



CIRANO
Centre interuniversitaire de recherche
en analyse des organisations

Série Scientifique
Scientific Series

95s-30

L'IMPACT DE LA RÉGLEMENTATION EN
MATIÈRE DE SANTÉ ET SÉCURITÉ DU
TRAVAIL SUR LE RISQUE D'ACCIDENT
AU QUÉBEC : DE NOUVEAUX
RÉSULTATS

Paul Lanoie, David Stréliski

Montréal
Mai 1995

CIRANO

Le CIRANO est une corporation privée à but non lucratif constituée en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche. La *Série Scientifique* est la réalisation d'une des missions que s'est données le CIRANO, soit de développer l'analyse scientifique des organisations et des comportements stratégiques.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, and grants and research mandates obtained by its research teams. The Scientific Series fulfils one of the missions of CIRANO: to develop the scientific analysis of organizations and strategic behaviour.

Les organisations-partenaires / The Partner Organizations

- Ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie.
- École des Hautes Études Commerciales.
- École Polytechnique.
- Université de Montréal.
- Université Laval.
- McGill University.
- Université du Québec à Montréal.
- Bell Québec.
- La Caisse de dépôt et de placement du Québec.
- Hydro-Québec.
- Banque Laurentienne du Canada.
- Fédération des caisses populaires de Montréal et de l'Ouest-du-Québec.
- Télé globe Canada.
- Société d'électrolyse et de chimie Alcan Ltée.
- Avenor.
- Service de développement économique de la ville de Montréal.

Ce document est publié dans l'intention de rendre accessible les résultats préliminaires de la recherche effectuée au CIRANO, afin de susciter des échanges et des suggestions. Les idées et les opinions émises sont sous l'unique responsabilité des auteurs, et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires.

This paper presents preliminary research carried out at CIRANO and aims to encourage discussion and comment. The observations and viewpoints expressed are the sole responsibility of the authors. They do not necessarily represent positions of CIRANO or its partners.

L'impact de la réglementation en matière de santé et sécurité du travail sur le risque d'accident au Québec : de nouveaux résultats*

Paul Lanoie[†], David Stréliski

Abstract / Résumé

This paper extends the study of Lanoie (1992a), on the global effectiveness of preventive policies and other intervention (compensation and experience rating) adopted by CSST in reducing the frequency and severity of workplace accidents in Quebec. By extending the previous sample of 1983-87 to 1983-90, by adding the permanent disabilities as a new dependent variable, and by re-estimating the same relations in risky industries only, this study shows that, at best, certain preventive measures adopted by the CSST led to a minor reduction in the frequency of accidents during this period. The main results of this research are the increasing impact, in comparison with 1987, of intervention measures (compensation and experience rating) of CSST on the frequency and severity of accidents in all industries, the more pronounced effect of inspections on the frequency of accidents in risky sectors, and the mediocre performance of CSST measures in preventing accidents with permanent disabilities.

Le présent article approfondit l'analyse, effectuée dans Lanoie (1992a), de l'effet conjoint des différentes mesures préventives et interventions (indemnisation et "experience rating") de la CSST sur les risques d'accident au travail au Québec, en élargissant la période étudiée (1983-90 au lieu de 1983-87), en ajoutant une autre catégorie d'accident — les incapacités permanentes — comme variable dépendante, et en réévaluant ces relations dans les secteurs à risque uniquement. Comme dans Lanoie (1992a), nous obtenons que les politiques adoptées au Québec ont, au mieux, engendré une diminution mineure de la fréquence des accidents durant cette période. Les faits marquants de cette étude sont l'impact croissant, par rapport à 1987, des mesures d'intervention de la CSST sur la fréquence et la gravité des accidents dans l'ensemble des industries, l'effet plus prononcé des inspections sur la fréquence des accidents dans les secteurs à risque, et l'inefficacité des mesures adoptées par la CSST à prévenir les accidents avec incapacité permanente.

* Les auteurs tiennent à remercier le Fonds FCAR et le CRSH pour leur appui financier.

[†] Toute correspondance doit être transmise à Paul Lanoie, Écoles des Hautes Études Commerciales, 5255 Decelles, Montréal, H3T 1V6.

