérature à un certain nombre de questions d'ordre méthodologique ainsi que les principaux résultats qui en sont ressortis. Le lecteur trouvera cependant une information un peu plus détaillée sur chacune des études considérées ici dans les tableaux récapitulatifs 1 et 2 à la fin de ce chapitre.

Parmi les questions méthodologiques susmentionnées, on s'intéressera à celle du choix des données, des variables et des procédures d'estimations à utiliser. Entrera dans cette dernière question celle, plus particulière, de la sélection de la forme fonctionnelle à donner aux équations à estimer.

---

<sup>3</sup> Mentionnons ici, à titre d'exception, l'exemple de Kniesner & Leeth (1986a ; b ; c) qui ont utilisé la simulation comme stratégie de vérification de l'existence d'une rémunération implicite des risques d'accidents de travail.

<sup>4</sup> Comme nous l'avons mentionné au chapitre précédent, ces études qui ont abordé la question de la détermination simultanée du risque de lésions et du salaire l'ont fait jusqu'ici de façon plutôt "ad hoc". Elles faisaient en effet abstraction de la dynamique subtile de l'offre et de la demande de la caractéristique "risque de lésions professionnelles" exposée au chapitre 1 (section 4b) et se contentaient de présenter la situation dans les simples termes d'une relation à influence causale réciproque entre le salaire et le risque.

## II.2) La question du choix des données

Les données statistiques sont à l'économiste ce que le lac est au limnologue ou le cyclotron au physicien des particules: son seul contact objectif avec le réel. Le choix de ces données revêt donc une très grande importance.

Dans la littérature, les données se sont distinguées selon qu'elles concernaient une unité statistique micro ou macroéconomique et selon que le lieu de référence pour la mesure du risque de lésions professionnelles consistait en le secteur d'activité économique ou en l'occupation du travailleur.

De prime abord, il peut sembler que des données micro c'est-à-dire, qui prennent le travailleur individuel comme unité statistique, conviennent mieux au test de la théorie présentée au chapitre précédent à cause du caractère très hautement microéconomique de cette dernière. La quasi totalité des études mentionnées aux tableaux 1 et 2 ont d'ailleurs utilisé de telles données. Toutefois aucune étude ne peut utiliser que des variables mesurées à un niveau individuel. La variable de risque doit, à tout le moins, être agrégée car, comme le mentionne bien la théorie, c'est seulement en ce qu'il est attribuable à des caractéristiques du lieu de travail de l'individu (et donc communes à tous les individus qui y travaillent) que le risque de lésions peut faire l'objet d'une rémunération implicite.

Il s'agit donc, même si on opte pour des données microéconomiques, d'utiliser un indicateur de risque plus agrégé et commun aux travailleurs oeuvrant dans un même lieu de travail. Et dans la littérature, les études se sont distinguées selon qu'elles utilisaient, comme définition de ce lieu, l'occupation de l'individu (Arnould & Nichols (1983), Thaler & Rosen (1976), Marin & Psacharopoulos (1982), Cousineau & al.(1987; 1988), Brown (1980)), le secteur d'activité économique<sup>5</sup> dans lequel il oeuvre (Chelius (1974; 1982), Leigh & Folsom (1984), Dorsey & Walzer (1983), Dickens (1984), Olson (1981), Ruser (1985), Viscusi (1978a; b), Viscusi & Moore (1987), Cooke & Gautshi (1981),

---

<sup>5</sup> Ce qui, dans son expression la plus désagrégée, peut se résumer à l'entreprise.

Smith (1978), Kahn (1987), Garen (1988)) ou une prise en compte des deux lieux d'agrégation<sup>6</sup>.

Beaucoup plus rares ont été les études qui ont agrégé le niveau de mesure de l'ensemble de leurs variables. A notre connaissance, seules les études de Chelius (1974; 1982), Ruser (1985), Mclean & al. (1978) et Cooke & Gautschi (1981) ont procédé de la sorte. On peut s'interroger sur les causes de cette rareté. D'aucuns invoqueront le biais d'agrégation qui pourrait résulter du test d'une théorie microéconomique dans un contexte agrégé. Mais cet argument a peu de valeur ici. A partir du moment où il est nécessaire d'agréger le niveau de la mesure du risque, on peut légitimement s'interroger sur l'importance de conserver des indicateurs désagrégés des autres variables et en particulier, du salaire. En effet, d'un strict point de vue statistique, il est évident que la mesure de l'influence du risque d'accident de travail encouru par un groupe d'individus (qui, par ailleurs, gagnent des salaires différents) sur le salaire d'un seul des individus de ce groupe sera a priori moins probante que si elle avait pris en considération le salaire moyen des travailleurs de ce groupe. Nous y reviendrons au prochain chapitre.

En outre, il conviendra de garder en mémoire, lorsque l'on examinera les résultats des études considérées ici, le caractère a priori douteux du choix du secteur d'activité économique comme lieu de mesure du risque de lésions. Effectivement, on a toutes les raisons de penser que si le risque d'accident lié au travail veut dire quelque chose, c'est comme risque caractéristique de l'occupation de l'individu et non pas du secteur d'activité économique à l'intérieur duquel il oeuvre. Un mineur de l'industrie des métaux ferreux supporte certainement des risques d'accidents professionnels plus élevés que la secrétaire du vice-président de l'Iron Ore mais probablement très analogues à

---

<sup>6</sup> Leigh (1981) utilise tour à tour deux variables de risques. L'une d'elles est la variable de risque d'accidents mortels spécifique à l'occupation de l'individu telle que dérivée des tables de mortalités de la Société des actuaires à la manière de Thaler et Rosen (1976); l'autre est de taux de fréquence d'accidents, mortels ou non, propre au secteur d'activité économique. Mclean et al. (1978), quant à eux, utilisent à la fois l'occupation et le secteur d'activité comme lieu d'agrégation de leur variable de risque en calculant un niveau de risque de lésion pour chaque combinaison possible d'occupation et de secteur dans lesquels peuvent oeuvrer les travailleurs.

ceux de son confrère de l'industrie des métaux non-ferreux<sup>7</sup>. Or, à défaut sans doute de meilleures données, c'est vers le choix du secteur d'activité économique qu'ont dû opter la très grande majorité des études analysées ici<sup>8</sup>.

### II.3) La question du choix des variables

#### II.3-a) La variable de salaire

Dans la littérature, cette variable se définit trivialement comme étant le salaire (annuel, hebdomadaire ou horaire) moyen (pour les études agrégées) ou déclaré par l'individu (pour les études micro).

#### II.3-b) La variable de mesure de risque

La construction de cette variable est évidemment beaucoup moins triviale. De fait, un certain nombre d'indicateurs visant à mesurer le concept théorique de risque de lésions professionnelles ont été proposés.

Le premier de ces indicateurs, et celui qui vient tout naturellement à l'esprit, est le taux d'incidence ( $ti$ ) qui se définit, globalement, comme le rapport

---

<sup>7</sup> Bien sûr, l'exemple est ici caricatural. Très loin de moi serait l'idée d'affirmer que le secteur d'activité économique n'a jamais aucune influence sur le risque d'accidents professionnels que supporte le travailleur. Mon propos est ici tout simplement de rappeler, après Cousineau et al. (1988), que s'il faut choisir entre le secteur d'activité et l'occupation du travailleur comme lieu de mesure du risque de lésions professionnelles, il semble préférable de s'arrêter sur la deuxième alternative. Mais il est évident que l'idéal serait de procéder à la manière de Mclean et al. (1978) en calculant un niveau de risque pour chaque combinaison d'occupation et de secteur d'activité économique possible ou, comme je l'ai fait, de ne s'intéresser qu'aux occupations d'un seul secteur en acceptant de restreindre la portée des résultats que l'on peut tirer d'une telle étude.

<sup>8</sup> Précisons, toutefois, qu'un grand nombre d'entre elles ont tenté de minimiser ce problème d'hétérogénéité des risques de lésions professionnelles à l'intérieur d'un secteur d'activité économique en limitant leur échantillon aux travailleurs manuels ou aux cols bleus et en excluant le personnel col blanc.



entre le nombre d'accidents et le nombre de travailleurs dans chaque secteur ou occupation considéré pendant une période donnée (en général un an).

Toutefois, et à l'exception des études qui, comme celles de Thaler & Rosen (1976), Arnould & Nichols (1982), Brown (1980), Marin & Psacharopoulos (1982) ou Dickens (1984), ne s'intéressent qu'aux seuls accidents mortels<sup>9</sup>, il apparaît que ti ne peut à lui seul rendre compte de toutes les dimensions des lésions professionnelles. Comme nous l'avons montré au chapitre 1 (voir note 7, p. 8), les lésions professionnelles se distinguent entre autre par leur gravité et la désutilité que le travailleur subit<sup>10</sup> est directement fonction de cette gravité. En ce sens, certains auteurs (voir tableau I et 2) ont utilisé, comme mesure de risque, un indice de gravité moyenne des lésions ( $I_g$ ) qui se définissait par le rapport entre le nombre total de journées de salaires perdues suite à des accidents ou à des lésions dues au travail et le nombre total d'accidents survenus dans un secteur ou une occupation durant une certaine période de temps.

Devant la présence possible de ce nouvel indicateur de risque, les chercheurs ont divergé sur l'attitude à adopter. Certains ont résolument décidé de n'utiliser qu'un seul indicateur de risque de lésions par équation. Ils ont alors utilisé soit le taux d'incidence seulement (Leigh & Folsom (1984), Garen (1988)), soit l'indice de gravité seulement (Cooke & Gautshi (1981)), soit,

<sup>9</sup> Et encore faut-il mentionner, au sujet de ces études dont les résultats apparaissent au tableau 1, que leur mesure de risque d'accidents mortels souffre d'une certaine lacune. Cette mesure, tirée de tables actuarielles, consiste en la différence entre le taux de mortalité observée dans un groupe d'individus d'un certain âge exerçant une certaine occupation et celui de la moyenne de tous les individus du même âge dans la population. Mais comme l'a bien fait remarquer Viscusi (1978a), ce genre d'indicateur de risques est moins corrélé avec la nature des occupations qu'avec les caractéristiques sociologiques et psychologiques des individus qui les exercent. C'est ce qui explique les résultats pour le moins surprenants que l'on retrouve dans le tableau 1 de Thaler et Rosen (1976) révélant, par exemple, qu'un cuisinier supporte un risque d'accident de travail mortel trois fois plus important que le pompier.

<sup>10</sup> Désutilité dont dépend directement, comme l'ont bien expliqué Cousineau et al. (1988) et comme le révèle spontanément l'équation (4) du chapitre 1, l'importance de la rémunération  $W_p$  qu'accorde le marché du travail à la prise de risque de lésions professionnelles.

comme pour la grande majorité d'entre eux, le taux d'incidence d'accidents entraînant un certain nombre, minimum, de journées d'incapacités (ti minimum) (Viscusi(1978a;b), Smith(1978), Mclean & al.(1978), Cousineau & al(1987), Kahln(1987). Toutefois beaucoup d'auteurs ont testé tour à tour plusieurs indicateurs différents<sup>11</sup>.

D'autres chercheurs (Dorsey & Walzer (1983), Olson (1981), Cousineau & al. (1988)) ont préféré utiliser les variables ti et Ig de façon conjointe.

Le lecteur ne manquera pas de remarquer le peu d'utilisation qui a été fait, somme toute, de l'indice de gravité comme mesure de risque. Il s'agit là d'un phénomène plutôt étonnant, surtout lorsque l'on constate l'extrême robustesse que présente, dans les études du tableau I qui l'ont utilisé, le coefficient associé à cette variable. La raison que l'on peut invoquer pour justifier cet état de faits réside dans la difficulté qu'éprouve, pour le moment, la théorie microéconomique de l'incertain, à intégrer, dans sa modélisation, la question de la gravité des conséquences non monétaires des situations incertaines et de l'attitude des agents face à cette gravité. A ce chapitre en effet, la théorie reste encore à bâtir.

### II.3-c) Les autres variables de détermination des risques et du salaire

Dans leur tentative d'investigation empirique de la relation entre les risques de lésions professionnelles et les salaires, les chercheurs ont utilisé un certain nombre d'autres variables destinées à contrôler, dans la mesure du possible, l'impact d'influences extérieures. Cette nécessité de contrôle s'impose ici pour diverses raisons.

---

<sup>11</sup> Par exemple, Chelius (1974) a testé son système simultané en utilisant, alternativement, comme variable de risque l'indice de gravité, le taux d'incidence et le taux d'incidence d'accidents entraînant une incapacité d'au moins trois jours. Viscusi et Moore (1987) ont également utilisé alternativement dans leur équation de salaire le ti général et le ti d'accidents entraînant au moins une journée d'incapacité.

D'abord, et comme nous l'avons mentionné au chapitre précédent (section 1.4-b), la nature particulière de l'équilibre hédonique qui est à l'oeuvre derrière la relation salaire-risque impose l'intégration explicite, dans l'équation de salaire, de facteurs explicatifs qui, par le simple jeu de l'effet-revenu, affectent le niveau de risque accepté par le travailleur. En outre, la difficulté que peuvent avoir les chercheurs, dans le choix de leurs données, à se rapprocher de l'idéal-type du marché du travail homogène prescrit par la théorie rend nécessaire l'utilisation de variables venant, comme l'appareil à faire le vide du physicien, contrôler les impuretés indésirables que présentent la réalité concrète<sup>12</sup>. Dans la plupart des études du tableau 1 et 2, les travailleurs proviennent d'industries différentes, de régions différentes, sont de sexes différents, etc. Toutes ces différences, complètement étrangères à l'objet qui nous intéresse ici, peuvent, par des mécanismes spécifiques de causalité, influencer une certaine portion de la variabilité du salaire (ou du risque) et donc, par leur présence parmi les données, brouiller la relation spécifique existant entre ces deux variables.

On peut, dans la littérature, distinguer deux grands types de variables dites de contrôle: les variables de caractéristiques individuelles et les variables de caractéristiques institutionnelles ou économiques. Les tableaux 1 et 2 rappellent lesquelles de ces variables ont été utilisées dans chacune des études examinées ici.

---

<sup>12</sup> Remarquons bien que, a priori, il y aurait toujours moyen d'opter pour un choix de données qui collerait le plus possible à cet idéal-type et qui diminuerait d'autant la nécessité d'utiliser ces variables dites de contrôles. Certaines études des tableaux 1 et 2 ont d'ailleurs opté, par rapport à certains critères, pour cette voie. Ainsi, Cousineau et al. (1988) et Dorsey et Walzer (1983) ont effectué des régressions dans des échantillons distincts de travailleurs syndiqués et non-syndiqués et se sont donc vu exempter de la nécessité d'utiliser une variable d'appartenance syndicale. De même, Leigh (1981) et Leigh et Folsom (1984) ont utilisé des échantillons de travailleurs blancs et masculins et ont pu ainsi éviter d'utiliser des variables de sexe et de race. Il s'agit là d'une voie que nous avons empruntée au maximum dans notre stratégie d'estimation, comme on le verra plus loin.

### II.3-c.1) Les variables de caractéristiques individuelles

Cet ensemble de variables est utilisé pour expliquer tant les salaires que les risques de lésions mais ce, par le biais de structures de causalité bien différentes.

Comme facteurs explicatifs des salaires, ces variables visent à représenter des déterminants de l'offre de travail. On y retrouve ainsi des éléments de capital humain (âge, expérience, scolarité), des facteurs de discrimination comme le sexe ou la race (important aux Etats-Unis) et des composantes du salaire de réserve<sup>13</sup> tels l'état matrimonial (McClean & al.(1978), Arnould & Nichols (1983), Olson (1981), Dorsey & Walzer (1983)) ou la taille du ménage (Thaler & Rosen (1976)). Remarquons bien que si elles permettent de raffiner le contrôle du chercheur sur des caractéristiques individuelles importantes, ces variables sont loin de faire le tour de toutes les particularités de l'individu susceptibles d'influencer la relation risque-salaire. Brown(1980) s'est penché sur ce problème et, pour raffiner la prise en compte des caractéristiques individuelles, a utilisé une stratégie d'estimation pour le moins intéressante. A partir d'un échantillon d'observations regroupées dans le temps et dans l'espace, Brown a utilisé, comme variable indépendante, une série de termes constants obtenus de l'estimation d'une équation de salaire pour chaque individu de l'échantillon à travers la seule dimension temporelle. Les n constantes obtenues de cette façon étaient ainsi intégrées à l'équation de salaire finale (estimée tant à travers l'espace qu'à travers le temps) comme valeurs particulières d'une "variable" censée représenter toutes les caractéristiques non directement mesurables propres à l'individu<sup>14</sup>.

---

<sup>13</sup> Le salaire de réserve (Reservation Wage) est le salaire théorique limite en deçà duquel l'individu trouve préférable de ne pas travailler. Pour un bon résumé de la théorie de l'offre de travail, voir Killingsworth (1983).

<sup>14</sup> L'hypothèse faite par Brown est que ces caractéristiques individuelles présumément incorporées dans les constantes ne varient pas dans le temps. Toutes les caractéristiques individuelles qui varient dans le temps sont évidemment, et par définition, exclues de ces constantes.

Ces variables de caractéristiques individuelles n'ont certes pas la même fonction explicative lorsqu'elles servent à expliquer les risques de lésions professionnelles. Certains auteurs (Chelius (1982), Cooke & Gautshi (1981) ou Ruser (1985)) n'y ont même pas recours. Dans les autres études du tableau II, ces variables servent à mesurer et à approximer les préférences des individus à l'égard du risque. On fait ainsi (Thaler & Rosen (1976)) l'hypothèse que les gens plus âgés et les personnes mariées ont une plus grande aversion face au risque que les jeunes et les célibataires. La scolarité et l'expérience sont utilisées, quant à elles, pour mesurer l'habileté et la dextérité du travailleur et donc, son aptitude à éviter les erreurs conduisant à des accidents de travail. Quant à la variable "sexe" utilisée par Chelius (1974), Mclean & al. (1978) et Kahn (1987), elle peut expliquer les risques d'accidents de travail par le fait que les hommes sont, d'une part, considérés comme plus imprudents et donc, plus susceptibles de se livrer à des comportements dangereux pour leur santé et, d'autre part, traditionnellement concentrés vers des emplois et des secteurs d'activité plus risqués.

### II.3-c.2) Les variables institutionnelles et économiques

Dans les équations de salaires, ces variables ont été utilisées comme approximation des facteurs de déplacement de la demande de travail ou comme éléments institutionnels explicatifs des différences salariales. Parmi ces derniers, on retrouve des indicateurs de région (dans toutes les études du tableau I), de taux de syndicalisation (par une variable dichotomique ou par un indice de pourcentage de travailleurs syndiqués dans le secteur ou l'occupation où oeuvre l'individu) et de nombre d'heures travaillées (Leigh & Folsom (1984), Cousineau & al. (1987), Brown (1980), Arnould & Nichols (1983), Chelius (1974), Thaler & Rosen (1976)). Comme indicateurs de facteurs de déplacement de la demande de travail, on retrouve la taille des entreprises (Viscusi (1978a; b), Viscusi & Moore (1987), Leigh & Folsom (1984), Chelius (1974), Smith (1978)) et le taux de capital (Chelius (1974)).

Dans leur désir d'expliquer le risque d'accidents de travail lui-même, les chercheurs ont également eut recours à des variables de natures institutionnelles et économiques. Ainsi, on a tenté (Chelius (1974), Cooke & Gautshi (1981))

d'introduire dans ces équations des variables indicatrices de mesures objectives de prévention déployées par l'entreprise (telles, par exemple, que le nombre de clauses de santé et de sécurité au travail dans la convention collective). On trouve également (Chelius (1982), Ruser (1984)) des variables qui mesurent le niveau et la générosité des indemnités gouvernementales versées aux accidentés du travail<sup>15</sup>. En outre, de nombreux auteurs ont utilisé des variables d'origine plus spécifiquement économique. Ainsi, suivant une théorie développée par Oi (1974), la taille des entreprises dans un secteur influencerait la fréquence des lésions professionnelles à cause des économies d'échelle qu'elle permettrait à l'employeur de réaliser dans ses dépenses de prévention (la fonction  $G(p)$  du chapitre précédent). Plus précisément selon Oi, la structure de la relation entre la taille et la fréquence des accidents serait celle d'une courbe en U. Cette hypothèse a été retenue par un certain nombre de chercheurs qui, comme Ruser (1985), Cooke & Gautshi (1981) ou Chelius (1974), ont utilisé la taille des entreprises comme facteurs explicatifs de la fréquence ou de la gravité des accidents de travail. Également, certaines études (Cooke & Gautshi (1981), Chelius (1974)) ont eu recours à des variables de cycles économiques comme le taux de chômage. L'hypothèse de départ était ici que durant la phase ascendante – et donc inflationniste – du cycle, le coût de la production perdue par un accident de travail (dans l'équation (9) du chapitre précédent, la fonction  $\Omega(p)$ ) va s'accroître et amener ainsi la firme à augmenter ses investissements en prévention<sup>16</sup>.

---

<sup>15</sup> L'hypothèse sous-jacente à la prise en compte d'une telle variable est que l'importance des indemnités gouvernementales versées au travailleur en cas d'accident place celui-ci en situation de risque moral. Rappelons au lecteur québécois qu'il existe, aux États-Unis, des programmes d'états d'aide aux victimes de lésions professionnelles de sorte que les montants d'indemnisation que les travailleurs reçoivent varient d'un état à l'autre et qu'il est donc possible pour le statisticien de mesurer l'influence qu'exerce ce montant sur le nombre des accidents de travail. Le plus petit nombre de provinces au Canada rend plus difficile ce genre de mesure ici.

<sup>16</sup> Chelius (1974) fait en outre valoir que la hausse des prix de ventes de la production en période d'expansion va accroître le coût d'opportunité d'un investissement infinitésimal en prévention (c'est-à-dire, dans la terminologie mathématique du chapitre 1,  $P_i F_p$ ). Dès lors, l'influence nette du cycle économique, sur la fréquence des accidents de travail, est indéterminée a priori.

#### II.4) Les procédures statistiques d'estimation utilisées

Deux dimensions doivent être considérées dans cet examen des méthodes d'estimation utilisées, globalement, dans la littérature: le choix de la forme fonctionnelle à donner à l'équation à estimer et celui de la procédure statistique d'estimation à utiliser.

##### II.4-a) La forme fonctionnelle

Comme on l'a vu au chapitre 1, la théorie est complètement silencieuse sur la forme fonctionnelle que doit revêtir l'équation  $W(p)$ . Il s'agit d'ailleurs là d'un état de faits propre aux modèles issus de la théorie hédonique telle que formulée par Rosen(1974). On pourrait penser qu'une telle situation milite tout naturellement en faveur de spécifications fonctionnelles souples qui, comme les transformations de Box & Cox(1964), laissent le soin aux données elles-mêmes de déterminer ultimement quelle sera la forme fonctionnelle qui les ajustera le plus adéquatement. Et ce sont précisément des méthodes dérivées des Box-Cox qui sont, en général, utilisées dans des estimations économétriques de fonctions hédoniques telles celles visant à estimer les prix attachés par le marché aux caractéristiques invisibles des logements (voir Jazairi(1986) pour un exemple).

Et pourtant, à notre connaissance, aucune étude empirique de la relation risque-salaire effectuée dans le contexte de la théorie hédonique des salaires n'a utilisé de modèles Box-Cox. Dans toutes les études des tableaux 1 et 2, les chercheurs ont préféré partir de formes fonctionnelles définies a priori. Le plus souvent, celles-ci consistaient en la forme semi-logarithmique à gauche<sup>17</sup>.

Seuls Leigh & Folsom(1984) ont explicitement posé le problème du choix de la forme fonctionnelle. Ils l'ont toutefois fait dans des termes assez restreints en ne considérant que la possibilité suivante:

---

<sup>17</sup> C'est-à-dire, en fait, qu'elles imposaient la fonction  $W(p)$  du chapitre 1, une forme concave, et, ce, sans aucune raison théorique valable.

$$W = \alpha_1 t_i + \alpha_2 (t_i)^2 + \sum_{i=1}^K \alpha_i Z_i + \varepsilon \quad (A)$$

où  $W$  est le salaire (exprimé tour à tour en log et directement)  
 les  $Z_i$  sont les  $K$  autres variables explicatives du salaire retenues

qui était utilisée tant avec les accidents mortels qu'avec l'ensemble des accidents. Malgré le caractère encore trop rigide, de notre point de vue, de leur spécification, leur étude aura eu le mérite de bien montrer l'importance de la forme fonctionnelle que l'on donne à l'équation à estimer. Les estimés de la prime de risque se sont en effet avérés être très sensibles (variant du simple au double) à la forme fonctionnelle utilisée. Le lecteur peut davantage se convaincre de cette sensibilité en regardant le tableau I où sont fréquemment mises en parallèles des estimations utilisant des formes fonctionnelles différentes (en général, les formes semi-logarithmique et linéaire).

Considérant cette sensibilité et, par ailleurs, l'absence complète d'indications de la théorie sur la forme fonctionnelle de la fonction d'ajustement hédonique, le recours à la forme fonctionnelle la plus souple possible nous paraît être une nécessité à laquelle nous tenterons de répondre dès le prochain chapitre.

#### II.4-b) Les procédures statistiques d'estimation mises en oeuvre

En règle générale, ce sont les moindres carrés ordinaires (MCO) qui ont retenu l'attention des chercheurs. Bien entendu, les études de Mclean & al.(1978) et Chelius(1974) qui ont estimé de façon simultanée une équation de salaire et une équation de risque ont utilisé les doubles moindres carrés. Mis à part l'utilisation, intéressante, faite par Brown(1980) d'un terme constant spécifique à l'individu et invariable dans le temps comme variable de contrôle de caractéristiques individuelles non mesurables mentionnée plus haut, seules les études de Ruser (1985), Kahn (1987) et Garen (1988) ont employé des stratégies d'estimation des équations de salaires ou de risque substantiellement différentes.



Garen (1988) a tenté de tenir compte de certains aspects de la dynamique de l'offre et de la demande de risque d'accident de travail présentée au chapitre précédent en estimant un système d'équations simultanées qui s'établissait à la base sur les trois équations suivantes:

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 ti_m + \beta_3 ti + \varepsilon + \Phi_1 ti + \Phi_2 ti_m \quad (B)$$

$$ti = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 Z + \mu \quad (C)$$

$$ti_m = \delta_0 + \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + \delta_3 Z + \gamma \quad (D)$$

- où  $X_1$  est un vecteur de déterminants des salaires autres que le risque d'accident de travail;  
 $ti_m$  est le risque d'accident mortel;  
 $X_2$  est un vecteur d'indicateurs de préférences individuelles face au risque;  
 $Z$  est le revenu non-salarial de l'individu;  
 $\mu$ ,  $\varepsilon$  et  $\tau$  sont des erreurs résiduelles.

En résumant le problème de la sorte, Garen a voulu mettre en lumière le fait que  $ti$  et  $ti$  mortel peuvent influencer le salaire de deux façons différentes: par le jeu d'une prime implicite de risque (les coefficients  $\beta_2$  et  $\beta_3$ ) et par le biais d'une possible hétérogénéité des individus quant à leur réaction face au risque (par exemple certains individus peuvent être, pour des raisons psychologiques, plus (moins) productifs en situation de risque que d'autres et, de ce fait, être en mesure d'élever (de diminuer) leur salaire). C'est cette dernière hétérogénéité qui est exprimée par la présence des variables  $ti$  et  $tim$  dans le terme d'erreur de l'équation (B). En outre, les composantes du vecteur  $X_1$  expliquant le salaire entrent aussi dans la détermination du risque à cause du possible effet revenu. La détermination complète du niveau de risque d'accident mortel, de risque d'accidents en général et du salaire est donc complètement décrite par les trois équations (B),(C) et (D). Clairement, les erreurs  $\tau$  et  $\mu$  sont corrélées avec le terme d'erreur de l'équation (A) car le choix optimal du niveau de risque doit tenir compte de l'effet total du risque sur le salaire. Garen a recours, pour tenir compte de cette interaction, à une méthode de variables instrumentales plus sophistiquée que la méthode traditionnelle et qui consiste à estimer l'équation

$$W = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 ti_m + \beta_3 ti + \gamma_1 \hat{\gamma} + \gamma_2 \hat{\mu} + \gamma_3 \hat{\gamma} ti_m + \gamma_4 \hat{\mu} ti_m + \gamma_5 \hat{\gamma} ti + \gamma_6 \hat{\mu} ti + \theta \quad (E)$$

où  $\hat{\gamma}$  et  $\hat{\mu}$  sont les estimés de MCO de  $\gamma$  et  $\mu$  et  $\theta$  est une nouvelle erreur résiduelle<sup>18</sup>.

Cette méthode a le grand avantage de traiter pour la première fois du problème de la relation simultanée entre les risques et les salaires dans une optique qui soit plus conforme à la théorie de l'offre et de la demande de risque présentée au chapitre précédent. Elle souffre toutefois de certaines insuffisances:

1. Elle ne s'intéresse pas à l'offre de risque par les entreprises
2. Elle définit de façon a priori la forme fonctionnelle des équations (B) à (E).

Ruser (1985), pour sa part, s'est penché sur la seule détermination des risques et a mis en exergue l'hétéroscédasticité qui doit caractériser le comportement du terme d'erreurs. En effet, la variable dépendante de l'équation à estimer, le taux d'incidence, consiste en un rapport entre le nombre des accidents et le nombre des travailleurs. Or il semble évident que moins ce nombre de travailleurs sera élevé dans l'occupation (ou le secteur) où l'on se situe, moins le taux d'incidence sera un indicateur fiable du risque d'accidents qu'y supportent les travailleurs. Si tel est le cas, le taux d'incidence mesuré dans les emplois peu "populeux" présentera une variance non expliquée plus grande que dans les emplois où un grand nombre de travailleurs sont présents. La variance du terme d'erreur sera donc inversement reliée au dénominateur de la variable dépendante. Pour corriger ce problème d'hétéroscédasticité, Ruser a postulé l'existence d'une structure de variance de la forme

---

<sup>18</sup> La dérivation complète de cette équation à partir des équations initiales (B), (C) et (D) est effectuée dans Garen (1988). Les propriétés asymptotiques de cette méthode sont pour leur part démontrées dans Garen (1984).

$$V(\varepsilon_i) = e^{\alpha_0 + \alpha_1 \ln(H_i)} \quad (F)$$

où  $\varepsilon_i$  est le terme d'erreurs hétéroscédastiques et

$H_i$  est le nombre de travailleurs du secteur ou de l'occupation  $i$

qu'il a estimée en la linéarisant. Il s'est ensuite servi de ces estimés pour reconstruire la matrice  $\Sigma$  (selon la notation de Johnston (1983)) des variances-covariances et appliquer les formules bien connues des moindres carrés généralisés.

Finalement, Kahn (1987) s'est intéressé à la question du lien entre l'ancienneté des travailleurs et leur capacité de choisir l'occupation qui leur offre la meilleure combinaison de risque et de salaire parmi celles disponibles. En effet, selon Kahn, le modèle théorique du chapitre précédent n'est en mesure de rendre compte de la réalité que pour les travailleurs nouvellement engagés. Il ignore en effet complètement les coûts de mobilité plus élevés qu'aurait à supporter un travailleur ancien s'il se décidait à changer d'emploi pour obtenir une meilleure combinaison de salaire et de risque et à perdre ainsi toute l'expérience spécifique qu'il avait pu acquérir durant ses années de service<sup>19</sup>.

Kahn a donc voulu tester empiriquement cette possible incapacité du modèle à rendre compte des préférences des travailleurs plus anciens en estimant une équation de risque évaluée pour différents niveaux d'ancienneté. L'équation théorique de Kahn était

---

<sup>19</sup> Nous n'avons pas jugé bon de présenter cette critique théorique au chapitre précédent car elle ne nous est pas apparue particulièrement convaincante. En effet, on peut penser que si les travailleurs ont accepté d'acquérir de l'ancienneté dans un emploi spécifique, c'est parce qu'au départ, et par la suite, ils ont été satisfaits de la combinaison risque-salaire qui leur était offerte. A moins d'admettre un brutal changement dans l'évolution des préférences des travailleurs pour le risque (changement qui n'est pas à exclure totalement mais qu'il serait plus pertinent d'attribuer à l'âge) ou un comportement particulièrement pervers de l'employeur qui réduirait sournoisement le niveau de sécurité au travail au fur et à mesure que s'accumuleraient les années d'ancienneté de ses travailleurs, on voit mal comment l'ancienneté pourrait influencer négativement d'une quelconque façon le niveau de risque.

$$t_i = F(AP_i, S) \quad (G)$$

où  $AP_i$  est la propension du travailleur  $i$  à faire un accident;  
 $S$  est le niveau de sécurité au travail offert par l'employeur.

L'hypothèse à tester était que  $S$  diminuait avec l'expérience des travailleurs. Toutefois,  $S$  n'est pas directement observable. Kahn a donc décidé d'approximer  $S$  par des indicateurs de préférences des travailleurs pour la sécurité<sup>20</sup>.  $AP_i$  est lui aussi approximé par des mesures de caractéristiques individuelles susceptibles d'expliquer la propension des individus à faire des accidents. L'équation à estimer devient ainsi

$$t_i = \beta_0 + Z_{kt}\beta + \sum_{t=1}^R \mu_t G_{kt} V_t \gamma + \varepsilon \quad (H)$$

où  $Z_{kt}$  est un vecteur de caractéristiques des individus travaillant dans le secteur  $k$  et de niveau d'ancienneté; il sert à mesurer leur propension à faire des accidents;  
 $V_t$  est un vecteur de caractéristiques révélatrices des préférences individuelles pour la santé;  
 $\mu_t$  est un coefficient affectant chaque groupe d'ancienneté  $t$ ;  
 $\gamma$  est le vecteur de paramètres affectant les composantes du vecteur  $V_t$ ;  
 $G_{kt}$  est la proportion des travailleurs du secteur  $k$  ayant un niveau d'ancienneté  $t$ ;  
 $R$  est l'âge de la retraite, c'est à dire le niveau maximum d'ancienneté possible.

---

<sup>20</sup> Kahn prend donc ainsi comme donné l'atteinte de l'équilibre hédonique du chapitre précédent en supposant que le niveau de risque de lésions observé reflète les préférences des travailleurs qui le supportent.

En bref donc, la méthode de Kahn consiste à choisir comme unité d'observation un niveau  $t$  d'ancienneté et un secteur  $k$  d'activité économique (avec  $R$  niveaux d'ancienneté et  $N$  secteurs d'activité, on se retrouve donc avec  $R+N$  observations) et à faire dépendre le risque d'accident observé à cette unité des caractéristiques des travailleurs qui y oeuvrent ( $Z$ ) de même que de celles de tous les individus présents dans ce secteur et avec des niveaux d'ancienneté différents ( $V$ ). Les estimés des coefficients  $\mu$  permettent de se faire une idée de l'importance de chaque niveau d'ancienneté par rapport au risque de lésion et, de cette façon, de vérifier l'hypothèse de Kahn. A cause de la forme multiplicative des coefficients affectant les  $G_t V_t$ , une méthode d'estimation non-linéaire a dû être utilisée. Le caractère assez peu probant des résultats (voir tableau II) laisse croire en la faiblesse des postulats théoriques qui ont servi d'assises à cette modélisation.

## II.5) Analyse des résultats

Le tableau I présente les résultats des estimations des fonctions de salaires tandis que le tableau II se penche sur celles de risque.

### II.5-1) Les fonctions de risque

La piètre qualité des résultats obtenus de l'estimation des équations qui apparaissent dans le tableau II semble laisser croire que les risques de lésions constituent un phénomène que les économistes ont de la difficulté à expliquer.

Penchons-nous d'abord sur l'influence du salaire sur le risque de lésions professionnelles. Cette influence a été estimée négative et non significative par trois équations sur quatre et significativement positive dans l'autre cas. En ajoutant le fait que les deux équations de Ruser(1985), qui n'apparaissent pas dans le tableau II et qui ont été estimées par simples MCO, ont un signe négatif significatif pour le coefficient du salaire, on peut affirmer qu'il existe un très timide support empirique à l'effet que le salaire influence négativement le risque. Mais qu'en conclure? Cette influence négative provient-elle d'un

effet-revenu s'exerçant sur le bien inférieur qu'est supposé être le risque de lésions professionnelles ou d'un investissement en prévention qu'a induit, chez l'entrepreneur, une prime positive de risque implicitement intégrée au salaire? Le caractère absolument improvisé des équations de détermination de risque du tableau II, qui ne font pas la distinction entre la demande et l'offre de risque, empêche de répondre à ces questions. De toute façon, le caractère non significatif de trois des six coefficients et le signe positif d'un autre modèrent immédiatement le désir de se perdre en conjectures sur l'explication d'une tendance aussi faiblement exprimée.

Ce qui pourrait, par contre, se prêter davantage à de l'interprétation théorique est le signe négatif significatif qu'a revêtu le coefficient de la variable "revenu d'actif" dans les trois équations du tableau II qui l'ont utilisée. Parce qu'il ne représente, à la différence du salaire, en aucune façon le prix du risque, le revenu d'actifs des travailleurs (correspondant à leur revenu autonome ou, comme on dit en anglais, à leur "unearned income") exerce sur le risque une influence qui est assimilable à un effet revenu pur. En ce sens le robuste signe négatif obtenu pour le coefficient de cette variable donne beaucoup de poids à l'idée, par ailleurs bien raisonnable, que le risque est un bien inférieur.

Il s'agit d'ailleurs là du seul résultat par rapport auquel il y a unanimité dans le tableau II. Les résultats obtenus avec les variables de caractéristiques individuelles sont, comme le lecteur peut lui-même s'en rendre compte, pour le moins équivoques. Ainsi, l'expérience, utilisée dans cinq équations, ne présente que deux fois un coefficient significatif qui est positif chez Ruser(1985) et négatif chez Kahn(1987). L'état matrimonial (variable dichotomique valant 1 si la personne est mariée) n'a montré qu'une fois sur quatre un coefficient significatif et, qui plus est, positif, contrairement aux attentes. L'âge, employé dans quatre équations, a toujours présenté un coefficient négatif; celui-ci n'a été cependant significatif que dans la moitié des cas. Finalement, parmi les variables de caractéristiques individuelles, c'est la scolarité qui a fait preuve du plus de robustesse. Sur les six équations qui l'ont intégrée, quatre lui ont donné le coefficient négatif significatif auquel on devait s'attendre.

On constate la même situation pour les variables institutionnelles et économiques. La fameuse hypothèse de Oi concernant l'influence de la taille des

entreprises sur le risque de lésions n'a trouvé ni confirmation ni infirmation dans les équations du tableau II qui l'ont employée puisque le coefficient de cette variable a tour à tour présenté un signe positif significatif, négatif significatif et positif non significatif. Mêmes les variables à influence causale d'apparence aussi simple que la générosité des programmes publics d'indemnisation n'ont pas offert une unanimité des signes.