I. Introduction

L'intervention des gouvernements dans le domaine de la santé et de la sécurité au travail en Amérique du Nord a pris son envol au début des années soixante-dix. En 1970, le gouvernement des États-Unis donne naissance à l'OSHA (Occupational Safety and Health Administration), chargée de mettre en place et faire respecter certaines normes de sécurité sur les lieux de travail. Le Canada suit le même chemin ; entre autres, en 1980, le Québec se dote d'un nouvel organisme responsable des questions de santé et sécurité du travail : la CSST (Commission de la Santé et de la Sécurité du Travail). Les principales mesures adoptées aux États-Unis, qui visent surtout les firmes (fixation de normes quant à l'ergonomie et la performance des équipements) sont complétées au Canada, et surtout au Québec, par une réglementation fortement axée sur la prévention des accidents. Celle-ci comprend le droit au refus d'une tâche périlleuse, la création de comités conjoints de sécurité au travail, et, uniquement au Québec, l'exigence de programmes de prévention, et le droit au retrait préventif¹.

Cette réglementation fonctionne au Canada dans un contexte où les gouvernements provinciaux jouent aussi le rôle d'assureur, à travers les "Workers' Compensation Boards" (WCBs). Chaque firme paie une prime d'assurance à l'organisme de sa province chargé de l'indemnisation, en retour de quoi celui-ci dédommage les victimes d'accident de travail. Les primes en question sont ajustées annuellement pour refléter et pénaliser l'expérience passée de chaque firme en termes d'accidents (système de mérite-démérite ou "experience rating")².

Depuis leur création, ces réglementations ont fait l'objet de nombreuses études visant à évaluer leur impact sur la sécurité au travail. Dans la littérature, les études économétriques américaines effectuées à partir de données agrégées ont montré peu de résultats concluants pour l'impact des réglementations en place sur la réduction des accidents du travail (voir Curington, 1988 ou Viscusi, 1986 pour une revue de la littérature), bien que les résultats soient plus encourageants avec des données au niveau des firmes (voir Gray et Scholz, 1990). Le même genre d'étude effectuée au Canada (voir Lanoie, 1992a) a révélé seulement un impact mineur de certaines mesures préventives adoptées par la CSST sur la fréquence et la gravité des accidents du travail au Québec.

¹ Pour une description plus détaillée de ces mesures, voir la note 1 de Lanoie (1992a), p. 644

² Les détails du fonctionnement de ce système sont élaborés dans Lanoie (1992a), p. 646-647.

L'objet de cet article vise à approfondir sous plusieurs aspects cette dernière analyse du contexte québécois effectuée dans Lanoie (1992a). L'étude en question, réalisée sur des données par industrie de 28 secteurs différents, allant de 1983 à 1987, explique, à partir d'un modèle à effets-fixes, la fréquence et la gravité des accidents de travail par des mesures de chacune des dispositions mises en place par la CSST et par des variables de contrôle, comme les caractéristiques socio-économiques des travailleurs de chaque industrie. Soulignons également qu'il s'agissait de la première étude à considérer tous les aspects de l'intervention gouvernementale en matière de santé-sécurité du travail (indemnisation, "experience rating", prévention).

Le présent article complète celui de Lanoie (1992a) sur trois points. Premièrement, la période étudiée est prolongée de 1983 jusqu'en 1990, au lieu de 1987. L'utilité d'un tel accroissement de la banque de données se justifie par la possibilité que les mesures de prévention des accidents du travail adoptées au début des années 80 aient mis un certain temps à avoir de l'influence sur le comportement des firmes et des employés. L'analyse des effets de telles mesures à plus long terme s'avère donc intéressante pour évaluer l'évolution des comportements. D'ailleurs, notre hypothèse s'appuie sur les résultats obtenus par Viscusi (1979, 1986), sur l'impact des mesures prises par l'OSHA aux États-Unis. Après une première analyse peu concluante en 1979, l'élargissement de la banque de données à une période plus longue a abouti à des résultats autrement plus significatifs de l'impact des réglementations des lieux de travail sur les taux d'accident³. Notons aussi que cet élargissement de la banque de données nous a permis de réviser les valeurs des variables socio-économiques utilisées dans les estimations afin de tenir compte des recensements de 1986 et 1991. Malheureusement, nous n'avons pas la possibilité d'élargir la banque de données au-delà de l'année 1990 car la mesure utilisée pour calculer l'intensité de la prise en compte de l'expérience passée des firmes dans la tarification de leur prime d'assurance (système mérite-démérite) a été modifiée à partir de l'année 1991.⁴

Ensuite, l'emphase est mise sur l'analyse des secteurs à risque, plus particulièrement pour distinguer des différences avec l'ensemble des industries. Étant donné que les

³ Pour plus de détails, voir Viscusi (1986).