Bref, toute cette hétérogénéité des résultats, à laquelle on peut ajouter la bigarrure des méthodes d'estimations et des variables employées, semble laisser croire que nous sommes encore loin d'avoir bien compris le phénomène complexe de la santé au travail. Etant donné cet état de faits, nous abandonnerons, à l'intérieur de ce mémoire, nos efforts d'expliquer la fréquence ou le taux d'incidence des accidents de travail que l'on observe et nous nous satisferons de partir de ce phénomène comme d'un "donné" qui, et ce sera là l'hypothèse centrale que nous vérifierons, explique une partie du salaire. Mais une telle prise de position, qui n'est motivée que par les contraintes de temps et d'espace inhérentes à un mémoire de maîtrise, ne signifie aucunement que nous considérons comme vains les efforts visant à expliquer dans une perspective économique la santé au travail. Bien au contraire, nous sommes profondément convaincu que ces efforts sont essentiels et que ce n'est, justement, que parce qu'ils n'ont pas été entrepris avec assez d'intensité jusqu'ici que l'analyse empirique de la détermination du risque s'est avérée si décevante.

Et en matière de détermination des salaires, la littérature empirique est plus abondante et, également, plus homogène par rapport à un grand nombre de considérations.

#### II.5-c.2) Les fonctions de salaires

En premier lieu, la littérature présente une complète unanimité sur la significativité et le signe des principales variables de contrôle influençant le salaire. A cause de cette unanimité, et de notre désir de ne pas allonger

inutilement le tableau I, nous avons renoncé à présenter tous les résultats associés à ces variables<sup>21</sup>.

Que montre, maintenant, le tableau I au sujet de la rémunération implicite du risque d'accident de travail? En ce qui concerne les risques d'accidents non mortels, les résultats de la littérature semblent laisser croire à l'existence d'une rémunération positive significative du risque. En effet, sur les 20 équations du tableau I qui utilisent  $t_i$  ou  $t_i$  minimum comme variable indépendante, 13 obtiennent un signe positif significatif, 4 présentent un signe positif non-significatif, 1 a un signe négatif non significatif et 2 montrent un signe négatif significatif. Ce n'est certes pas là la preuve noir sur blanc que d'aucuns auraient aimé obtenir. Mais c'est néanmoins, compte tenu de l'imprécision inhérente aux données et à l'outil statistique utilisé, la timide manifestation d'une évidence qu'il existe une rémunération implicite positive des risques d'accidents non mortels.

Beaucoup plus inquiétante toutefois est la sensibilité de ces estimés et de leur significativité à la forme fonctionnelle utilisée. Ainsi, sur les sept équations du tableau I qui sont de forme linéaire, seules deux présentent le signe positif significatif désiré. Dans les autres équations qui utilisent la forme semi-logarithmique à gauche, ce taux de succès monte à 11/13. La différence de performance entre les deux formes fonctionnelles est impressionnante. Elle incite donc à la réserve quant à la valeur générale des résultats obtenus. Certains pourraient être amenés à penser que, puisque la forme semi-logarithmique donne de meilleurs résultats, c'est elle qu'il faut utiliser. Il s'agit là d'une attitude assez peu scientifique. Ce n'est pas au chercheur à imposer aux données des structures de relations choisies, au demeurant, selon le douteux critère de leur aptitude à valider l'hypothèse qu'elles visent à tester. C'est aux données elles-mêmes à révéler leur structure d'interrelation et c'est à l'intérieur de cette structure, seulement, que pourra être vérifiée l'hypothèse qui nous intéresse ici.

---

<sup>21</sup> Le tableau indique toutefois lesquelles, parmi les variables, ont été utilisées dans les équations.



On pourrait, par ailleurs, croire que l'évidence empirique d'une rémunération implicite du risque manifestée dans le cas des lésions non mortelles devrait être plus nette dans le cas plus homogène des accidents mortels. Or, l'examen sommaire du tableau I semble révéler qu'il n'en est rien. Sur 21 équations (si l'on tient compte des six équations non présentées dans le tableau de Thaler & Rosen (1976)) qui intègrent le taux d'incidence des accidents mortels parmi les variables indépendantes, 13 seulement présentent le signe positif significatif attendu. Toutefois, l'échec relatif du taux d'accidents mortels à expliquer positivement le salaire s'explique ici simplement par le fait que, dans un certain nombre d'études, le taux d'accidents en question avait été calculé d'après les tables actuarielles et souffrait des lacunes que nous avons mentionnées plus haut dans ce chapitre (voir note 9). On remarque d'ailleurs que les études de Dickens (1984), Olson (1981), Leigh & Folsom (1984) et Viscusi (1978a) qui se servent d'un indicateur plus spécifique à l'emploi de l'individu pour mesurer le risque d'accidents mortels obtiennent toutes, sauf une<sup>22</sup>, un coefficient positif significatif pour cette variable.

Examinons maintenant la performance comparative des indicateurs de risques d'accidents retenus. Le risque d'accident mortel a obtenu, comme on vient de le voir, la note de 10/11 (si on enlève les études de Thaler & Rosen (1976), Arnould & Nichols (1982) et Marin & Psacharopoulos (1982) qui utilisent un taux actuariel). Le risque d'accidents entraînant des pertes de temps de travail (ti min) obtient, pour sa part, la note étonnamment faible de 5/11. Le risque de l'ensemble des accidents atteint, quant à lui, le score respectable de 8/9 des équations où son coefficient est positif significatif. Finalement, c'est Ig qui emporte la palme de la stabilité et de la conformité aux attentes intuitives en présentant un coefficient positif significatif dans chacune des 5 équations où il apparaît.

De ces résultats, c'est sans doute la plus grande performance de ti que de ti minimum à expliquer le salaire qui étonne le plus. Il apparaît bien aberrant, en effet, de penser que l'ensemble des accidents survenant sur un lieu de travail, y compris les blessures mineures n'entraînant aucune absence du lieu de travail,

---

<sup>22</sup> Et encore faut-il mentionner que cette équation est celle qu'a estimée Dickens (1984) dans un échantillon de travailleurs syndiqués.

commande une rémunération implicite plus importante que les accidents d'un niveau moyen de gravité plus élevée. Un tel phénomène contredirait en effet complètement le signe positif significatif obtenu, et de façon très robuste de surcroît, pour la variable  $I_g$ , tout comme il remettrait en question le résultat de Smith (1978) montrant que seuls les accidents entraînant une incapacité permanente pouvaient, de façon significative, faire l'objet d'une rémunération.

Ces dernières considérations augmentent notre scepticisme à l'égard de la fiabilité des résultats obtenus dans un grand nombre des études du tableau I. Il nous apparaît fort possible que l'usage fréquent du secteur d'activité comme lieu d'agrégation de la variable de risque de même que le recours à des échantillons hétérogènes aient biaisé les résultats. Cette dernière assertion trouverait un certain renforcement dans le fait que Cousineau & al.(1988) qui utilisent les occupations comme lieu d'agrégation obtiennent, après une élimination de certaines occupations dont la définition posait problème, des coefficients positifs significatifs pour la variable de risque et, qui plus est, sensiblement invariants à la forme fonctionnelle utilisée<sup>23</sup>.

## II.6) Conclusion

De toute cette revue que nous venons de faire de la littérature empirique développée autour de la relation risque-salaire, nous serions en mesure de mettre en évidence trois grands défauts qu'ont, de façon générale, présentés ces études:

1. Elles ont toutes, à l'exception notable de celles de Cousineau & al. (1987; 1988), choisi le secteur d'activité plutôt que l'occupation comme lieu de mesure du risque de lésion supporté par l'individu.

---

<sup>23</sup> Egalement, on peut remarquer dans le tableau 1 que le taux de succès de la variable de risque ( $t_i$  ou  $t_i$  minimum) augmente avec l'homogénéité de l'échantillon. Si j'appelle homogène un échantillon où, par rapport à au moins une caractéristique (par exemple le sexe, l'âge) autre que la différence col-bleu - col-blanc, les travailleurs sont sélectionnés, je remarque que 6/12 des équations estimées sur des échantillons non homogènes ne présentent pas de signe positif significatif pour la variable de risque tandis que 7/8 des équations tirées d'échantillons homogènes montrent un tel signe.

2. On a, en général, préféré utiliser des échantillons tirés de marchés du travail hétérogènes que de marchés de travail homogènes en tentant de corriger une partie de cette hétérogénéité par l'intégration dans l'équation économétrique de variables de contrôles.
3. On a, dans toutes les études, imposé a priori la forme fonctionnelle à donner à l'équation de salaire plutôt que de laisser aux données elles-mêmes le soin de la déterminer par le recours à des formes fonctionnelles souples.

Nous avons la profonde conviction qu'une étude qui parviendrait à combler, ne fut-ce que partiellement, ces trois lacunes présenterait des estimés qui, nonobstant leur signe, respecteraient davantage tant les hypothèses à l'intérieur desquelles le modèle théorique du chapitre 1 est vrai que la configuration "naturelle" des données. Et c'est une telle étude que nous avons tenté de faire, étude qu'il nous reste maintenant à présenter.



TABLEAU I : EQUATIONS DE SALAIRES (suite)

	Dickens(1984)	Brown(1980)	Garen(1988)	Leight(1981)	Arnould & Nichols(1983)	Mclean & al.(1978)	Chelius(1974)
lieu d'agrégation de la variable de risque	secteur	occupation	secteur d'activité	secteur d'activité	occupation et secteur	occupation	secteur
nature de l'échantillon	travailleurs manuels	jeunes travailleurs masculins	travailleurs manuels	hommes blancs cols bleus	ensemble de l'industrie	secteur manufacturier	données agrégées
variables de capital humain utilisées	âge,(âge) <sup>2</sup> ,race, sexe,scolarité	éducation,expérience, état marital.	scolarité, expérience	âge,(âge) <sup>2</sup> , statut marital, enfants à charge	âge,(âge) <sup>2</sup> , statut marital, éducation, sexe.	âge,(âge) <sup>2</sup> , statut marital, éducation, sexe.	éducation
variables institutionnelles et/ou économiques utilisées	—	syndicalisation, heures travaillées	syndicalisation	syndicalisation	heures, syndicalisation	syndicalisation	heures, syndicalisation, taille de la firme
variable dépendante	ln(W)	ln(W) sans constant	ln(W)	ln(W)	W	W	W
méthode	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	doubles MCO	doubles MCO
R <sup>2</sup>	—	0.643	0.4297	0.4333	0.908	—	—
constant	—	5.68 (45.4)*	0.6988 (11.7)*	—	—	-80.6 (-1.99)*	-36.27 (-1.82)
t <sub>i</sub> minimum	—	—	—	—	—	539.46 (1.85)	-1.18 (-8.38)
t <sub>i</sub>	—	—	0.00319 (2.03)*	0.0134 (4.44)*	—	—	—
(t <sub>i</sub> ) <sup>2</sup>	—	—	—	—	—	—	—
t <sub>i</sub> temporaire	—	—	—	—	—	—	—
t <sub>i</sub> permanent	—	—	—	—	—	—	—
t <sub>i</sub> mortel	1.536 (2.04)*	0.057 (4.75)*	0.00239 (3.18)*	0.00337 (2.86)*	—	—	—
(t <sub>i</sub> mortel) <sup>2</sup>	—	—	—	—	0.355 (3.7)*	—	—
I <sub>g</sub>	—	—	—	—	-0.00008 (-0.4)*	—	—

TABLEAU I : EQUATIONS DE SALAIRES (suite)

	Thuler & Rosen(1976)	Marin & Psacharopoulos(1982)	Olson(1981)	Dorsey & Walzer(1983)	Smith(1978)
lieu d'agrégation de la variable de risque	occupation	occupation	secteur d'activité	secteur d'activité	secteur d'activité
nature de l'échantillon	travailleurs masculins	travailleurs masculins	travailleurs du secteur privé (plus de 35 h./sem.)	travailleurs manuels	hommes blancs
variables de capital humain utilisées	âge,(âge) <sup>2</sup> ,éducation,(éducation) <sup>2</sup> nombres d'enfants	expérience,(expérience) <sup>2</sup>	âge,(âge) <sup>2</sup> ,statut marital,éducation,sexe	âge,(âge) <sup>2</sup> ,statut marital,éducation,(éducation) <sup>2</sup> ,sexe	expérience,(expérience) <sup>2</sup>
variables institutionnelles et/ou économique employées	syndicat, heures travaillées	syndicat	syndicat	—	syndicalisation, taille de la firme
variable dépendante	W	ln(W)	ln(W)	ln(W) syndiqué ln(W) non-syndiqué	Ln(W)
méthode	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
$\bar{R}^2$	0.41	0.57	0.5406	0.569	0.45
constant	—	1.9462 (25.48)*	3.5944 (48.3)*	2.47	-0.158 (-2.5)*
ti minimum	—	—	0.9083 (3.17)*	0.006 (1.4)	—
ti	—	—	—	—	—
(ti) <sup>2</sup>	—	—	—	—	—
ti temporaire	—	—	—	—	—
ti permanent	—	—	—	—	-0.06 (-3.79)*
ti mortel	0.52 (2.37)*	0.2290 (4.52)*	0.4075 (5.7)*	—	0.75 (2.57)*
(ti mortel) <sup>2</sup>	—	—	-0.2569 (-3.76)*	—	1.238 (6.97)*
Ig	—	—	0.0042 (3.0)*	0.01 (2.69)*	—

TABLEAU 2 : RESULTATS DES ESTIMATIONS DES FONCTIONS DE RISQUE

échantillon	Chelius (1974)		Chelius (1982)		Ruser (1985)		Garen (1988)	
	agrégées	industrie	agrégées	état	agrégées	industrie & état	travailleurs	secteur
lieu d'agrégation de la variable de risque	ti minimum	ti minimum	ti d'un état/ ti moyen	ti minimum	ti total	ti minimum	ti	ti
variable dépendante	doubles MCO	doubles MCO	MCO	MCO	MCG	MCG <sup>1</sup>	variables instrumentales	variables instrumentales
méthode								
R <sup>2</sup>	0.165	0.165	—	—	.81	.82	0.36	0.39
constant	-3.57 (-0.22)	-3.57 (-0.22)	1.09	—	2.184	-0.785	-1.024 (27.33)*	-3.811 (97.61)*
salaire	-0.83 (-1.39)	-0.83 (-1.39)	—	—	-0.372 (-0.89)	-0.958 (1.91)	—	—
taille de la firme	-0.001 (-4.35)*	-0.001 (-4.35)*	—	—	0.293 (2.78)*	-0.059 (0.48)	—	—
niveau d'indemnisation	0.01 (3.84)*	0.01 (3.84)*	0.14 (2.33)*	—	-0.121 (-0.67)	-0.287 (1.32)	—	—
heures travaillées	1.32 (4.86)*	1.32 (4.86)*	—	—	0.009 (0.83)	0.028 (2.31)*	—	—
expérience	—	—	—	—	0.253 (1.71)	0.470 (2.61)*	-0.00012 (0.08)	0.0011 (0.67)
chômage	-15.6 (-3.46)*	-15.6 (-3.46)*	—	—	—	—	—	—
syndicat	0.13 (5.09)*	0.13 (5.09)*	—	—	—	—	-0.0022 (0.23)	-0.0258 (2.56)*
âge	-0.38 (-2.2)*	-0.38 (-2.2)*	—	—	—	—	—	—
capital	-0.04 (0.92)	-0.04 (0.92)	—	—	—	—	—	—
éducation	-2.0 (-3.38)*	-2.0 (-3.38)*	—	—	—	—	-0.0087 (3.47)*	-0.0085 (3.23)*
sexe	-0.16 (-4.69)*	-0.16 (-4.69)*	—	—	—	—	—	—
présence de normes de sécurité	-0.000007 (-1.1)	-0.000007 (-1.1)	—	—	—	—	—	—
# de KW/H par employé	—	—	—	—	—	—	—	—
statut marital	—	—	—	—	—	—	0.0302 (1.4)	0.0492 (2.2)*
temps d'attente	0.4 (0.1)	0.4 (0.1)	-0.03 (-3.0)*	—	—	—	—	—
valeur des actifs	—	—	—	—	—	—	-0.000003 (2.6)*	-0.000004 (4.13)

TABLEAU 2 : RESULTATS DES ESTIMATIONS DES FONCTIONS DE RISQUE (suite)

	Mclean & Al.(1978)	Kahn(1987)	Cooke & Gautschi(1981)	Viscusi(1978b)
échantillon	secteur manufacturier	travailleurs de firmes non syndiquées regroupés par niveau d'expérience	entreprises manufacturières	travailleurs masculins ayant entre 45 et 59 ans
lieu d'agrégation de la variable de risque	secteur et occupation	secteur	entreprise	secteur
variable dépendante	ti minimum	ln(ti min./1-ti min.)	IG	ti minimum
méthode	doubles MCO	MCO non linéaires	MCO	MCO
$\bar{R}^2$	—	—	0.01	0.09
constant	0.16 (3.26)*	-2.560 (1.25)	-518.0 (-51.8)*	—
salaire	0.0001 (1.25)	—	—	—
taille de la firme	—	—	0.0008 (0.89)	—
niveau d'indemnisation	—	—	—	—
heures travaillées	—	0.0146 (1.115)	—	—
expérience	—	-0.206 (5.15)*	—	—
chômage	—	—	0.17 (1.06)	—
syndicat	—	—	—	—
âge	-0.01 (1.41)	-0.0146 (2.05)*	—	-0.018 (-0.3462)
capital	—	—	—	—
éducation	-0.03 (1.43)	0.031 (0.674)	—	-0.629 (9.9841)*
sexe	0.16 (1.07)	0.082 (0.285)	—	—
présence de normes de sécurité	—	—	0.409	—
# de KW/H par employé	—	—	—	—
statut marital	0.09 (1.27)	0.184 (0.657)	—	—
temps d'attente	—	—	—	—
valeur des actifs	—	—	—	-0.0000081 (-2.13)*



## Notes du Tableau I

Les t de Student apparaissent entre parenthèses.

Les astérisques indiquent les coefficients significatifs à 95%.

- 1 Viscusi et Moore (1987) ont introduit, dans deux équations distinctes, les variables de taux d'incidence d'accidents en général et de taux d'incidence d'accidents présentant une gravité d'au moins une journée d'incapacité. Voilà pourquoi nous avons présenté deux  $\bar{R}^2$  dans le Tableau I.A . Le premier  $\bar{R}^2$  concerne l'équation avec le taux d'incidence général comme variable indépendante.
- 2 Comme nous l'avons mentionné dans le texte, l'utilisation faite par Brown (1980) d'un terme propre à l'individu et constant dans à travers le temps comme variable indépendante visait à approximer un certain nombre de caractéristiques individuelles non mesurables. Le Tableau I.B présente donc les résultats de deux équations de Brown: la première tient compte de ces caractéristiques dans un terme constant, la deuxième n'en tient pas compte.
- 3 Nous ne présentons, ici, que les deux estimations (parmi les huit qui apparaissent dans leurs tableaux) de Thaler & Rosen (1976) où sont négligées les possibles interactions entre la variable de risque et les autres déterminants du salaire retenus. Mentionnons rapidement que, dans les six équations non mentionnées ici, seulement une présente un coefficient significatif à la variable de risque.

## Notes du Tableau II

Les t de Student apparaissent entre parenthèse.

Les astérisques indiquent les coefficients significatifs à 95%.

- 1 Ruser(1985) a également estimé les mêmes équations par MCO. Les résultats sont profondément différents et révèlent, pour la variable salaire, un coefficient négatif et significatif

---

## CHAPITRE III: PRESENTATION DES DONNEES, DES VARIABLES ET DES METHODES UTILISEES

---

### III.1) Les données

#### III.1-a) Propos liminaires concernant le choix du secteur

Il nous est vite apparu que l'industrie de la construction constituait un milieu privilégié pour tester la théorie présentée au chapitre premier. On doit dire qu'étant donné notre très vif désir de concevoir une étude capable de combler les trois insuffisances énoncées au dernier chapitre, l'éventail de choix se trouvait réduit. On voulait un échantillon qui puisse représenter un marché du travail le plus homogène et le plus circonscrit possible tout en offrant une certaine variation dans les occupations que nous voulions utiliser comme lieu de mesure du risque. En outre, on souhaitait que le marché du travail décrit par notre échantillon soit marqué par un nombre suffisamment important d'accidents et de lésions professionnelles pour justifier des différentiels salariaux compensateurs.

Immédiatement, l'industrie de la construction répondait à ces trois critères. Elle constitue bien un milieu de travail homogène et ce, tant sur le plan de la production et du marché que sur celui du sexe (hommes) et du statut syndical<sup>1</sup>. Elle présente en outre une grande variété d'occupations et de métiers différents (81 en tout) et se prête donc on ne peut mieux à une mesure interoccupationnelle du risque. Finalement, il est un fait notoire que le taux d'accident y est très élevé. Le taux d'incidence y voisine en moyenne le 15,5% et l'indice de gravité moyenne des lésions y oscille autour de 33,7 jours, ce qui

---

<sup>1</sup> En effet, il peut être raisonnable de penser que les travailleurs de l'industrie de la construction possèdent en commun un certain nombre de caractéristiques individuelles du simple fait de leur choix, comme lieu de travail, d'un secteur aussi particulier, à maints égards, que la construction. Egalement, on peut dire que les entreprises qui sont impliquées dans cette industrie utilisent des technologies assez homogènes et sont de taille semblable. Il s'agit donc bien là, et nous ne saurions trop insister sur ce point, d'un marché du travail très homogène, sans doute l'un des plus homogènes qui se puissent concevoir.

en fait le deuxième secteur le plus dangereux de l'économie québécoise après l'industrie forestière<sup>2</sup>.

Seule la structure rigide de ses relations de travail pourrait, à prime abord, rendre l'industrie de la construction moins intéressante comme lieu de vérification de la théorie du chapitre 1. Tous les travailleurs de la construction sont en effet syndiqués et un décret, obtenu par la négociation entre les trois groupes syndicaux qui représentent les travailleurs et l'Association des Entrepreneurs en construction du Québec, fixe et définit leurs conditions de travail. L'application des prescriptions de ce décret est le fait d'une organisation permanente, la Commission de la Construction du Québec. Voilà, pourront dire certains, des caractéristiques qui éloignent cette industrie de l'idéal-type d'un "marché" du travail prescrit par la théorie.

Disons d'abord que la question est plus complexe qu'elle ne le semble. Bien qu'il n'entre nullement dans nos prétentions d'épuiser ici la question de la théorie des organisations et des "négociations collectives", nous pourrions dire qu'il n'y a aucune raison a priori pour que les salaires obtenus par négociation collective ne reflète pas une certaine information des travailleurs et des employeurs concernant la nature et les caractéristiques des diverses occupations auxquelles ils s'appliquent. La négociation collective, malgré tout ce qu'on peut en dire, part bien de certaines "données" concernant les préférences des membres des organisations en présence (syndicats d'un côté et associations des entrepreneurs de l'autre) et, au terme de son processus, aboutit à des taux de salaires et à des conditions de travail. Ceux-ci sont donc bien le produit d'un arbitrage entre des volontés diverses. Que cet arbitrage soit moins performant que celui qui aurait résulté du fonctionnement idéal du marché de concurrence parfaite, nous sommes bien prêt à l'admettre. Mais celui-ci étant un idéal-type, c'est à une alternative concrète qu'il nous faut comparer la qualité de l'arbitrage obtenu par la négociation collective. Et nous ne sommes pas prêt à soutenir mordicus l'idée que ce dernier soit moins efficace, dans son exploitation de l'information disponible et dans sa révélation des préférences des agents, qu'une forme particulière de concurrence "imparfaite".

---

<sup>2</sup> D'après une étude de la commission de la construction du Québec intitulée "*Les accidents du travail dans l'industrie de la construction*", Montréal, 1983.

C'est donc entendu. Nous considérerons ici la négociation collective comme un mécanisme de mise en rapport et d'arbitrage de volontés individuelles diverses. Cette position n'est pas sans faiblesses, notamment dans la négligence qu'elle fait de la question du statut et du rôle spécifique des organisations syndicales et patronales qui se substituent ici aux agents économiques individuels; mais nous venons d'argumenter qu'elle n'est pas, par ailleurs, complètement dénuée de fondements. Ce simple dernier fait, mis en conjonction avec les trois avantages susmentionnés que présente l'industrie de la construction, concourt à faire de cette industrie un milieu privilégié pour tester la théorie des différentiels de salaire compensateurs.

### III.1-a). Descriptions de la banque de données

Nos données proviennent de deux sources différentes et ont été réunies en une seule banque au terme d'un assez long processus de traitement informatique

La première de ces sources est une bande informatique (fichier P13.HISTO2.SAL81) que nous a fournie la Commission de la Construction du Québec. Cette bande comportait, pour chacun des 94 822 salariés que comptait l'industrie en 1981, des renseignements sur la date de naissance, le code de région de domicile, le statut d'emploi (compagnon, apprenti ou manoeuvre), le code de métier ou d'occupation, les heures effectives travaillées durant l'année, le salaire annuel gagné, et le nombre d'heures total travaillées depuis 1972 dans l'industrie. Ces données étaient d'excellente qualité et ne comportaient aucune information manquante.

La deuxième de ces sources fut le fichier STAT 35 de la CSST qui a été utilisé, notamment, par Cousineau & al.(1987;1988). Ce fichier contient des renseignements sur tous les individus qui, entre 1980 et 1985, ont eu un dossier ouvert à la CSST à la suite de lésions professionnelles. Il fournit, pour chacun

---

<sup>3</sup> Nous ne saurions trop ici exprimer notre gratitude vis-à-vis la diligence et la grande compétence de Sophie Mahseredjian, à qui nous sommes redevable pour une grande partie de ce travail.

de ces individus, un grand nombre d'informations sur les accidents subis, parmi lesquelles<sup>4</sup> la catégorie de dossier (accident compensable ou non compensable, incapacité temporaire ou permanente, etc.), la nature, le siège et l'agent causal de la lésion, la durée de l'incapacité, etc. 1 519 105 individus étaient enregistrés dans cette banque.

Nous avons alors procédé au jumelage de ces deux banques de données. Nous avons d'abord tiré du fichier STAT 35 le sous-ensemble des accidentés du travail pour la seule année 1981. Ensuite, grâce au numéro d'assurance sociale qui, dans les deux banques, servait à identifier les individus, nous avons fait le pairage proprement dit des deux fichiers en partant des travailleurs de la construction. Le programme informatique utilisé nous mettait donc, en fin de processus, en présence d'une seule banque de données où apparaissait, pour chacun des travailleurs de la construction, soit la série de renseignements contenus dans STAT 35 si le travailleur avait eu, durant l'année, un dossier ouvert à la CSST, soit une série de 0 sinon.

Nous disposions dès lors d'un fichier renfermant toute l'information pertinente pour effectuer, par le biais de l'analyse de régression multivariée, tous les tests que nous voulions de la relation Risque-salaire. Pour diminuer le coût informatique de traitement de ces données, nous avons tiré un échantillon aléatoire ( $\pm 1/10e$ ) de notre population de travailleurs de la construction par le biais de la procédure SAMPLE du logiciel SPSS.

Notre fichier final de données comprenait donc 9504 individus parmi lesquels 2138 avaient ouvert, en 1981, un dossier à la CSST. Comme un individu pouvait, durant l'année, avoir eu plusieurs accidents, nous décidâmes de définir une variable différente pour chaque caractéristique de chaque accident<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup> L'Annexe 1 du mémoire, reproduit avec l'aimable autorisation de Sophie Mahseredjian d'un document de travail du C.R.D.E. (Mahseredjian (1988)) fournit la liste détaillée et la définition de toutes les variables que comporte ce fichier.

<sup>5</sup> Le nombre le plus élevé d'accidents qu'avaient eues, en 1981, les travailleurs de la construction était de 6.

### III.2) La construction des variables

#### III.2-a) Les variables d'accidents

Deux variables d'accidents ont été, de façon analogue à ce que l'on a vu dans la littérature, retenues: le taux d'incidence ( $t_i$ ) et l'indice de gravité ( $I_g$ ). Ces deux variables de risque ont été construites en agrégeant les individus par catégorie occupationnelle (procédure AGGREGATE sur SPSS) et en calculant, pour chacune de ces catégories, les expressions suivantes

$$t_i = \frac{\sum_{i=1}^n \text{NFAC81}_i}{N}$$

où  $\text{NFAC81}_i$  est le nombre de fois que l'individu  $i$  a ouvert un dossier à la CSST durant l'année 1981 et <sup>6</sup>;

$N$  est le nombre d'individus travaillant dans l'occupation.

$$I_g = \frac{\sum_{i=1}^n \text{NBRJT}_i}{\sum_{i=1}^n \text{NFAC81}_i}$$

où  $\text{NBRJT}_i = \sum_{j=1}^6 \text{NBR}_j$  et

$\text{NBR}_j$  est le nombre de journées perdues lors du  $j$  ème accident

---

<sup>6</sup> Nous avons exclu du calcul de  $t_i$  les accidents jugés par la CSST comme étant non compensables.

### III.2-b) La variable de salaire

Pour la variable de salaire, nous nous sommes heurté au problème suivant.

Nous avons commencé par utiliser le salaire individuel apparaissant dans la banque de la construction. Cette variable se définissait comme le salaire effectivement gagné par l'individu durant l'année 1981. Mais il nous est vite apparu, et les mauvais résultats obtenus avec cette variable<sup>7</sup> nous l'ont confirmé, que ce salaire ne pouvait être une mesure adéquate du revenu de travail susceptible de compenser des risques de lésions professionnelles. La raison en est bien simple. Le salaire effectivement gagné par un individu dépend, dans l'industrie de la construction, d'une pléthore de facteurs parmi lesquels on trouve les heures travaillées, la rémunération du temps supplémentaire à un taux horaire plus élevé, toute une série de primes et de rémunérations particulières prévues par le décret et, finalement, tout un ensemble de procédures de remboursements de frais de déplacements et de compensations pour des affectations temporaires<sup>8</sup>. Or, à l'exception des heures travaillées durant l'année, le fichier de données de la Commission de la Construction ne nous donnait aucune information qui nous aurait permis de déterminer lesquels de ces multiples facteurs étaient effectivement entrés en ligne de compte pour expliquer le salaire observé. En termes clairs donc, la variable salaire qui était inscrite dans notre fichier n'était pas une mesure du seul salaire. Elle consistait en fait en un indice ad hoc d'une série de sources diverses de rémunération dont il nous était impossible de déterminer la provenance avec précision.

Fort heureusement, il nous fut possible d'avoir recours aux taux de salaire horaires négociés de l'industrie pour chaque occupation définie dans les annexes D et E du "Décret sur les relations de travail dans l'industrie de la Construction". Ces taux horaires constituent les salaires normaux de références

---

<sup>7</sup> Ces résultats sont disponibles à quiconque sur demande.

<sup>8</sup> La liste complète de ces primes et de ces procédures diverses de compensation est donnée dans l'annexe 2.

<sup>9</sup> Décret 3930-80, 17 décembre 1980, Gazette officielle du Québec, no 64, pp. 7193-7281.

auxquels doivent s'attendre les travailleurs et servent de base aux calculs de toutes les primes et compensations mentionnées plus haut. Dans la mesure où le risque d'accidents de travail peut faire, dans l'industrie de la construction, l'objet d'une rémunération implicite, ce ne peut être que par la composante "normale" du salaire qui, dans cette industrie, est négociée.

L'utilisation de ce nouvel indicateur de salaires nous amenait toutefois à réduire de beaucoup notre horizon de variabilité. De 9488 observations individuelles, nous tombions à 81 occupations au niveau desquelles étaient mesurés tant les salaires négociés que les variables  $t_i$  et  $I_g$ .

### III.2-c) Les indicateurs de capital humain

A ce chapitre, nous nous trouvions confronté à deux problèmes de choix. Il nous fallait d'abord décider du niveau d'agrégation des variables de capital humain à privilégier. Du fait de la définition des trois précédentes variables, nous avons rapidement convenu d'opter pour la solution agrégée. Il s'agissait là de la seule voie raisonnable à emprunter car il nous apparaissait clair qu'une mesure individuelle du capital humain aurait éprouvé de grandes difficultés à influencer des taux de salaires négociés. Quant à l'argument tant ressassé du biais d'agrégation qui pourrait résulter du test d'une théorie micro économique dans un contexte agrégé, nous renverrions le lecteur à ce que nous avons dit à ce sujet au chapitre II.2.

Notre deuxième problème était celui du choix particulier de l'indicateur de capital humain à utiliser. Ce choix se limitait en fait à trois variables possibles. La première de ces variables consistait en l'âge moyen des travailleurs de chaque occupation qu'il nous était possible de calculer à partir de la date de naissance. Le deuxième indicateur qui aurait pu être utilisé en était un d'expérience et résidait dans le nombre total d'heures travaillées en moyenne, par occupation, dans l'industrie depuis 1972. Finalement, la troisième variable de capital humain qui nous était disponible se présentait sous la forme d'un



indice de la qualification générale et spécifique requises pour chaque occupation.

Après mûres réflexions, nous avons arrêté notre choix sur ce dernier indicateur. Deux raisons peuvent justifier cette décision.

La première de ces raisons était notre désir d'harmoniser nos méthodes avec celles de Cousineau & al.(1987;1988)<sup>11</sup> pour permettre une comparaison de résultats.

La deuxième raison résidait dans la nécessité d'utiliser un indice de capital humain qui soit susceptible d'influencer l'indicateur particulier du salaire que nous avons employé. A ce titre, il nous a semblé que puisqu'il mesurait la formation tant générale que spécifique requise, normalement, pour l'exercice d'une fonction particulière, l'indice QUAL retenu avait toutes les chances d'influencer significativement le salaire négocié. Il paraîtrait en effet inimaginable que les négociateurs ne tiennent pas compte des exigences différentes de qualification des diverses occupations dans l'établissement des taux de salaires applicables à ces occupations.

Ce choix de l'indicateur QUAL nous obligea toutefois à réduire nos observations à 59. Cette réduction fut causée par des problèmes de concordance entre la classification utilisée par le CCDP et celle de la Commission de la

---

<sup>10</sup> Cet indice, développé par Cousineau et Lacroix(1983) et utilisé par la suite par Cousineau et al.(1987;1988) est une variable polytomique qui incorpore de l'information sur la formation spécifique (FS, qui va de 1 pour la simple démonstration jusqu'à 9 pour une période de 10 ans et plus) et la formation générale (FG, échelonnée de 1, pour 6 années et moins de scolarité, à 6 pour 17 ans et plus d'éducation) normalement requises pour l'exercice de chaque métier et de chaque profession. Ces informations, disponibles dans le CCDP, définissent la variable de qualification (QUAL) dont nous parlons de la façon suivante:

QUAL = 1	SSI	FG + FS < 6
QUAL = 2	SSI	FG + FS ≥ 6 et FS < 5
QUAL = 3	SSI	FG + FS < 10 et FS > 4
QUAL = 4	SSI	FG + FS = 10 et FS ≥ 6
QUAL = 5	SSI	FG + FS > 10 et FS > 6

<sup>11</sup> Ces études constituent en effet les seules applications empiriques que nous connaissons de la théorie des différentiels de salaire dans le contexte québécois.

Construction du Québec. Plus précisément, la totalité des 22 occupations que nous avons dû éliminer de cette façon consistaient en des emplois d'apprenti pour lesquels existent, dans l'industrie de la construction, des règlements spécifiques (Gazette Officielle du Québec, CF5, A.30). Le problème qui se posait avec cette catégorie d'occupation ne résidait pas tant dans ces règlements particuliers que dans l'absence de précisions concernant la qualification générale requise. On aurait pu interpréter cette absence d'information comme une pure et simple absence d'exigences. Mais des sources bien informées de la Commission de la Construction nous ont bien rappelé qu'une semblable interprétation eut été abusive puisque, en pratique et sans que cela ne soit encore explicitement défini, l'industrie exige de ses apprentis des niveaux de qualification générales, qui varient d'une occupation à l'autre. Pour éviter de biaiser notre mesure de qualification par ce manque d'information, nous avons préféré exclure de notre échantillon l'ensemble des occupations des apprentis.

Nous nous retrouvons donc, au moment de procéder à nos estimations finales<sup>12</sup> avec un échantillon de 59 occupations, de compagnons ou de manoeuvres, au niveau desquelles étaient mesurés le salaire, le taux d'incidence, l'indice de gravité et l'indice de qualification retenu.

### III.3) Les méthodes d'estimation

Comme nous l'avons déjà mentionné, c'est aux estimateurs de Box & Cox(1964) que nous avons eu recours pour estimer notre équation de salaire. Celle-ci s'écrivait donc

---

<sup>12</sup> Nous parlons bien d'estimations finales car nous avons, en plus, effectué, avec des niveaux de succès très variables, toute une série d'estimations, à des niveaux tant agrégés qu'individuels, avec différentes variables indépendantes et avec, comme variable dépendante, le salaire effectivement gagné dont nous parlons plus haut. Tous ces résultats sont disponibles sur demande.

$$\frac{SAL^{\gamma_1} - 1}{\gamma_1} = \beta_0 + \beta_1 \frac{(ti)^{\gamma_2} - 1}{\gamma_2} + \beta_2 \frac{(Ig)^{\gamma_3} - 1}{\gamma_3} + \beta_3 \frac{(QUAL)^{\gamma_4} + 1}{\gamma_4} + \varepsilon$$

Comme chacun sait, une telle spécification, non linéaire dans les paramètres, permet, selon la valeur des coefficients  $\gamma$  révélée par l'estimation, d'envisager toute une gamme de formes fonctionnelles<sup>13</sup>.

Toutefois, et à l'instar de toutes les méthodes d'estimation non-linéaires, les estimateurs de Box-Cox ne présentent les propriétés optimales des MCO (absence de biais et efficacité)<sup>14</sup> qu'asymptotiquement, lorsque la taille de l'échantillon tend vers l'infini. Notre échantillon ne comportant que 59 observations, il est fort vraisemblable qu'il ne consiste pas en une bonne approximation d'une grandeur tendant vers l'infini. C'est pour cette raison que nous juxtaposerons, aux estimés de Box-Cox, des estimés en MCO, spécifiés selon les indications que nous aurons fournis les Box-Cox, afin d'obtenir la mesure la plus fine qui soit de la prime de risque intégrée au salaire.

<sup>13</sup> Prenons par exemple le cas de  $\gamma_2$ . Si  $\gamma_2 \rightarrow 0$ , on a

$$\lim_{\gamma_2 \rightarrow 0} \frac{ti^{\gamma_2} - 1}{\gamma_2} = \frac{0}{0}$$

soit une indétermination. Mais par règle de L'Hopital, on a

$$\lim_{\gamma_2 \rightarrow 0} \frac{ti^{\gamma_2} - 1}{\gamma_2} = \lim_{\gamma_2 \rightarrow 0} \frac{e^{\gamma_2 \ln(ti)} \ln(ti)}{1} = \ln(ti)$$

Et de façon beaucoup plus triviale,  $ti$  prend la forme linéaire si  $\gamma_2=1$ , quadratique si  $\gamma_2=2$ , réciproque de degrés divers si  $\gamma_2 < 0$ , etc. Pour des renseignements plus complets sur les techniques de Box-Cox, voir l'article original ou, pour une bonne introduction, le chapitre 2 de Johnston (1983).

<sup>14</sup> Rappelons toutefois au lecteur que les MCO ne présentent ces propriétés que sous l'hypothèse cruciale que l'équation économétrique soit correctement spécifiée. Dans le cas opposé, les MCO ne présentent aucune des deux caractéristiques susmentionnées, pas même de façon asymptotique.