⁴ En fait, le nouveau régime de tarification a vu le jour en 1990. Toutefois, pour ajouter l'année 1990 à notre base de données (afin d'avoir un échantillon significativement plus grand que celui utilisé dans Lanoie, 1992a), nous faisons implicitement l'hypothèse que le nouveau régime a eu peu d'impact la première année (par exemple, le nombre d'unités de classification est passé de 899 à 540 en 1990, mais de 540 à 373 en 1991, voir la définition de la variable EXPERATE plus loin). Nous utilisons donc comme mesure de l'ampleur du système mérite-démérite pour 1990 l'extrapolation de cette mesure telle que calculée dans les années précédentes. La nature des résultats présentés ici change peu lorsque l'on exclut l'année 1990 de l'échantillon; ils deviennent un peu moins significatifs pour ce qui est des secteurs à risque.

interventions de la CSST se concentrent fortement sur les secteurs à risques⁵, il est intéressant d'évaluer à quel point l'impact sur les accidents du travail des mesures préventives mises en place diffère selon que le secteur est considéré comme risqué ou non. Nous allons donc reproduire et comparer les mêmes estimations sur un échantillon de quinze industries sélectionnées pour leur nature relativement risquée par rapport à la moyenne des 28 catégories d'industries utilisées au départ.

Enfin, l'analyse de l'impact des réglementations adoptées par la CSST est complétée par l'étude des accidents les plus graves, ceux qui occasionnent une incapacité permanente. Étant donné leur coût relativement plus élevé pour la société, il nous est apparu primordial d'évaluer l'impact des différentes mesures préventives de la CSST sur le nombre d'accidents à incapacité permanente, afin de pouvoir brosser un portrait plus complet des effets des différentes mesures adoptées sur les risques d'accident du travail et sur leur nature. Par ailleurs, les incapacités permanentes nous permettent de contourner le problème de "l'effet de déclaration". Ainsi, il est possible que le faible impact détecté des mesures préventives de la CSST sur les accidents soit dû au fait, qu'en même temps que la CSST mettait davantage d'emphasis sur la prévention, elle rendait plus facile la déclaration d'accidents, entre autres par l'ouverture de bureaux régionaux. De toute évidence, les accidents occasionnant une incapacité permanente sont des accidents graves qui ont été déclarés de la même façon avant et après la régionalisation des bureaux de la CSST, nous permettant donc une analyse où l'effet de déclaration n'est plus en cause.

Dans l'ensemble, les estimations nous montreront que, au mieux, certaines politiques adoptées par la CSST ont abouti à une réduction mineure de la fréquence des accidents, dans les secteurs risqués ou sur l'ensemble des industries. Les résultats ne diffèrent pas fortement de ceux obtenus dans Lanoie (1992a).

II. Description du cadre théorique et des données

II.a) Cadre théorique

L'impact des interventions du gouvernement, en termes de santé et sécurité au travail, sur le risque d'accident peut être étudié à l'intérieur d'un modèle théorique où le risque est influencé par les entreprises et les travailleurs. Les deux doivent choisir, à travers leur processus de maximisation, un certain niveau d'activité de prévention du risque.

⁵ Voir les rapports annuels de la CSST.

Dans ce genre de modèle, une intensification des politiques de prévention de la part du gouvernement, telle que l'augmentation des amendes pour non-conformité aux normes de sécurité, devrait amener une réduction du risque d'accident à travers une augmentation du coût d'opportunité d'un accident pour les employeurs. Cependant, un tel impact ne tient plus si les firmes respectent déjà les normes de sécurité, ou si un environnement apparaissant plus sécuritaire incite les travailleurs à faire moins attention aux risques d'accident (voir Lanoie (1991), pour une argumentation formelle).

De la même façon, le modèle théorique choisi prédit que l'intensification de la prise en compte de l'expérience passée dans la tarification de l'assurance aboutit à une réduction des risques d'accidents, en augmentant le coût d'opportunité d'un accident pour la firme. Et, de nouveau, un tel impact peut être contrebalancé par la réduction des efforts de protection de la part des travailleurs due à l'effet d'un environnement plus sécuritaire.

Enfin, dans un modèle où les firmes et les employés influencent le risque d'accident, l'augmentation des indemnités aux victimes d'accident a deux effets opposés sur les incitatifs du travailleur et de l'employeur à faire attention aux risques encourus. La baisse du coût d'opportunité d'un accident pour les premiers diminuera leurs efforts de prévention des risques, alors que l'augmentation des primes, pour payer de plus fortes indemnités, incitera les firmes à consacrer plus de ressources à la sécurité sur les lieux de travail.

Toutes ces considérations permettent de définir une équation linéaire du risque d'accident, de la forme suivante (cette formulation reprend celle de Lanoie, 1992a, elle-même inspirée de Viscusi, 1986)⁶ :

$$\begin{aligned}
 (1) \quad RISK_{it} = & \beta_0 + \sum_{k=1}^5 \beta_k \cdot SEM_{ki,t-1} + \beta_6 \cdot EXPERATE_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 \cdot COMPENSATION_{it} + \mu_i + \psi_t + \sum_{k=8}^{15} \beta_k \cdot x_{kit} \\
 & + \beta_{16} \cdot RISK_{i,t-1} + e_{i,t}
 \end{aligned}$$

⁶ Pour faciliter les comparaisons avec Lanoie (1992a), les mêmes acronymes définissant les variables sont utilisés.

où $RISK_{it}$ est une mesure du niveau de risque dans l'industrie i au temps t ($RISK_{i,t-1}$ est la valeur de $RISK_{it}$ à la période précédente). SEM ("safety-enforcing measures"), $COMPENSATION$ et $EXPERATE$ sont les variables d'intervention du gouvernement. Ce sont respectivement des mesures approximatives de l'ampleur des politiques préventives de la CSST, de la générosité des indemnisations aux accidentés, et de l'intensité de la prise en compte de l'expérience passée dans la tarification de l'assurance. Le terme μ_i reflète l'effet fixe dû spécifiquement à l'industrie i , alors que ψ_t capte des influences fixes qui varient à travers le temps, mais pas à travers les industries. Le vecteur x_{kit} fait référence à la variable de contrôle k pour l'industrie i à la période t , et e_{it} est le terme d'erreur.

Comme l'indique la description précédente, les signes prévus pour les coefficients β associés aux mesures préventives, à l'intensité de la prise en compte de l'expérience passée dans la tarification de l'assurance, et au niveau de compensation des accidentés, sont ambigus. Cependant, les deux premiers types de réglementations ayant clairement, à la CSST, pour objectif de réduire les risques d'accident du travail, nous nous attendons à ce que les coefficients qui leurs sont associés soient négatifs.

II.b) Les données

Les principales modifications apportées à l'étude de Lanoie (1992a) se situent au niveau des données. Premièrement, afin d'analyser l'impact des mesures adoptées par la CSST sur les risques d'accidents du travail pour différents niveaux de gravité de ces accidents, la variable dépendante "incapacité permanente" a été rajoutée à celles de la fréquence des accidents et de leur de sévérité, comme mesure du risque. Comme dans Viscusi (1979, 1986), la fréquence des accidents ($FREQUENCY_{it}$) est définie en termes de logarithme, pour ne pas contraindre sa valeur à l'intervalle (0,1). La gravité des accidents ($SEVERITY_{it}$) est construite à partir du logarithme du nombre moyen de jours de travail perdus par accident. Et la variable reliée aux incapacités permanentes ($DISABILITY_{it}$) est définie elle aussi en termes de logarithme à partir du nombre de cas d'incapacité permanente par employé d'une industrie. L'estimation du modèle théorique est donc effectuée pour trois définitions différentes de la variable dépendante.

La deuxième modification à l'étude de Lanoie (1992a) concerne directement la taille de l'échantillon. Un des buts premiers de cet article étant de vérifier si, comme l'a observé Viscusi (1986) aux États-Unis, l'impact des mesures de la CSST a progressé depuis 1987, nous avons prolongé l'étendue de notre banque de données à la période allant de 1983 à 1990, au lieu de 1987. La banque de données comprend donc maintenant 224 observations au lieu des 140 de l'étude de 1992. Si la réaction des firmes ou des employés, envers les mesures de la CSST, s'est accentuée depuis 1987,

nous devrions observer une amélioration du pouvoir explicatif et de la cohérence théorique du modèle, dans les coefficients estimés, par rapport à l'étude de Lanoie (1992a). Cependant, les moyennes de la fréquence et de la sévérité des accidents, toutes les deux plus grandes dans l'échantillon long que dans le court, nous laissent penser a priori que l'accroissement de la banque de données ne permettra pas de cerner d'impact plus fort des réglementations sur les accidents du travail. Pour permettre la meilleure comparaison possible avec les résultats de Lanoie (1992a), les variables explicatives utilisées dans la présente étude sont construites de la même façon que celles de l'étude en question. Pour des explications plus détaillées sur la construction de ces variables nous référons donc le lecteur aux pages 648 à 650 de ce dernier article.