En outre, il a été récemment admis (Spitzer (1984)) que la variance des coefficients obtenus par les méthodes de Box & Cox était très sensible à l'échelle de mesure des variables utilisées, ce qui rendait très douteuses les conclusions que l'on pouvait tirer des tests t effectués sur ces estimés. Pour pallier à ce problème, Dagenais & Dufour (1986) ont suggéré le recours au test du rapport de vraisemblance<sup>15</sup>. C'est donc ce test qui, au chapitre suivant, sera utilisé pour faire de l'inférence sur les coefficients que l'on obtiendra par l'écriture sous la forme de Box & Cox du modèle.

---

<sup>15</sup> Rappelons au lecteur que ce test fait appel à l'expression suivante:

$$\theta = \tilde{L} / \hat{L}$$

où  $\tilde{L}$  est la valeur de la fonction de vraisemblance sous l'hypothèse  $H_0$  que l'on veut tester et

$\hat{L}$  est la valeur de la fonction de vraisemblance en l'absence d'hypothèse;

et  $-2\ln(\theta)$  tend vers une  $\chi^2$  avec  $r$  degrés de libertés où  $r$  est le nombre de paramètres impliqués dans  $H_0$ .

---

## CHAPITRE IV: PRESENTATION ET DISCUSSION DES RESULTATS

---

### V.1) résultats de l'équation linéaire simple

Le tableau III ci-dessous présente les résultats d'une estimation en MCO de l'équation de salaire. Comme on le voit, le coefficient de  $t_i$  y est positif et significatif ainsi d'ailleurs, et ce phénomène est rassurant, que celui de QUAL. Par contre, l'indice de gravité ne présente pas le signe positif et significatif auquel on aurait dû s'attendre, surtout après avoir pris connaissance des grands résultats de la littérature.

Laissons, pour le moment, ce point en suspens et voyons d'abord ce que révèle l'estimation de la même équation avec des transformations Box-Cox appliquées à toutes les variables. Les résultats de cette estimation apparaissent au tableau IV

Tableau III  
Estimation par MCO d'une équation de salaire

---

moyenne de la variable dépendante	12,4453
Constante	12,6889
$t_i$	1,259 (1.89)*
$I_g$	0.01328 (0.937)
QUAL	0.5354 (7.624)*
$\bar{R}^2$	0.5354

---

les  $t$  de Student apparaissent entre parenthèses. Les astérisques marquent ceux qui satisfont le critère de significativité de 95%.

#### IV.2) Résultats de l'estimation du modèle Box-Cox

Considérons d'abord les coefficients  $\gamma$  qui, comme on le sait, spécifient la forme fonctionnelle. Le paramètre  $\gamma_1$ , pour commencer, apparaît négatif, ce qui pourrait nous inciter à donner une forme réciproque à la variable de salaire. Toutefois les tests du rapport de vraisemblance ne nous permettent de rejeter ni l'hypothèse de la linéarité, ni celle de sa "logarithmicité".  $\gamma_2$  présente, quant à lui, un coefficient de 1.53 et, qui plus est, significativement différent de 0. Une forme logarithmique de la variable  $t_i$  n'apparaît donc pas, dans notre échantillon, vraisemblable. Par contre, le test du rapport de vraisemblance ne nous a pas permis de rejeter l'hypothèse de linéarité ( $\gamma_2=1$ ). Quant à  $\gamma_3$  et  $\gamma_4$ , ils ont tous deux présenté des coefficients positifs et inférieurs à 1 mais les rapports de vraisemblance n'ont permis de rejeter aucune des deux hypothèses testées dans le tableau IV.

Les coefficients  $\beta$ , pour leur part, suivent, dans leur signe et leur significativité, le pattern qu'avait déjà dessiné le tableau III à savoir, positifs et significatifs pour  $t_i$  et QUAL et positifs non significatifs pour Ig.

Que conclure de ces estimés et, notamment, des estimés des paramètres  $\gamma$  sur la forme fonctionnelle optimale qui structure l'équation de salaire? Il s'agit là du fréquent problème d'interprétation des modèles Box-Cox. Mis à part  $t_i$ , où le test du rapport de vraisemblance du coefficient  $\gamma_2$  a permis de rejeter l'hypothèse de la forme logarithmique, l'estimation de la transformation de Box-Cox de l'équation de salaire ne semble avoir donné aucune information significative qui eut pu faciliter le choix d'une transformation particulière des variables utilisées.

#### IV.3) Le choix ultime de la forme fonctionnelle

Il convient toutefois ici de nuancer ce constat pessimiste en réfléchissant bien sur la signification d'un test d'hypothèse. Tout ce que le caractère non-concluant d'un tel test permet de dire, c'est qu'il est impossible, compte tenu de l'information dont on dispose, de rejeter la plausibilité de ce que l'on teste. Mais "impossible de rejeter" ne signifie aucunement "on doit accepter".

TABLEAU IV : RESULTATS DU BOX-COX

nom du paramètre	valeur estimée	test de H0: paramètre=0	test de Ho paramètre
$\gamma_1$	-1.76063	0.22660	0.15000
$\gamma_2$	1.53137	79.84810*	0.68300
$\gamma_3$	0.00002	0.00000	0.00000
$\gamma_4$	0.52951	0.52440	0.00000
$\beta_0$	0.56126	110.61000*	—
$\beta_1$	0.00206	3.43820*	—
$\beta_2$	0.97709	0.51720	—
$\beta_3$	0.00094	61.7351*	—

Les astérisques désignent lesquelles des hypothèses ont pu être rejetées avec un significativité de 95%.

Méthode utilisée: Procédure itérative de Gauss

Log de la fonction de vraisemblance: -87.9119

Lorsque l'on constate que la valeur de  $\gamma_1$  est de  $-1.76$  mais que l'hypothèse selon laquelle  $\gamma_1 = 0$  ne peut être rejetée, on ne doit pas ipso facto en conclure que la forme logarithmique peut être perçue comme valable. En stricte rigueur, c'est la valeur de  $-1.76$  qui a maximisé la vraisemblance et c'est donc elle et seulement elle qui est la plus vraisemblable. La seule chose qu'il soit possible de dire, dès lors, de la forme logarithmique, c'est qu'elle n'a pas présenté, compte tenu de l'information contenue dans nos données, un degré de vraisemblance à ce point inférieur à celui de la forme suggérée par la valeur  $-1.76$  pour nous permettre de la rejeter.

Cette précision, importante, nous suggère tout naturellement une stratégie d'action pour raffiner notre critère de choix de la meilleure forme fonctionnelle. Comme les coefficients  $\gamma$  qui ont été obtenus dans le tableau IV ont maximisé la vraisemblance, ils constituent un premier point de départ de forme fonctionnelle. Les formes linéaire et logarithmique, parce qu'elles ont été largement utilisées dans la littérature, doivent également, lorsqu'elles n'ont pas été statistiquement rejetées par les tests, être considérées. Nous avons donc décidé d'estimer, par MCO, une série d'équations de salaires dans lesquelles nous avons alternativement fait prendre aux variables toutes les combinaisons possibles de la forme linéaire, la forme logarithmique et la forme prescrite par l'estimation en Box-Cox des coefficients  $\gamma$ <sup>1</sup>. Les résultats de ces estimations sont présentés dans les tableaux V, VI et VII des pages suivantes. Le tableau V montre les résultats des 18 équations où la variable salaire (dépendante) a été transformée selon ce que prescrivait l'équation Box-Cox et où toutes les combinaisons possibles de formes des variables indépendantes ont été essayées. Les tableaux VI et VII présentent les mêmes combinaisons mais utilisées respectivement avec une transformation logarithmique et linéaire de la variable de salaire.

---

<sup>1</sup> Et ce, à l'exception de la variable  $t_i$  pour laquelle nous avons négligé la forme logarithmique à cause de l'issue significative du test de vraisemblance.



TABLEAU V: ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC SAL<sup>-1.76063</sup> COMME VARIABLE DEPENDANTE

équation	# 1	# 2	# 3	# 4	# 5	# 6
ti	—	—	—	—	—	—
ti <sup>1.53137</sup>	-0.00254 (-1.08)	-0.00254 (-0.95)	-0.0030 (-1.33)	-0.0027 (-1.14)	-0.0024 (-1.02)	-0.00268 (-1.00)
Ig	—	—	.00001 (0.42)	—	—	—
Ln(Ig)	—	-.8 E-28 (-0.64)	—	—	—	-.7 E-28 (-0.55)
Ig <sup>0.00002</sup>	-0.00084 (-0.74)	—	—	-0.0007 (-0.63)	-0.0009 (-0.87)	—
QUAL	—	—	—	—	-.0012* (-4.82)	—
Ln(QUAL)	—	—	—	-.0029* (-4.90)	—	-.0029 (-4.30)*
QUAL <sup>0.53</sup>	-0.00359 (-4.88)*	-0.00359 (-4.28)*	-0.0039* (-5.90)	—	—	—
$\bar{R}^2$	.3917	.2084	.3875	.3933	.3868	.2101

TABLEAU V : ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC SAL<sup>-1.76063</sup>  
 COMME VARIABLE DEPENDANTE (suite)

équation	# 7	# 8	# 9	# 10	# 11	# 12
ti	—	—	—	-.00152 (-0.70)	-.00152 (0.61)	-.00215 (-1.07)
ti <sup>1.53137</sup>	-.00241 (-0.90)	-.00309 (-1.37)	-.0030 (-1.30)	—	—	—
Ig	—	.000014 (0.49)	.000009 (0.33)	—	—	.000012 (0.44)
Ln(Ig)	-.9 E-28 (-0.761)	—	—	—	-.8E-28 (-0.63)	—
Ig <sup>0.00002</sup>	—	—	—	-.00085 (-0.71)	—	—
QUAL	-.00121* (-4.22)	—	-.0013* (-5.80)	—	—	—
Ln(QUAL)	—	-.00319* (-5.952)	—	—	—	—
QUAL <sup>0.53</sup>	—	—	—	-.0036* (-4.88)	-.0036* (-4.24)	-.00387* (-5.726)
$\bar{R}^2$	.2035	.3916	.3796	.3842	.2051	.3807

TABLEAU V : ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC SAL<sup>-1.76063</sup>  
 COMME VARIABLE DEPENDANTE (suite et fin)

équation	# 13	# 14	# 15	# 16	# 17	# 18
ti	-.00167 (-0.77)	-.00139 (-0.64)	-.0017 (-0.67)	-.0014 (-0.56)	-.0022 (-1.10)	-.0021 (-1.05)
ti <sup>1.53137</sup>	—	—	—	—	—	—
Ig	—	—	—	—	.000014 (0.52)	.0000102 (0.36)
Ln(Ig)	—	—	-.7E-28 (-0.53)	-.9E-28 (-0.74)	—	—
Ig <sup>0.00002</sup>	-.00072 (-0.61)	-.00100 (-0.84)	—	—	—	—
QUAL	—	-.00121* (-4.76)	—	-.0012* (-4.20)	—	-.00131* (-5.63)
Ln(QUAL)	-.00293* (-4.84)	—	-.0029* (-4.26)	—	-.0032* (-5.77)	—
QUAL <sup>0.53</sup>	—	—	—	—	—	—
$\bar{R}^2$	.3855	.3797	.2064	.2006	.3844	.3732

TABLEAU VI : ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC Ln(SAL) COMME VARIABLE DEPENDANTE

équation	# 1	# 2	# 3	# 4	# 5	# 6
ti	—	—	—	—	—	—
ti <sup>1.53137</sup>	.1190 (1.42)	.1190 (1.21)	.1323* (1.65)	.1253 (1.50)	.1131 (1.35)	.1253 (1.27)
Ig	—	—	-.0005 (-0.51)	—	—	—
Ln(Ig)	—	.2 E-26 (0.50)	—	—	—	.19 E-26 (0.41)
Ig <sup>0.00002</sup>	.0237 (0.59)	—	—	.0195 (0.48)	.0291 (0.73)	—
QUAL	—	—	—	—	.0545* (6.11)	—
Ln(QUAL)	—	—	—	.1306* (6.09)	—	.1306* (5.16)
QUAL <sup>0.53</sup>	.1602* (6.14)	.1602* (5.19)	.1701* (7.26)	—	—	—
$\bar{R}^2$	.4968	.2973	.4960	.4939	.4952	.2944

TABLEAU VI : ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC Ln(SAL) COMME VARIABLE DEPENDANTE (suite)

équation	# 7	# 8	# 9	# 10	# 11	# 12
ti	—	—	—	.08613 (1.11)	.08613 (0.95)	.10216 (1.43)
ti <sup>1.53137</sup>	.1131 (1.14)	.1362* (1.69)	.1296* (1.64)	—	—	—
Ig	—	-.00059 (-0.59)	-.00041 (-0.42)	—	—	-.00055 (-0.55)
Ln(Ig)	.29 E-26 (0.62)	—	—	—	.21E-26 (0.43)	—
Ig <sup>0.00002</sup>	—	—	—	.02123 (0.50)	—	—
QUAL	.0545* (5.17)	—	.05818* (7.20)	—	—	—
Ln(QUAL)	—	.1282* (7.24)	—	—	—	—
QUAL <sup>0.53</sup>	—	—	—	.1592* (6.06)	.1592* (5.19)	.1678* (7.02)
$\bar{R}^2$	.2957	.4950	.4919	.4897	.3038	.4902

TABLEAU VI : ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC Ln(SAL) COMME VARIABLE DEPENDANTE (suite et fin)

équation	# 13	# 14	# 15	# 16	# 17	# 18
ti	.092682 (1.19)	.080254 (1.03)	.09268 (1.02)	.08025 (0.88)	.10537 (1.47)	.10048 (1.40)
ti <sup>1.53137</sup>	—	—	—	—	—	—
Ig	—	—	—	—	-.00063 (-0.63)	-.00045 (-0.46)
Ln(Ig)	—	—	.17E-26 (0.33)	.27E-26 (0.55)	—	—
Ig <sup>0.00002</sup>	.01653 (0.39)	.02703 (0.65)	—	—	—	—
QUAL	—	.05417* (6.04)	—	.05417* (5.17)	—	.05740* (6.96)
Ln(QUAL)	.12966* (6.01)	—	.12966* (5.15)	—	.13615* (7.00)	—
QUAL <sup>0.53</sup>	—	—	—	—	—	—
$\bar{R}^2$	.4865	.4883	.3006	.3024	.4888	.4864

TABLEAU VII : ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC SAL COMME VARIABLE  
DEPENDANTE

équation	# 1	# 2	# 3	# 4	# 5	# 6
ti	—	—	—	—	—	—
ti <sup>1.53137</sup>	1.4836* (1.70)	1.4836 (1.34)	1.6028* (1.80)	1.5602* (1.77)	1.4130 (1.63)	1.5602 (1.5)
Ig	—	—	-.0061 (-0.56)	—	—	—
Ln(Ig)	—	.2 E-25 (0.40)	—	—	—	.17 E-25 (0.31)
Ig <sup>0.00002</sup>	.2143 (0.48)	—	—	.1691 (0.37)	.2747 (0.63)	—
QUAL	—	—	—	—	.6669* (6.77)	—
Ln(QUAL)	—	—	—	1.585* (6.65)	—	1.585* (5.55)
QUAL <sup>0.53</sup>	1.9530* (6.75)	1.953* (5.63)	2.0496* (7.90)	—	—	—
$\bar{R}^2$	.5402	.3383	.5409	.5338	.5414	.3319

TABLEAU VII: ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC SAL COMME VARIABLE  
DEPENDANTE (suite)

équation	# 7	# 8	# 9	# 10	# 11	# 12
ti	—	—	—	1.156 (1.44)	1.156 (1.24)	1.284* (1.73)
ti <sup>1.53137</sup>	1.413 (1.37)	1.654* (1.95)	1.567* (1.86)	—	—	—
Ig	—	-0.00697 (-0.63)	-0.00501 (-0.46)	—	—	-0.00656 (-0.60)
Ln(Ig)	.27 E-25 (0.52)	—	—	—	.16E-25 (0.30)	—
Ig <sup>0.00002</sup>	—	—	—	.1657 (0.35)	—	—
QUAL	.6669* (5.64)	—	.7034* (7.89)	—	—	—
Ln(QUAL)	—	1.659* (7.82)	—	—	—	—
QUAL <sup>0.53</sup>	—	—	—	1.9398* (6.66)	1.9398* (5.65)	2.018* (7.63)
$\bar{R}^2$	.3395	.5360	.5399	.5341	.3508	.5360



TABLEAU VII : ESTIMES D'UNE SERIE D'EQUATIONS AVEC SAL COMME VARIABLE  
DEPENDANTE (suite et fin)

équation	# 13	# 14	# 15	# 16	# 17	# 18
ti	1.23517 (1.53)	1.08396 (1.36)	1.2351 (1.31)	1.0839 (1.17)	1.327* (1.77)	1.259* (1.89)
ti <sup>1.53137</sup>	—	—	—	—	—	—
Ig	—	—	—	—	-.00747 (-0.68)	-.00553 (-0.51)
Ln(Ig)	—	—	.11E-25 (0.20)	.23E-25 (0.42)	—	—
Ig <sup>0.00002</sup>	.1144 (0.24)	.23130 (0.50)	—	—	—	—
QUAL	—	.66271* (6.69)	—	.66271* (5.66)	—	.69287* (7.62)
Ln(QUAL)	1.5737* (6.56)	—	1.5737* (5.57)	—	1.6315* (7.55)	—
QUAL <sup>0.53</sup>	—	—	—	—	—	—
$\bar{R}^2$	.5275	.5354	.3443	.3522	.5310	.5354

L'examen de ces tableaux révèle un certain nombre de choses intéressantes.

Tout d'abord, la variable  $I_g$  n'y passe jamais le seuil de la significativité. Ce phénomène est vraiment surprenant. Nous l'aborderons à part dans quelques instants.

Dans un second lieu, la très grande sensibilité du coefficient de  $t_i$  aux formes fonctionnelle, qu'avaient déjà diagnostiquée Leigh & Folsom(1984), apparaît ici aussi particulièrement éclatante. Sur les 54 équations des tableaux V à VII, le coefficient de  $t_i$  n'apparaît significatif que 12 fois. Sa robustesse est donc assez faible, surtout si on la compare à celle du paramètre multipliant QUAL qui passe, et dans toutes les équations, le seuil de significativité. Et la forme fonctionnelle semble bien être d'une importance déterminante pour l'estimation de  $W_p$  car, comme on le remarque, le coefficient de  $t_i$  n'est jamais significatif lorsque la transformation suggérée par le Box-Cox de la variable dépendante est utilisée (tableau V), alors qu'il l'est 5 fois dans le tableau VI et 7 fois dans le tableau VII. En outre, c'est la transformation de  $t_i$  suggérée par le Box-Cox qui semble faire preuve de l'influence la plus déterminante sur la variable dépendante. En effet 10 des 12 équations où le coefficient de  $t_i$  est significatif utilisent cette transformation de la variable.

En recoupant ces constats avec des examens des  $\bar{R}^2$ , il nous sera possible d'affûter notre critère de choix de la meilleure forme fonctionnelle. Nous ne prétendons nullement manifester par cette procédure une foi indue dans les vertus informatives des  $\bar{R}^2$ . Et il est vrai qu'en soi, pris isolément, le  $\bar{R}^2$  n'indique absolument rien de la qualité d'une régression. Toutefois, lorsqu'utilisé, à la marge, comme un des nombreux critères de comparaison de régressions très similaires effectuées dans un même échantillon, le  $\bar{R}^2$  peut contribuer à apprécier les qualités d'un ajustement linéaire. Ces  $\bar{R}^2$  présentent une grande variété dans les tableaux V à VII puisqu'ils vont de 0.2006 dans l'équation 16 du tableau V à 0.5414 dans l'équation 5 du tableau VII. Mais en dernière analyse, l'examen des  $\bar{R}^2$  semble nous inciter à privilégier les formes fonctionnelles tirées du tableau VII.