Ensuite, pour ajouter à l'analyse de l'ensemble des industries entreprise par Lanoie (1992a), une autre série d'estimations sera effectuée en ne considérant que les quinze industries considérées les plus risquées à travers les 28 préalablement sélectionnées. Le choix de ces industries est basé sur la définition d'une industrie à risque par la CSST⁷. Nous nous retrouvons ainsi avec un premier ensemble d'estimations du modèle sur un échantillon de 224 observations regroupant les 28 industries de départ, et avec un second ensemble sur les 120 observations des 15 industries risquées. Une comparaison des coefficients permettra d'évaluer les différences d'impact des politiques adoptées selon le risque de l'industrie.

Au Québec, nous pouvons distinguer cinq variables décrivant les mesures préventives adoptées par la CSST ($SEM_{i,t-1}$). Leur impact sur les accidents est évalué avec une période de retard pour refléter, par exemple, les délais dans le processus d'investissement en capital, qui permet aux entreprises de se conformer aux normes de la CSST. Ces mesures, qui ont toutes été transformées en taux par employé, sont les suivantes : les inspections ($INSPECTION_{it}$), les pénalités ($INFRACTION_{it}$) pour non-conformité aux normes, l'application du droit de refuser une tâche dangereuse ($REFUSAL_{it}$), l'application du droit au retrait préventif ($PROTECT_{it}$), et l'exigence d'un programme de prévention ($PREVENT_{it}$)⁸. Pour compléter les champs d'intervention de la CSST, le nombre de regroupements (unités de classification) dans

⁷ Les quinze industries risquées décrites dans les rapports annuels de la CSST sont les suivantes : bâtiment et travaux publics, industrie chimique, forêt et scieries, mines, carrières et puits de pétrole, fabrication de produits en métal, industrie du bois, industrie du caoutchouc et des produits en matière plastique, fabrication d'équipements de transport, première transformation des métaux, fabrication des produits minéraux non métalliques, administration publique, industrie des aliments et boissons, industrie du meuble et des articles d'ameublement, industrie du papier et activités diverses, et transport et entreposage.

⁸ Dans ce cas, il s'agit du pourcentage des entreprises dans le secteur qui ont adopté un programme de prévention.

une industrie qui servent au calcul des cotisations des firmes ($EXPERATE_{i,t-1}$), retardée d'une période pour refléter les délais d'ajustement des primes, approxime l'intensité de la prise en compte de l'expérience passée des firmes dans la tarification de leurs primes d'assurance. De plus, la variable $COMPENSATION_{it}$, définie comme le taux de remplacement salarial fournie par la CSST, mesure la générosité des indemnités offertes aux victimes d'accident dans chaque industrie.

Les effets fixes μ_i , liés à chaque industrie, sont captés par l'utilisation de variables dichotomiques pour chaque industrie, alors que les effets fixes de chaque année, ψ_t , sont pris en compte à travers des variables dichotomiques temporelles. Les variables de contrôle incluses dans le vecteur x_k sont les mêmes que celles que l'on retrouve dans Lanoie (1992a) et dans l'ensemble de la littérature. Notre objectif n'étant pas ici d'analyser plus en profondeur l'impact de ces différentes variables socio-économiques, nous nous contenterons de les nommer et de spécifier entre parenthèses le signe anticipé de leur coefficient respectif par rapport au risque d'accident. Celles qui décrivent la composition des employés de chaque industrie comprennent les proportions de travailleurs qui sont des femmes ($FEMALE_{it}$: signe négatif) qui ont plus de 45 ans ($AGE45_{it}$: signe négatif) ou moins de 24 ans ($AGE24_{it}$: signe positif), qui ont obtenu un diplôme universitaire ($EDUC_{it}$: signe négatif) et qui sont syndicalisés ($UNION_{it}$: pas de signe anticipé). Les firmes sont caractérisées, pour chaque industrie, par le nombre moyen d'heures travaillées par employé par semaine ($HOURS_{it}$: signe positif), par la taille moyenne d'une firme en termes d'employés à plein temps ($SIZE_{it}$: signe négatif), et par le ratio de machinerie et équipement par 1000 employés ($MACHLAB_{it}$: signe positif).