En fait, selon les deux derniers critères que nous venons d'évoquer, ce sont des transformations telles celles des équations 1,3 et 5 du tableau VII qu'il nous faudrait retenir. En particulier, l'équation 1 présente la grande qualité d'utiliser, à l'exception de la variable dépendante, les transformations de variables qu'avait suggérées l'estimation du modèle Box-Cox et ce, tout en montrant un bon  $\bar{R}^2$  et le signe positif significatif attendu pour la variable  $t_i$ .

Reste le problème de  $I_g$  qui, pour le moment, demeure entier.

#### IV.4) L'incapacité explicative de $I_g$

Une première explication que l'on pourrait apporter à ce phénomène résiderait dans une particularité de l'industrie de la construction que nous avons déjà mentionnée au chapitre précédent: l'existence parallèle d'un système de rémunération explicite qui vient compenser les travailleurs de leur exposition à certaines conditions de travail jugées dangereuses. Or, on s'aperçoit que c'est bien plus la gravité que la fréquence des accidents qui s'y produisent qui rende si dangereuses les tâches faisant l'objet de ces primes explicites<sup>2</sup>. Comme la gravité est en partie rémunérée par ces primes explicites, il ne reste qu'une portion de cette variable qui puisse se prêter, par le biais des différences salariales, à une forme implicite de rémunération. C'est ce qui expliquerait le caractère systématiquement non significatif du coefficient de  $I_g$  obtenu jusqu'ici.

Une deuxième source d'explication, qui n'exclut pas nécessairement la première, pourrait se trouver dans une possible corrélation importante entre QUAL et  $I_g$ . En effet, il paraît raisonnable de penser que la qualification que l'on exige d'un travailleur pour un emploi soit attribuable en partie au danger que présente cet emploi en fait de gravité des accidents qui peuvent y survenir. Si un tel lien s'avérait vérifié, on se trouverait alors en présence d'un problème

---

<sup>2</sup> Considérons par exemple les primes de hauteurs. Le fait pour un maçon de travailler sur un échafaudage à 150 pieds d'altitude ne l'expose pas à une plus grande probabilité de tomber. C'est bien davantage la gravité très élevée de l'accident qui résulterait d'une chute de 150 pieds qui justifie la prime explicite que le travailleur reçoit à cette hauteur.

de quasi-collinéarité entre QUAL et Ig. Et ce problème pourrait très bien faire en sorte qu'une portion de l'influence spécifique de Ig sur le salaire soit appropriée par QUAL.

Pour s'assurer de la plausibilité de cette dernière explication nous avons procédé au test suivant. Nous avons d'abord, dans un premier temps, régressé QUAL sur Ig afin de vérifier l'hypothèse d'un lien entre ces deux variables. Nous avons obtenu alors un coefficient de 0.02403 avec un t de Student de 2.507 pour la variable Ig, ce qui confirmait notre appréhension<sup>3</sup>. Dans une seconde étape, nous avons utilisé les estimés des résidus de la régression précédente à la place de QUAL dans nos équations de salaire<sup>4</sup>. D'un point de vu tout à fait intuitif, ces résidus de la régression de QUAL sur Ig peuvent être interprétés comme la composante du niveau de qualification qui n'est pas attribuable à la gravité des accidents. L'introduction de cette seule composante, plutôt que de l'ensemble de la variable, devrait permettre à l'influence de Ig sur le salaire – si influence il y a – de se manifester pleinement. Les résultats, obtenus de quelques formes fonctionnelles parmi les plus performantes du tableau VII, sont présentés au tableau VIII de la page suivante.

---

<sup>3</sup> Des résultats plus complets de cette régression sont disponibles sur demande.

<sup>4</sup> Ces méthodes de régression, où l'on utilise des transformations des variables indépendantes qui les orthogonalisent les unes par rapport aux autres, sont assez peu utilisées en économie mais sont assez courantes en biologie (voir, par exemple, Velleman et Welsh (1981) ou Henderson et Velleman (1981)).

TABLEAU VIII  
ESTIMES DE FONCTIONS DE SALAIRES  
AVEC LES RESIDUS DE QUAL (QUALP)  
COMME VARIABLE INDEPENDANTE

équation	1	2	3
variable dépendante	SAL	SAL	SAL
$t_i^{1.53137}$	1.19426 (1.344)	1.49349* (1.775)	1.5674* (1.860)
$I_g^{0.00002}$	0.56147 (1.271)	—	—
$I_g$	—	0.01452 (1.314)	0.01189 (1.116)
QUALP	—	—	0.70336* (7.887)
$QUALP^{0.53}$	1.54052* (6.201)	1.67670* (7.361)	—
$\bar{R}^2$	0.5052	0.5062	0.5399

Comme on le constate immédiatement, nos estimés sortent sensiblement renforcés de cette procédure. La valeur et le niveau de significativité du coefficient de  $t_i$  demeurent à peu près les mêmes que ce que l'on avait obtenu précédemment. Le coefficient de QUAL se trouve augmenté mais son niveau de significativité reste à peu près inchangé. Par contre, le coefficient de  $I_g$  se trouve sensiblement renforcé, tant par sa valeur que par son degré de significativité. Toutefois, malgré ce progrès, on remarque que le  $t$  de Student associé à ce coefficient ne dépasse jamais le 1.4 et donc, ne permet pas à ce dernier de franchir le seuil de significativité de 95% généralement requis.

On peut donc dire que, bien qu'il existe une corrélation linéaire positive significative entre QUAL et  $I_g$  pour la raison intuitive mentionnée plus haut, ce phénomène est insuffisant pour expliquer totalement l'incapacité de  $I_g$  à influencer significativement le salaire négocié. Une partie de cette incapacité doit donc, à défaut d'une meilleure explication, être attribuable à l'existence parallèle de rémunérations explicites qui rends moins nécessaire pour le marché du travail de l'industrie de la construction le versement de primes implicites.

#### IV.5) Interprétation générale des résultats

Si on prend bien garde de les circonscrire à l'intérieur des limites du modèle établies à la fin du chapitre I, il est possible d'interpréter à des fins de politique économique les résultats positifs et significatifs obtenus de l'estimation du coefficient de la variable de risque et de comparer ce résultat à ceux d'autres études.

Ce coefficient s'interprète, comme on le sait, comme un élément du prix attaché par le marché aux risques de lésions professionnelles. Si l'équation de salaire est linéaire dans le risque, ce coefficient est exactement égal au prix du risque qui est alors le même pour chaque niveau de risque; si elle n'est pas linéaire dans le risque, le coefficient n'est qu'une composante de ce prix qui s'obtient, de façon générale, par le calcul de la dérivée du salaire par rapport au risque.

Dans la littérature, ce prix est en général évalué sur une base annuelle et est calculé autour du niveau de risque moyen. Il donne donc au législateur une information précieuse sur la valeur moyenne qu'attache "librement" le marché à la santé au travail d'un individu. Quelle est cette valeur moyenne qu'attache annuellement le marché du travail de l'industrie de la construction à la santé d'un de ses travailleurs, telle qu'elle ressort de notre étude? Si l'on utilise l'équation 3 du tableau VII, où la transformation de  $t_i$  suggérée par le Box-Cox est employée, on trouve que cette valeur moyenne est

$$\begin{aligned} \lim_{t_i \rightarrow 0} \delta \text{SAL} / \delta t_i & X (350 + (2080 - 350) 0.8) \\ & = 1.53137 t_i^{0.53137} X 1.6028 X (350 + (2080 - 350) 0.8) = \pm 1506\$ \end{aligned}$$

où  $t_i = 0.155$  est le taux d'incidence moyen de l'industrie de la construction;

350 est le nombre moyen d'heures travaillées dans l'industrie en 1981;

2080 est le nombre total d'heures qu'auraient travaillé les individus s'ils avaient fait 52 semaines de 40 heures<sup>5</sup>;

0.8 est la part du salaire qu'ils touchent, par le biais de l'assurance chômage, durant les heures non travaillées.

En moyenne, donc, l'industrie de la construction semble attacher une valeur de 1506\$ à l'évitement d'un accident de travail. Si l'on compare ce résultat avec les évaluations obtenues par d'autres études, et notamment par celle de 5535\$ de Cousineau et al. (1988) portant sur l'ensemble du Québec, on pourrait croire à une rémunération moins importante de la prise de risque dans l'industrie de la construction. Mais il faut évaluer cet écart en tenant compte que cette étude a été faite à partir d'une forme fonctionnelle (semi-logarithmique) différente de la nôtre.

---

<sup>5</sup> Car il est un fait notoire que les travailleurs de la construction ne travaillent pas toute l'année à cause du caractère très saisonnier de cette industrie. Ils bénéficient donc, pour leurs mois d'inactivité, de l'assurance chômage à l'instar, d'ailleurs, des travailleurs de l'industrie de la pêche.

A cet égard, il n'est pas sans intérêt de fournir une estimation du biais que nous avons évité en utilisant une spécification fonctionnelle dérivée des indications fournies par l'estimation préalable d'un modèle Box-Cox plutôt qu'une forme simplement semi-log ou linéaire comme dans la plupart des études précédentes. Dans notre cas, si nous avons utilisé la forme linéaire, nous serions parvenu à un estimé de la valeur d'évitement d'un accident de 2183\$. Si, par contre, nous avons eu recours à une spécification semi-logarithmique, nous aurions obtenu une valeur d'évitement de 2511\$. L'utilisation d'une spécification fonctionnelle dérivée du modèle Box-Cox aboutit donc ici à une valeur estimée d'évitement d'accident d'environ deux fois moindre que celle obtenue par les formes fonctionnelles usuelles. La correction du biais par l'usage du Box-Cox est donc loin d'être triviale.

Et notre forme semi-logarithmique rapproche l'estimation de la prime de celle de Cousineau et al. (1988). Quant au reste de l'écart, on pourrait, en partie, l'expliquer par les éléments suivants:

- 1) l'existence d'un système explicite de primes salariales pour compenser l'exposition à certaines conditions de travail dangereuses dans l'industrie de la construction y rend peut-être moins nécessaire l'existence d'un mécanisme de rémunération implicite des risques;
- 2) les travailleurs qui décident ex ante d'oeuvrer dans un secteur d'activité comme celui de la construction possèdent peut-être une moins grande aversion pour les risques de lésions professionnelles;
- 3) le mécanisme centralisé de négociations collectives dans l'industrie de la construction dont nous avons parlé plus haut est peut-être moins efficace à établir une fonction d'ajustement hédonique  $W(p)$  que l'ensemble des industries québécoises.



---

## CONCLUSION

---

On a pu, à travers ce mémoire, faire le point sur un certain nombre de questions concernant la théorie des différentiels de salaire compensateurs et ses applications empiriques.

On a d'abord, au chapitre I, vu combien était délicat l'édifice théorique sur lequel reposait l'idée, pourtant à première vue bien attrayante, selon laquelle les risques de lésions professionnelles pouvaient faire l'objet d'une rémunération implicite. Bien loin de remettre en cause, comme d'aucuns auraient pu le croire, la pertinence d'un travail d'investigation empirique de cette problématique, ce constat de fragilité rendait au contraire plus que nécessaire une telle entreprise; c'est en effet sur elle que reposait désormais toute la responsabilité de confirmer le bien fondé de la théorie.

Nous avons ensuite fait le point, au chapitre 2, sur l'ensemble des tentatives d'investigation empirique entreprises jusqu'à ce jour dans la littérature. Tout en donnant, du moins l'espérons-nous, de précieuses indications sur l'éventail des possibilités existantes en fait d'estimation de fonction de risque et de salaire, nous avons mis en lumière ce que nous avons considéré être trois lacunes des études empiriques sur la question. Ces trois lacunes consistaient, on s'en souvient, en l'imposition a priori de la forme fonctionnelle à l'équation à estimer, le choix d'un échantillon hétérogène et en le recours trop fréquent au secteur d'activité économique comme lieu d'agrégation de la variable de risque.

Ce sont ces trois lacunes que nous avons tenté, dans nos propres estimations, de corriger. Nous avons pour ce faire utilisé, comme base échantillonnale, l'industrie de la construction du Québec et nous avons, à l'intérieur de ce secteur d'activité, construit notre indicateur de risque par occupation. Mais nous avons, pour les raisons mentionnées au chapitre 3, dû recourir à des taux de salaires négociés plutôt qu'aux salaires effectivement gagnés. Nous nous sommes ce faisant éloigné de l'idéal type du marché de concurrence parfaite prescrit par la théorie. Nous assumons pleinement ce choix pour les raisons mentionnées au chapitre 3.

Et pour répondre au problème du choix de la forme fonctionnelle, nous avons fait appel aux estimateurs Box–Cox. Nous avons ainsi, dans une première étape, établi un éventail de choix de formes fonctionnelles vraisemblables que nous avons par la suite systématiquement testées. Nous avons ainsi établi que, eu égard tant au résultat de l'estimation en Box–Cox, qu'à la qualité de l'ajustement (mesurée par le  $R^2$ ) et aux attentes théoriques concernant l'influence du risque sur le salaire, la forme fonctionnelle suivante semblait être la plus adéquate

$$\text{SAL} = \beta_0 + \beta_1 ti^{1.53137} + \beta_2 Ig + \beta_3 \text{QUAL}^{0.53} + \varepsilon$$

Les signes des coefficients de QUAL et de  $ti$  se sont avérés positifs significatifs. Le signe du coefficient de  $ti$  a présenté cependant, à la différence de QUAL, une très grande sensibilité à la forme fonctionnelle. Par contre l'indice de gravité n'a pas été en mesure d'expliquer significativement le salaire. Nous avons expliqué cette incapacité par, d'une part, l'existence parallèle d'un système explicite de primes rémunérant les travailleurs pour leur exposition à certaines conditions de travail où les accidents sont graves et, d'autre part, par une corrélation positive significative entre QUAL et  $Ig$ . L'utilisation de la composante de QUAL non corrélée à  $Ig$  à la place de QUAL dans l'estimation a amélioré le  $t$  de Student du coefficient de  $Ig$  mais ne lui a pas fait franchir le seuil de significativité de 95%.

Outre l'intérêt intrinsèque des estimés que nous avons obtenus et, en particulier, de la correction non négligeable du biais d'estimation de la valeur d'évitement d'un accident qu'aura permis notre procédure d'estimation, que pouvons-nous conclure de tout ceci? Trois choses essentielles selon nous.

En premier lieu, il nous apparaît clair que la voie que nous avons empruntée ici (utilisation d'un échantillon homogène et localisé, usage des Box–Cox pour définir l'éventail des possibles en fait de formes fonctionnelles) est, en regard des résultats obtenus, prometteuse et qu'elle mériterait, à cet égard, d'être réutilisée dans des contextes différents (autres industries, autres pays, autres provinces) pour être éprouvée davantage. Il serait en particulier très

intéressant d'utiliser cette procédure dans un contexte institutionnel quelque peu différent de celui de l'industrie de la construction et qui se rapprocherait d'avantage de ce que la théorie définit comme un marché du travail.

Dans un deuxième temps, il nous semblerait désirable de creuser plus à fond la question d'ordre théorique concernant le statut de la gravité des accidents. Il n'existe en ce moment aucun modèle théorique qui, en suivant la vague indication donnée en ce sens par Thaler & Rosen(1976), partent d'un monde à  $N$  états de la nature pour définir le problème du travailleur et qui paramétrisent, en termes de gravité des accidents correspondant à ces divers états, cette modélisation. A cause de l'utilisation de plus en plus fréquente de la gravité dans les modèles empiriques, ce besoin théorique nous semble criant. Nous espérons donc le voir comblé un jour.

Finalement, il nous semble important, crucial même, d'oeuvrer à une construction d'un système complet de détermination simultanée de l'offre et de la demande de risque d'accident selon la procédure en trois étapes de Rosen(1974) présentée au chapitre I. Un tel système, qui n'a à notre connaissance jamais été estimé dans le cas du marché implicite pour les accidents de travail, présenterait vraiment un intérêt considérable pour les décideurs car il les mettrait en présence d'une information sur les fonctions de réactions des deux types d'agents impliqués: les entreprises et les travailleurs. Ce type d'information serait évidemment d'une importance clé puisqu'il permettrait par exemple au législateur de prévoir la réaction de chacun de ces agents à ces politiques.

Telles sont, selon nous, les avenues de recherche les plus immédiates qu'ouvre notre travail.

## BIBLIOGRAPHIE

- ARNOULD, Richard & Len M. NICHOLS, (1983), "Wage-risk Premiums and Workers Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage differentials", *Journal of Political Economy*, vol. 91, no 2, p. 332-339
- ATROSTIC, B.K., (1982), "The Demand for Leisure and Non Pecuniary Job Characteristics", *American Economic Review*, vol 72, no 3, p. 428-440
- BOX, G.E. & D.R. COX, (1964), "An Analysis of Transformations", *Journal of Royal Statistical Society*, série B, p. 211-252
- BROWN, Charles, (1980), "Equalizing Differences in the Labor Market" *Quarterly journal of Economics*, vol. 44, p. 115-133
- BROWN, James & Harvey S. ROSEN, (1982) "On the Estimation of Structural Hedonic Price Models", *Econometrica*, vol. 50, no 3, p. 765-768
- CHELIUS, James, (1974), "The Control of Industrial Accident: Economic Theory and Empirical Evidences", *Law and Contemporary problems*, vol. 38, p. 700-729
- (1982) "The Influence of Workers' Compensation on Safety Incentives", *Industrial and Labor relations Review*, vol. 35, no 2, p. 235-242.
- COOK, Philip & D. GRAHAM, (1977) "The Demand for Insurance and Protection: The case of irreplaceable commodities" *Quarterly Journal of Economics*, vol. 91, no 1, p. 143-156
- COOKE, William & Frederick H. GAUTSCHI, (1981), "OSHA, Plant Safety Programs, and Injury Reduction", *Industrial Relations*, vol. 20, no 3, p. 245-257.
- COURT, Louis M., (1941), "Entrepreneurial and consumer Demand Theory for Commodity Spectra", *Econometrica*, 9, no 1, p. 135-162.
- COUSINEAU, J.-M., R. LACROIX & A.-M. GIRARD, (1987), Taux de lésions professionnelles et rémunération du travail: Un test Empirique, Mimeo, Centre de Recherche et de Développement en Economique, Université de Montréal.
- (1988a), An Evaluation of Wage-Risk Premiums, mimeo, Centre de Recherche et de Développement en Economique, Université de Montréal
- COUSINEAU, J.-M. & R. LACROIX, (1983), "Effet de structure et effet de marché dans les disparités interrégionales de salaire: une application au cas de Montréal et Toronto", *Canadian Journal of Economics/ Revue Canadienne d'économie*, vol. 16, no 4, pp. 655-688.

- DAGENAIS, Marcel G. & J.M. DUFOUR, (1986), Invariance, Non-Linear Models and Assymptotic tests, cahier no 3287, C.R.D.E., Université de Montréal.
- DICKENS, William T., (1984), "Differences Between Risk Premiums in Union and Nonunion Wages and the Case for Occupationnal Safety Regulation", *American Economic Review*, May, p. 320-323
- DORSEY, Stuart & Norman WALZER, (1983), "Workers Compensation, Job hazards and Wages", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 36, no 4, p. 642-654
- DUGUAY, P. , M. GERVAIS & F. HEBERT, (1986), L'inégalité des risques affectant la sécurité des travailleurs par secteur d'activité économique, rapport de recherche de l'IRSST no 006, Montréal, 2 vol.
- DUNCAN, Greg & B. HOLMUND, (1983), "Was A. Smith Right After All? An other test of the Theory of Compensating Wage Differentials", *Journal of Labor Economics*, 4, p. 336-379.
- GAREN, John, (1984), "The Return to Schooling: A Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable", *Econometrica*, 52, p. 1199-1218.
- GAREN, John, (1988), "Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness", *Review of Economics and Statistics*, v. , p. 9-16.
- HENDERSON, Harold V. & Paul F. VELLEMAN, (1981), "Building Multiple Regression Models Interactively", *Biometrics*, June 1981, p. 391-411
- JAZAIRI, Nuri, (1982), The Hedonic Approach to the Comparaison of Housing, Mimeo, York University, Toronto.
- JOHNSTON, J., (1983), *Econometric Methods*, New-York, Mcgraw-Hill, Third Editions, 568 p.
- KAHN, Shulamit, (1987), "Occupational Safety and Worker Preferences: Is there a Marginal Worker?", *The Review of Economics and Statistics*, vol. LX, no 2, p. 262-268.
- KILLINGSWORTH, Mark, 1983, *Labor Supply* , Cambridge University Press
- KNIESNER, Thomas J. & John D. LEETH, (1986a), Simulating Hedonic Labor Market Models: Computational Issues and Policy Applications, Unpublished study.
- (1986b), The Interface Between OSHA and Workers'Compensation Insurance: A Numerical Simulation Analysis, Unpublished study.
- (1986c), Workers Compensation with imperfect State Verifications: The Long Run Impact on Injuries and Claims, Unpublished study.

- LEIGH, J. Paul & Roger M. FOLSOM, (1984), "Estimates of the Value of Accident Avoidance at the Job Depend on the Concavity of the Equalizing Differences Curve", *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 24, p. 56-66
- LEIGH, J. Paul, (1981), "Compensating Wages for Occupational injuries and Diseases", *Social Science Quarterly*, vol. 62, p. 772-778.
- MARCEAU, Nicolas (1988), Incidence à court terme sur les salaires de la croissance des taxes sur la masse salariale, Mémoire de maîtrise, Université de Montréal.
- MARIN, A. & G. PSACHAROPOULOS, (1982), "The Reward for Risk in the Labor Market: Evidences from the United Kingdom and a Reconciliation with Others Studies" *Journal of Political Economy*, vol. 90, no 9, p. 827-853
- MAHSEREDJIAN, Sophie, (1988), Les aspects économiques de la santé au travail: Banque de données longitudinales sur les lésions professionnelles. Période 1981-1985, Document de travail, Centre de Recherche et de Développement en Economique, Montréal, janvier.
- McLEAN, Robert A., Wayne R. WENDLING & Paul R. NEERGAARD, (1978), "Compensating Wage Differentials for Hazardous Work: an Empirical Analysis", *Quarterly Review of Economics and Business*", vol. 18, no 3, p. 97-107
- OI, Walter Y., (1974), "On the Economics of Industrial Safety", *Law and Contemporary Problems*, vol. 38, p. 668-699
- OLSON, Craig A., (1981), "An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs", *The Journal of Human resources*, vol. 16, no 2, p. 167-185
- REA, Samuel A. Jr., (1981), "Workmen's Compensation and Occupational Safety under Imperfect Information", *American Economic Review*, vol. 71, p. 80-93.
- REES, Albert, (1975), "Compensating Wage Differentials" in *Essays on Adam Smith*, edited by Steiner & Wilson, Clarendon Press, Oxford, 336-349.
- ROSEN, Sherwin, (1974), "Hedonic Prices and Implicit Market: Product differentiation in pure competition", *Journal of Political Economy*, vol. 82 p. 34-55
- (1986), "The Theory of Equalizing Differences" in *Handbook of Labor Economics*, edited by O. Ashenfelter & R. Layland, North-Holland, Amsterdam, p. 641-692
- RUSER, John W., (1985), "Workers' Compensation Insurance, Experience-Rating, and Occupational Injuries", *Rand journal of Economics*, vol. 16, no 4, p. 487-503

- SATTINGER, Michael, (1977), "Compensating Wage Differences", *Journal of Economic Theory*, vol. 16, p. 496-503
- SMITH, Robert S., (1974), "The feasibility of an Approach to Occupational Safety", *Law and Contemporary Problems*, vol. 38, p. 730-744
- (1978), "The Impact of OSHA Inspection of Manufacturing Injury Rate", *Journal of Human Resources*, vol. 14, no 2, p. 145-170
- (1979), "Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 32, no 3, p. 339-352
- SPITZER, John J., (1984), "Variance Estimates in Models with the Box-Cox Transformation: Implications for Estimation and Hypothesis Testing", *Review of Economics and Statistics*, v. 66, p. 645-652.
- THALER, Richard & S. ROSEN, (1976), "The value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market" in *Household Production and Consumption*, Washington, p. 265-298
- TIMBERGEN, Jan, (1951), "Some Remarks on the Distribution of Labor Income", *International Economic Papers*, no. 1, p. 195-207.
- (1970), "A Positive and a Normative Theory of Income Distribution", *Review of Income and Wealth*, series 16, no 3, Janvier, p. 221-234.
- VARIAN, Hal H., (1984), *Microeconomic Analysis*, W.W.Norton & Compagny, Second Edition, 348 p.
- VELLEMAN, Paul F. & Roy E. WELSH, (1981) "Efficient Computing of Regression Diagnostics", *The American Statistician*, vol. 35, no 4, p. 234-242.
- VISCUSI, W. Kip, (1978a), "Labor Market Valuation of Life and Limb: Empirical Evidence and Policy Implications", *Public Policy*, Vol. 26, no 3, p. 359-386.
- (1978b), "Wealth effects and Earning Premiums for Job Hazards", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 60, p. 408-416
- VISCUSI, W. Kip & C.J. O'CONNOR, (1984), "Adaptative Responses to Chemical Labelling: Are Workers Bayesian Decision makers?", *American Economic Review*, vol. 74, p. 942-956
- VISCUSI, W. Kip, (1983), *Risk by Choice: Regulating health and safety in the Workplace*, Harvard University Press, Cambridge Mass., 200 p.
- VISCUSI, W. Kip & M.-J. Moore, (1988), "Workers' Compensation: Wage Effects, Benefits Inadequacies and the Value of Health Losses", *The Review of Economics and Statistic*, 69, 249-261.
- WEISS, Yoram, (1976), "The Wealth Effect in Occupational Choice", *International Economic Review*, v. 17, p. 292-307.

# ANNEXE I

- 1 -

A partir de la banque de données initiale sur les lésions professionnelles (1 519 105 observations), nous avons constitué deux fichiers (échantillons aléatoires avec facteur d'échantillonnage de 1/10):

- 1) fichier servant à la construction des statistiques descriptives (149 556 observations);
- 2) fichier servant à des régressions (137 423 observations).

## LISTE DES VARIABLES RETENUES

Nom	Description	Position	Enregistrement	Format
NORECL	Numéro de réclamation	1-8	1	F8.0
NASREC	Numéro d'assurance sociale du réclamant	9-18	1	F10.0
ETATCIV	Etat civil lors de l'ouverture du dossier	19-19	1	A1
SEXE	Sexe du réclamant	20-20	1	A1
CAT	Catégorie du dossier	21-22	1	A2
NOEMP	Numéro de l'employeur	23-29	1	A7
CODUNIT	Code de l'unité de l'employeur	30-35	1	F6.0
REGACC	Région de l'accident	36-37	1	F2.0
REGRES	Région de résidence	38-39	1	F2.0
REGDOS	Région d'ouverture du dossier de réclamation	40-41	1	F2.0
DATOUVD	Date d'ouverture du dossier de réclamation	42-47	1	F6.0
DATAACC	Date de l'accident	48-53	1	F6.0
AGE	Age du réclamant	54-55	1	F2.0
NATLES	Nature de la lésion	56-59	1	F4.0
SIELES	Siège de la lésion	60-61	1	F2.0
AGCAU	Agent causal de la lésion	62-64	1	F3.0



Nom	Description	Position	Enregistrement	Format
GENACC	Genre d'accident	65-67	1	F3.0
PARAG	Partie de l'agent causal	68-71	1	F4.0
NATMP	Nature de la maladie professionnelle	72-73	1	F2.0
TAUINC	Taux d'incapacité permanente	74-78	1	F5.1
PROF	Code d'occupation de l'accidenté avant l'accident	79-83	1	F5.0
REFU	Code de refus, d'arrêt ou de la révision de l'indemnisation	84-87	1	F4.0
CODAUN	Variable permettant d'identifier l'année de la classification du code d'unité de l'employeur	88-88	1	A1
NBRJPAY	Nombre de jours compensés (payés)	89-93	1	F5.0
MONREN	Montant de la rente de l'accidenté	94-101	1	F8.2
MONREND	Montant de la rente aux dépendants	102-109	1	F8.2
MONMED	Montant médical	1-11	2	F11.2
MONIT	Montant en incapacité temporaire	12-22	2	F11.2
MONIP	Montant en incapacité permanente	23-33	2	F11.2
MONDC	Montant décès	34-44	2	F11.2
NOMEMP1	Raison sociale de l'employeur (nom de l'établissement)	45-52	2	A8
NOMEMP2		53-60	2	A8
NOMEMP3		61-68	2	A8
NOMEMP4		69-76	2	A8
NOMEMP5		77-84	2	A8
CODPOST	Code postal de l'employeur	85-90	2	A6
NFAC	Nombre de fois que le réclamant a fait une demande de prestations à la C.S.S.T. entre le 5 janvier 1981 et le 31 mai 1985	91-93	2	F3.0

## Section 19

INDEMNITÉS, AFFECTATIONS  
TEMPORAIRES**19.01** Indemnité de présence:

- 1) a) **Règle générale:** Tout salarié qui se présente au travail à l'heure conventionnelle et qui n'a pas été avisé avant la fin de la journée normale de travail précédente qu'on n'avait pas besoin de ses services ou dont le nombre d'heures de travail durant une journée est inférieure à 4 heures ou dont la rémunération pour une journée est inférieure à 4 heures de travail à son taux de salaire, a droit à une indemnité égale à 4 heures de travail à son taux de salaire, diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée. L'employeur peut exiger que ce salarié demeure à sa disposition pendant les heures d'attente payées.
- b) **Exceptions: chaudronnier, mécanicien de chantier et électricien:** Tout salarié qui se présente au travail à l'heure conventionnelle et qui n'a pas été avisé avant la fin de la journée normale de travail précédente qu'on n'avait pas besoin de ses services ou dont le nombre d'heures de travail durant une journée est inférieure à 5 heures ou dont la rémunération pour une journée est inférieure à 5 heures de travail à son taux de salaire, a droit à une indemnité égale à 5 heures de travail à son taux de salaire, diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée. L'employeur peut exiger que ce salarié demeure à sa disposition pendant les heures d'attente payées.
- c) **Exception: tuyauterie:** Pour le salarié affecté à des travaux de tuyauterie dans des raffineries de pétrole, des usines de produits chimiques, métallurgiques ou sidérurgiques, des papeteries, des cimenteries, des usines d'eau lourde, des centrales électriques, thermiques ou nucléaires, des usines de pâte et papier, des usines de production et de transformation de gaz, des parcs de réservoirs de pétrole et des usines de montage d'automobiles, l'indemnité est égale à

5 heures, dans les termes et conditions du sous-paragraphe b qui précède.

- 2) **Exceptions:** Le paragraphe 1 ne s'applique pas: dans le cas où les travaux sont suspendus parce que les conditions atmosphériques ne permettent pas la poursuite des travaux ou en raison de lignes de piquetage ou de cas de force majeure, telle un incendie ou une inondation. La preuve de ces empêchements incombe à l'employeur.

**19.02** 1) **Indemnités particulières aux lignes de transport et de distribution d'énergie électrique, aux postes de transformation d'énergie électrique et aux réseaux de communication:** Si pour quelque raison le travail est contremandé ou arrêté et que le salarié n'a pas été avisé avant la fin de sa journée normale de travail précédente que ses services n'étaient pas requis, le salarié reçoit une indemnité correspondant au nombre d'heures de travail contremandées ou arrêtées jusqu'à un maximum de 3 heures plus 1 heure (présentation au travail) à son taux de salaire, et ce, en plus des heures effectuées avant ou après tel travail contremandé ou arrêté. Il doit rester à la disposition de l'employeur durant la même période et exécuter tous les travaux connexes à son travail. En ce qui concerne les postes de transformation, l'indemnité maximale est de 4 heures, l'heure de présentation au travail ne s'appliquant pas.

- 2) **Lignes de transport et de distribution d'énergie électrique, postes de transformation et réseaux de communication:**

- a) **Salarié logeant hors des baraquements (camps) de l'employeur:** À moins d'une entente avec les représentants du groupe syndical majoritaire, la présentation du salarié au point de rencontre déterminé par l'employeur le plus près possible du chantier pour l'arrivée le matin et le retour le soir constitue la présentation au travail.

Le point de rencontre où le salarié stationne son véhicule personnel ainsi que la route d'accès doivent être en bon état et bien entretenus.

Le temps de déplacement aller et retour entre le point de rencontre et le lieu de travail constitue le temps de transport qui doit être rémunéré au taux de salaire.

- b) **Salarié logeant dans les baraquements (camps):** La présentation du salarié au véhicule de transport déterminé par l'employeur, à l'emplacement du baraquement (camp) où loge ce salarié, constitue la présentation au travail.

Le temps de déplacement aller et retour entre le point de rencontre et le lieu de travail constitue le temps de transport qui doit être rémunéré au taux de salaire.

- c) **Rémunération pour présentation au travail des salariés affectés à des travaux sur les lignes de transport et de distribution d'énergie électrique et les réseaux de communication:** L'employeur doit payer au salarié (sauf à celui qui conduit le véhicule servant au transport des salariés ou du matériel, ou qui est affecté à d'autres tâches, lequel est rémunéré pour une heure au taux de salaire applicable) une indemnité égale à une heure de travail par jour de travail prévu, en plus de la rémunération des heures effectivement travaillées, pour autant que ce dernier se présente au travail pour chaque jour de travail prévu.
- d) **Rémunération pour présentation au travail des salariés affectés à des travaux sur postes de transformation d'énergie électrique:** Sauf lorsque le paragraphe 1 de l'article 19.02 s'applique, à partir du 1<sup>er</sup> novembre 1980, l'employeur doit payer au salarié une indemnité égale à une demie heure de travail par jour. Cette indemnité passera à une heure de travail par jour à partir du 1<sup>er</sup> novembre 1981.
- e) **Présentation au travail et temps de transport:** La rémunération accordée pour le temps de transport et celle qui est accordée pour la présentation au travail en vertu des sous-paragraphes c et d ne peuvent être cumulatives; seule s'applique la plus avantageuse des deux pour le salarié.

### 19.03 Indemnités particulières:

- 1) **Tuyauterie:** Le salarié affecté à des travaux de tuyauterie qui se présente au chantier le matin et qui ne peut commencer à travailler à cause d'une intempérie doit recevoir une indemnité égale à 1 heure de salaire à son taux de salaire diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée, sauf pour les travaux prévus dans les paragraphes 9 et 10 de l'article 21.03.

Cependant, pour le salarié affecté à des travaux de tuyauterie effectués dans des raffineries de pétrole, des usines de produits chimiques, métallurgiques ou sidérurgiques, des papeteries, des cimenteries, des usines d'eau lourde, des centrales électriques, thermiques ou nucléaires, des usines de pâte et papier, des usines de production et de transformation de gaz, des parcs à réservoirs de pétrole et des usines de montage d'automobiles, cette indemnité est égale à 2 heures de salaire, diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée.

Toutefois, ce salarié ne peut refuser de travailler si l'employeur lui désigne un travail à l'abri des intempéries. De plus, l'employeur peut exiger que ce salarié demeure à sa disposition pendant les heures d'attente payées.

- 2) **Briqueteur, charpentier-menuisier, électricien, ferblantier et ferrailleur:** Dans le cas de travaux d'usines de produits chimiques, d'usines métallurgiques, de raffineries de pétrole, d'usines sidérurgiques, de papeteries, de cimenteries, d'usines d'eau lourde, de centrales électriques, thermiques ou nucléaires, d'usines de pâte et papier, d'usines de production et de transformation de gaz, de parcs à réservoirs de pétrole et d'usines de montage (tank farm) de pétrole et d'usines de montage d'automobiles, tout salarié requis, par son employeur, de se présenter à tel lieu de travail et pour tel jour, reçoit, s'il ne peut commencer à travailler à cause d'une intempérie ou s'il travaille moins de 2 heures pour la même raison, une indemnité égale à 2 heures de travail diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail exécuté durant cette journée. Toutefois, ce salarié ne peut refuser de travailler si l'employeur lui désigne un travail à l'abri des intempéries. De

plus, l'employeur peut exiger que ce salarié demeure à sa disposition pendant les heures d'attente payées.

- 3) **Calorifugeur:** Le salarié qui se présente au chantier le matin et qui ne peut commencer à travailler à cause d'une intempérie doit recevoir une indemnité égale à 1 heure de salaire à son taux de salaire diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée, sauf pour les travaux décrits dans les paragraphes 9 et 10 de l'article 21.03.

Cependant, pour le salarié affecté à des travaux de construction de raffineries de pétrole, d'usines de produits chimiques, métallurgiques ou sidérurgiques, de papeteries, de cimenteries, d'usines d'eau lourde, de centrales électriques, thermiques ou nucléaires, d'usines de pâte et papier, d'usines de production et de transformation de gaz, de parcs à réservoirs de pétrole et d'usines de montage d'automobiles, cette indemnité est égale à 2 heures de salaire à son taux de salaire diminué de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée.

Toutefois, le salarié ne peut refuser de travailler si l'employeur lui désigne un travail à l'abri des intempéries. De plus, l'employeur peut exiger que ce salarié demeure à sa disposition pendant les heures d'attente payées.

Il est cependant convenu que le salarié doit s'abstenir de se présenter au travail si l'intempérie existe 1 heure avant le début de la journée normale de travail.

- 4) **Monteur d'acier de structure:** Le salarié qui se présente au chantier le matin et qui ne peut commencer à travailler à cause d'une intempérie doit, pour toute période d'attente exigée par son employeur, recevoir une indemnité égale à 1 heure de salaire à son taux de salaire diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée.

Cependant, pour le salarié affecté à des travaux de construction de raffineries de pétrole, d'usines de produits chimiques, métallurgiques, sidérurgiques, de papeteries, de cimenteries, d'usines d'eau lourde, de centrales électriques, thermiques ou nucléaires, d'usines de pâte et papier, d'usines de production et de transforma-

tion de gaz, de parcs à réservoirs de pétrole et d'usines de montage d'automobiles, l'indemnité est égale à 2 heures de salaire à son taux de salaire diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée et ce, que l'employeur exige ou non une période d'attente.

Toutefois, le salarié ne peut refuser de travailler si l'employeur lui désigne un travail à l'abri des intempéries. De plus, l'employeur peut exiger que ce salarié demeure à sa disposition pendant les heures d'attente payées.

- 5) **Chaudronnier et mécanicien de chantier:** Tout salarié requis, par son employeur, de se présenter à tel lieu de travail et pour tel jour, reçoit, s'il ne peut commencer à travailler à cause d'une intempérie ou s'il travaille moins de 2 heures pour la même raison, une indemnité égale à 2 heures de travail diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué durant cette journée. Toutefois, ce salarié ne peut refuser de travailler si l'employeur lui désigne un travail à l'abri des intempéries. De plus, l'employeur peut exiger que ce salarié demeure à sa disposition pendant les heures d'attente payées.

#### 19.04. Affectations temporaires:

- 1) **Avantages supérieurs:** Le salarié qui doit terminer un travail commencé pendant une période normale et quotidienne de travail et pour lequel travail un taux de salaire inférieur est prévu continue de recevoir son taux de salaire. Tout salarié qui exécute, au cours d'une journée, un travail autre que celui de son métier, de son occupation ou de son emploi et pour lequel il est prévu un taux de salaire supérieur, doit recevoir ce taux de salaire supérieur pour le temps où il occupe cette fonction. Le présent paragraphe n'a pas pour effet de permettre au salarié d'exercer un métier, une occupation ou un emploi pour lequel un certificat de qualification est nécessaire.
- 2) **Restriction:** L'employeur qui, conformément au paragraphe 1, affecte un salarié à un travail autre que celui de son métier, de son occupation ou de son emploi, ne peut mettre à pied celui qui effectuait ce travail.

3) **Opérateur d'équipement lourd:** L'employeur ne peut affecter, en aucun temps, un salarié à un travail pour lequel le salarié ne détient pas le certificat de qualification requis par une loi ou par le Règlement particulier relatif à la formation et la qualification professionnelles de la main-d'oeuvre de l'industrie de la construction.

**19.05 Rappel au travail:** Tout salarié qui a quitté son travail et qui est appelé au travail en dehors des heures normales sans avoir été prévenu avant la fin de sa journée de travail, doit bénéficier d'une rémunération minimale de 2 heures de travail au taux de salaire qui s'applique, pour autant que ces heures ne précèdent pas immédiatement ses heures normales de travail, sauf dans les cas prévus ci-après.

1) a) **Entretien et réparation:** Pour les travaux d'entretien et de réparation, le salarié doit bénéficier d'une rémunération minimale d'une heure de travail au taux de salaire qui s'applique. L'employeur paie, pour l'aller et le retour, 1 heure de temps de déplacement au taux de salaire non majoré.

b) **Entretien et réparation: mécanicien d'ascenseurs:** Pour les travaux d'entretien et de réparation, le salarié doit bénéficier d'une rémunération minimale d'une heure de travail au taux de salaire qui s'applique. L'employeur paie, pour l'aller et le retour 1 heure de temps de déplacement au taux de salaire qui s'applique.

c) **Entretien et réparation: chaudronnier et mécanicien de chantier:** Pour les travaux d'entretien et de réparation le salarié doit bénéficier d'une rémunération minimale de 2 heures de travail au taux de salaire qui s'applique. L'employeur paie, pour l'aller et le retour, 1 heure de temps de déplacement au taux de salaire non majoré.

d) **Exception: électricien:** Pour les travaux d'entretien et de réparation, le salarié doit bénéficier d'une rémunération minimale de 2 heures de travail au taux de salaire qui s'applique, sauf lorsque le paragraphe 9 de l'article 21.03 s'applique, auquel cas la rémunération minimale est d'une heure. L'employeur paie, pour l'aller et le retour, une heure de temps de déplacement au taux de salaire non majoré.

2) **Rappel au travail: lignes de transport et de distribution d'énergie électrique, postes de transformation et réseaux de communication:** Le salarié qui, à la demande de l'employeur, se présente au travail en dehors des heures normales de travail doit recevoir, en plus de la rémunération à laquelle il a droit en vertu du paragraphe 2 de l'article 19.02, une rémunération minimale égale à 4 heures au taux de salaire qui s'applique, pour autant que ces heures ne précèdent ni ne suivent immédiatement les heures normales de travail.

**19.06 Ascenseurs: salarié en disponibilité:** L'employeur peut établir une liste de salariés disponibles pour répondre aux appels de service en dehors des heures normales de travail.

Tout salarié affecté sur une base régulière à des travaux d'entretien doit participer à ce système et être en constante disponibilité pour répondre aux appels.

L'employeur établit la liste des salariés qui seront en service à tour de rôle.

Le salarié qui est de service, mais qui ne reçoit pas d'appel, reçoit, pour chaque jour, 1 heure de salaire à son taux de salaire du lundi au vendredi et 2 heures de salaire à son taux de salaire pour les samedis, dimanches et jours fériés.

Le salarié qui doit répondre à un appel est rémunéré selon les dispositions de l'article 22.04 pour le temps consacré à effectuer le travail et il ne bénéficie pas de l'indemnité dont il est fait mention à l'alinéa précédent, sauf pour les samedis et dimanches.

**19.07 Indemnités particulières pour travaux d'installation de pipe-line:**

1) Le salarié qui a commencé à travailler doit recevoir une indemnité égale à cinq (5) heures à son taux de salaire diminuée de la rémunération déjà acquise pour le travail effectué si les heures effectivement travaillées sont d'une durée inférieure à cinq (5) heures.

Si les heures effectivement travaillées sont d'une durée supérieure à cinq (5) heures, il reçoit une indemnité de quatre (4) autres heures à son taux de salaire diminuée des heures travaillées en plus de ses cinq (5) premières heures.

Le présent article s'applique lorsque le salarié effectue des heures supplémentaires rémunérées au taux de salaire majoré ou lorsqu'il reçoit une prime d'équipe.

Toutefois, le présent article ne s'applique pas si le salarié quitte le travail de son plein gré.

- 2) Le salarié qui, à la demande de l'employeur, demeure à la disposition de ce dernier avant le début de la journée de travail, soit au point de rencontre ou au lieu de travail, est rémunéré à son taux de salaire pour les heures d'attente.

Si par la suite, le salarié commence effectivement à travailler, les heures d'attente sont alors comptées parmi les heures d'indemnité prévues au paragraphe précédent.

- 3) **Présentation au travail pour les travaux d'installation de pipe-line:**

- a) **Salariés logeant hors des baraquements (camps) de l'employeur:** La présentation du salarié au point de rencontre déterminé par l'employeur le plus près possible du chantier pour l'arrivée le matin et le retour le soir constitue la présentation au travail.

Le temps de déplacement aller et retour du point de rencontre jusqu'au lieu de travail constitue le temps de transport qui doit être rémunéré au taux de salaire.

**Salariés logeant dans les baraquements (camps):** La présentation du salarié au véhicule de transport ou à l'endroit déterminé par l'employeur sur l'emplacement du baraquement constitue la présentation au travail.

Le temps de déplacement aller et retour de ce point de rencontre jusqu'au lieu de travail constitue le temps de transport qui doit être rémunéré au taux de salaire.

- c) **Rémunération pour présentation au travail:** Tout employeur doit payer à chaque salarié travaillant sur des travaux de pipe-lines (sauf à celui qui conduit le véhicule servant au transport des salariés, lequel est rémunéré pour une heure au taux de salaire applicable) une indemnité égale à 1 heure de travail par jour de travail prévu en plus

de la rémunération pour les heures effectivement travaillées, pour autant que ce dernier se présente au travail pour chaque jour de travail prévu.

- d) Cependant, la rémunération accordée pour le temps de transport et celle qui est accordée pour la présentation au travail ne peu-

- 3) **Représentant local:** Tout travail supplémentaire exécuté par le salarié dont il est fait mention au paragraphe 12 de l'article 21.03 est rémunéré selon les dispositions des paragraphes 1 ou 2.

Tout travail de bureau effectué en plus des heures normales de travail par le représentant local lorsqu'aucune aide cléricale n'est fournie à ce dernier est rémunéré à son taux de salaire non majoré.

### Section 23

#### PRIMES

**23.01 Calcul des primes:** À l'exception des primes prévues dans l'article 23.04, la rémunération des heures supplémentaires est établie avant que les primes ne soient ajoutées, c'est-à-dire que le pourcentage d'augmentation ne s'applique pas aux primes.

**23.02 Prime d'équipe:** Tout salarié qui exécute des travaux dans une équipe autre que la première équipe doit recevoir une prime horaire de 0,30 \$ en plus du taux de salaire qui s'applique pour chaque heure de travail effectuée.

À titre de règles particulières, le montant de cette prime s'établit de la façon suivante:

briqueleur-maçon, carreleur, charpentier-menuisier, couvreur, ferblantier, poseur de systèmes intérieurs et poseur de revêtements souples: ... 0,35 \$

conducteur de camion, grutier, mécanicien de machines lourdes, opérateur d'appareils de levage, opérateur de pelles mécaniques, opérateur d'équipement lourd, salarié travaillant sur les lignes de transport et de distribution d'énergie électrique, postes de transformation et réseaux de communication et salarié travaillant à la soudure de machinerie lourde: ..... 0,40 \$

mécanicien de chantier: ..... 0,50 \$

calorifugeur et salarié affecté à des travaux de tuyauterie: ..... 0,75 \$

chaudronnier, électricien et monteur d'acier de structure: ..... 1,00 \$

**23.03 Prime d'équipe spéciale: tuyauterie:** Le salarié affecté à des travaux de tuyauterie effectués par équipes dans des raffineries de pétrole, des usines de produits chimiques, métallurgiques ou sidérurgiques, des papeteries, des cimenteries, des usines d'eau lourde, des centrales électriques, thermiques ou nucléaires, des usines de pâte et papier, des usines de production et de transformation de gaz, des parcs à réservoirs de pétrole et dans des usines de montage d'automobiles, entre 16 h 30 et 8 h, reçoit une prime égale à 15% du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

**23.04 Prime de chef de groupe et de chef d'équipe:**

- 1) Le chef de groupe reçoit une prime horaire de 0,80 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi pour chaque heure de travail effectuée à ce titre.

Le chef d'équipe reçoit une prime horaire de 0,40 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi pour chaque heure de travail effectuée à ce titre.

À titre de règles particulières, le montant de ces primes s'établit de la façon suivante:

briqueleur-maçon, carreleur, charpentier-menuisier, électricien, mécanicien de chantier, monteur d'acier de structure, poseur de systèmes intérieurs, poseur de revêtements souples et salarié affecté à des travaux de tuyauterie: 1,00 \$ pour le chef de groupe — 0,50 \$ pour le chef d'équipe;

chaudronnier et ferrailleur: 1,00 \$ pour chef de groupe — la notion et la prime de chef d'équipe ne s'appliquent pas à ces métiers.

- 2) **Règle particulière: frigoriste:** Tout chef d'équipe de 4 compagnons frigoristes ou plus doit recevoir une prime horaire de 0,75 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée à ce titre.

3) **Règle particulière: ascenseurs:**

- a) Tout mécanicien d'ascenseurs affecté à des travaux de construction, de rénovation ou de réparation d'un ascenseur et qui dirige 3 salariés ou plus reçoit une prime égale à

12 1/2% du taux de salaire de son métier pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

- b) Un compagnon mécanicien d'ascenseurs désigné comme ajusteur par son employeur reçoit une prime égale à 12 1/2% du taux de salaire de son métier pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

- 4) **Règle particulière: lignes de transport et de distribution d'énergie électrique, postes de transformation et réseaux de communication:** Il doit toujours y avoir un chef d'équipe partout où un groupe de deux à cinq salariés travaillent à un même endroit, sauf s'il y a déjà un chef de groupe qui exécute les fonctions d'un chef d'équipe. Le chef d'équipe peut être le deuxième homme.

Le chef de groupe et le chef d'équipe reçoivent le plus haut taux de salaire de l'annexe concernée plus une prime de 1,00 \$ pour le chef de groupe et de 0,50 \$ pour le chef d'équipe, et ce, pour chaque heure rémunérée à ce titre. Ces 2 primes seront augmentées respectivement de 0,10 \$ au 1<sup>er</sup> janvier 1981.

Cependant, la prime de chef d'équipe de creusage et de mise en place des poteaux est déjà prévue dans le taux de salaire de cette occupation apparaissant aux annexes E-2 (lignes de distribution) et E-3 (réseaux de communication).

**23.05 Autres primes spéciales:**

- 1) **Déplacement de l'horaire de travail:** Lorsque, dans des circonstances particulières dont la preuve incombe à l'employeur, la majorité des heures de travail de la journée ne peut être exécutée à l'intérieur de l'horaire prévu dans le paragraphe 3 de l'article 21.02 mais sans qu'il s'agisse d'un travail par équipe, le travail peut être fait en d'autres périodes de la journée et l'Office doit en être avisé sans délai.

Ce travail demeure toutefois assujéti à la limite du nombre d'heures quotidiennes ou hebdomadaires prévues dans la section 21 et dans la section 22. Une prime horaire de 0,30 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son



emploi doit être versée au salarié pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

À titre de règles particulières, le montant de cette prime s'établit de la façon suivante:

charpentier-menuisier, chaudronnier, couvreur, ferblantier, manoeuvre, manoeuvre spécialisé, mécanicien de chantier, poseur de revêtements souples et salarié affecté à des travaux de tuyauterie: 0,35 \$

calorifugeur et électricien: 0,40 \$

2) **Opérateur de compresseur:** L'opérateur de compresseur qui a charge d'une batterie de plus de 3 compresseurs éloignés l'un de l'autre doit recevoir une prime horaire de 0,25 \$ en plus du taux de salaire de son emploi, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

3) **Lignes de transport d'énergie:**

a) Tout monteur appelé à travailler à la pose de conducteurs de lignes de transport d'énergie électrique (incluant les tours de communication), sur les traversées de longue portée nécessitant l'utilisation de méthodes spéciales, doit recevoir une prime égale à 30% du taux de salaire de son emploi, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

b) Tout monteur appelé à travailler à la construction de pylônes de traversées décrites dans le paragraphe a ci-haut, doit recevoir une prime horaire de 0,90 \$ en plus du taux de salaire de son emploi.

4) **Grutier:** Le compagnon grutier qui opère une grue

a) de 75 tonnes ou plus doit recevoir une prime horaire de 0,40 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions;

b) de 100 tonnes ou plus, doit recevoir une prime horaire de 0,50 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions;

c) de 140 tonnes ou plus, doit recevoir une prime horaire de 0,70 \$ en plus du taux de

salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions;

d) de 200 tonnes ou plus ainsi qu'une sapine, doit recevoir une prime horaire de 1,00 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

5) **Jointoyage:** Le salarié affecté au jointoyage à l'aide du bazouka doit recevoir une prime horaire de 0,60 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

6) **Utilisation du pistolet:** Le peintre ou apprenti-peintre qui effectue des travaux de peinture à l'aide d'un pistolet doit recevoir une prime horaire de 1,00 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

7) **Briqueteur-maçon:** Tout briqueteur-maçon appelé à travailler sur une cheminée industrielle à une hauteur de 100 pieds et plus du sol reçoit une prime horaire de 0,50 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

8) **Briqueteur-maçon:** Tout briqueteur-maçon affecté à ces travaux sur des matériaux réfractaires dans des usines en marche lorsqu'il s'agit de raffineries de pétrole, d'usines de produits chimiques, métallurgiques ou sidérurgiques, de papeteries, de cimenteries, d'usines d'eau lourde, de centrales électriques, thermiques ou nucléaires, d'usines de pâte et papier, d'usines de production et de transformation de gaz, de parcs à réservoirs de pétrole et d'usines de montage d'automobiles, reçoit une prime horaire de 0,50 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

9) **Cimentier-applicateur:** Tout cimentier-applicateur travaillant en vertu du paragraphe 3 de l'article 21.03 selon un horaire hebdomadaire de 40 heures sans horaire journalier, affecté à des coulées de béton et opérations connexes, doit bénéficier d'une prime horaire de 1,25 \$ en plus du taux de salaire de son métier pour chaque heure de travail effectuée après 18h, sauf s'il effectue du travail sous un régime de double ou de triple équipe.

10) **Manoeuvre — manoeuvre spécialisé:** Tout manoeuvre ou manoeuvre spécialisé appelé à travailler sur une cheminée industrielle ou un silo à une hauteur de 100 pieds et plus du sol reçoit une prime horaire de 0,50 \$ en plus du taux de salaire de son emploi pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

11) **Conducteur de camion:** Tout conducteur de camion qui travaille sur un camion hors route de 35 tonnes et plus, reçoit une prime horaire de 0,40 \$ en plus du taux de salaire de son emploi pour chaque heure travaillée dans ces conditions.

12) **Opérateur de pelles mécaniques:** Tout opérateur de pelles mécaniques qui opère une pelle de 6 verges cubes et plus reçoit une prime horaire de 0,50 \$ en plus du taux de salaire de son métier pour chaque heure effectuée dans ces conditions.

**23.06. 1) Prime de hauteur:** Tout salarié appelé à exécuter, sur des échafaudages suspendus, des travaux à une hauteur de 35 pieds et plus au-dessus de toute surface reçoit une prime horaire de 0,45 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

À titre de règle particulière, le montant de cette prime s'établit de la façon suivante:

briqueteur-maçon, chaudronnier, électricien et salarié affecté à des travaux de tuyauterie: 0,50 \$

Cependant, cette prime ne s'applique pas au mécanicien d'ascenseurs affecté à la construction d'un ascenseur.

2) **Peintre:** Le peintre reçoit une prime de 0,45 \$ lorsqu'il exécute sur un pont enjambant un cours d'eau des travaux relatifs à son métier. Cette prime est cependant de 0,75 \$ lorsque ces travaux sont exécutés à une hauteur de 35 pieds et plus au-dessus du tablier du pont ou sous le pont à 35 pieds et plus au-dessus de l'eau et du sol.

Lorsque l'une de ces primes s'applique, le salarié n'a pas droit à la prime de hauteur même s'il exécute des travaux dans les conditions décrites dans le paragraphe 1 de l'article 23.06.

**23.07 Connecteur de charpentes métalliques ou de béton préfabriqué:** Tout monteur d'acier de structure qui, à la demande de son employeur, agit à titre de connecteur de charpentes métalliques ou de charpentes de béton préfabriqué autres que les murs et planchers reçoit une prime horaire de 0,50 \$ en plus du taux de salaire de son métier pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

**23.08 Prime pour travail dans un caisson à air comprimé:** Tout salarié qui travaille dans un caisson à air comprimé reçoit une prime horaire de 0,40 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

**23.09 Prime de soudure:** Tout salarié affecté à des travaux de soudure à l'argon ou à la soudure sur acier inoxydable, aluminium, chrome, cuivre, fer galvanisé, monel, ou nickel doit recevoir une prime horaire de 0,35 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

À titre de règles particulières, le montant de cette prime s'établit de la façon suivante:

couvreur et ferblantier: ..... 0,40 \$

chaudronnier, mécanicien de chantier et salarié affecté à des travaux de tuyauterie: ..... 0,45 \$

électricien et salarié travaillant sur lignes de transport et de distribution d'énergie électrique, postes de transformation et réseaux de communication: ..... 0,50 \$

**23.10 Opérateur d'équipement lourd:** L'opérateur d'équipement lourd qui opère une chargeuse frontale en butte de 6 verges cubes ou plus doit recevoir une prime horaire de 0,40 \$ en plus du taux de salaire de son métier, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

**23.11 Travaux de nettoyage au jet de sable:** Tout peintre ou apprenti peintre, tout manoeuvre affecté à des travaux de nettoyage au jet de sable reçoit une prime horaire de 1,00 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

**23.12 Prime pour travaux souterrains:** Tout salarié qui exécute des travaux souterrains reçoit une

prime horaire de 0,35 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi, pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

Aux fins de l'application de l'alinéa précédent, l'expression « travaux souterrains » signifie les opérations reliées au forage de tunnels aux fins de construction, en excluant tous les travaux exécutés à ciel ouvert.

Lorsqu'un revêtement de béton ou un blindage s'avère nécessaire, les opérations reliées au forage se terminent lorsque le décoffrage dudit revêtement de béton ou le blindage est terminé.

Le présent article ne s'applique pas au travailleur souterrain (mineur).

**23.13 1) Prime — installation de pipe-line:**

- a) Tout ruyauteur ou soudeur affecté à des travaux d'installation de pipe-line reçoit une prime horaire de 1,00 \$ en plus du taux de salaire de son métier ou de son emploi pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.
  - b) En plus de la prime prévue au paragraphe 1 du présent article, tout soudeur pipe-line qui exécute la première ou la seconde passe reçoit une prime horaire de 0,50 \$ en plus du taux de salaire de son emploi pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.
- 2) **Prime — réseaux de distribution:** Tout ruyauteur ou soudeur affecté à des travaux d'installation de réseaux de distribution reçoit une prime horaire de 0,75 \$ en plus du taux de salaire de son emploi pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

**23.14 Prime d'intempérie: électricien: (pipe rack):** En cas d'intempérie seulement, l'électricien qui effectue des travaux à ciel ouvert sur une structure d'acier ou de béton appelée « pipe rack » reçoit une prime de 15% en plus du taux de salaire de son métier pour chaque heure de travail effectuée dans ces conditions.