Enfin, chaque équation inclut la variable dépendante retardée d'une période ($RISK_{i,t-1}$), comme dans Viscusi (1979, 1986), qui sert d'approximation des conditions de sécurité qui prévalaient à la période précédente. Donc, le risque courant d'accident s'ajuste aux variations des variables indépendantes avec une structure de retard géométrique décroissante. Tous les détails sur les statistiques (pour les 28 industries) et les sources des différentes données sont regroupés dans le tableau 1.

Tableau 1

Définition, moyenne, écart-type et source de toutes les variables (toutes les variables sont annuelles et disponibles par industrie (n=224))

Variables	Définitions	Moyenne	Écart-type	Source statistique ^a
I. Variables dépendantes				
<i>FREQUENCY_{it}</i>	LOG[RATE _{it} /(1-RATE _{it})] où RATE _{it} est le nombre d'accidents (et maladies), avec un jour de travail perdu ou plus, divisé par le nombre d'employés à plein temps.	-2.025 (0.142) ^d	0.854 (0.085)	CSST (1986a, 1986b) et les rapports annuels de la CSST
<i>SEVERITY_{it}</i>	LOG(AWL _{it}) où AWL _{it} est le nombre moyen de jours de travail perdu par accident.	3.341 (29.109) ^e	0.238 (7.524)	CSST (1986a, 1989a)
<i>DISABILITY_{it}</i>	LOG[WPDR _{it} /(1-WPDR _{it})] où WPDR _{it} est le nombre d'incapacités permanentes divisé par le nombre d'employés à plein temps.	-5.599 (0.005) ^f	0.944 (0.004)	Données fournies par la CSST
II. Variables indépendantes				
II.A. Mesures de prévention CSST (SEM)				
<i>INFRACTION_{it-1}</i>	Nombre de pénalités imposées (pour infractions aux normes)/1000 employés à temps plein.	0.520	0.989	CSST (1988)
<i>INSPECTION_{it-1}</i>	Nombre total d'inspections ^b /1000 employés à temps plein.	12.815	14.524	Rapports annuels de la CSST et CSST (1986b)
<i>PREVENT_{it-1}</i>	Pourcentage des firmes ayant adopté un programme de prévention.	0.309	0.406	Rapports annuels de la CSST
<i>PROTECT_{it-1}</i>	Nombre de retraits préventifs/1000 employés à temps plein.	3.442	5.133	Même source que <i>INSPECTION_{it-1}</i>
<i>REFUSAL_{it-1}</i>	Nombre d'interventions des officiels de la CSST pour refus de tâche/1000 employés à temps plein.	0.242	0.279	<i>Idem</i>
II.B. Autres interventions de la CSST				
<i>EXPERATE_{it-1}</i>	Nombre de classes de graduation pour l'expérience des firmes en termes d'accidents / 1000 employés à temps plein.	0.595	0.442	CSST (1989b)
<i>COMPENSATION_{it}</i>	Ratio de remplacement net des salaires en cas d'incapacité totale temporaire ^c = $(1 - T_t) \cdot 9W_t / (1 - T_t) W_t - C_t$ où : W _t = salaire ; T _t = taux moyen de taxation ; et C _t = dépenses reliées au travail.	0.935	0.025	STAT CAN 72-002 pour W _t , Guindon (1986) pour C _t et T _t , et données non publiées fournies par le département des finances du Québec. Rapports annuels de la CSST pour le revenu maximum imposable.
II.C. Variables dichotomiques industrielles (le secteur de la construction est celui qui est omis) Les industries comprennent 19 industries manufacturières plus : commerce ; finance, assurance et immobilier ; mines ; forêts ; administration publique ; services sociaux, médicaux, d'éducation et autres services privés ; transport et entreposage ; communication, distribution d'énergie et autres services publics.				
II.D. Variables dichotomiques temporelles (l'années 1983 est celle qui est omise)				

Variables	Définitions	Moyenne	Écart-type	Source statistique ^a
II.E. Variables de contrôle				
$AGE24_{it}$	Pourcentage de travailleurs de 24 ans ou moins.	0.176	0.064	Calculé à partir des données de Recensement STAT CAN 94-751, 92-921 et 93-113
$AGE45_{it}$	Pourcentage de travailleurs de 45 ans ou moins.	0.262	0.052	<i>Idem</i>
$EDUC_{it}$	Pourcentage de travailleurs avec un diplôme universitaire.	0.078	0.056	Données de Recensement STAT CAN 94-751 et 92-921
$FEMA_{it}$	Pourcentage de femmes dans l'ensemble des travailleurs.	0.281	0.222	Données Recensement STAT CAN 94-751, 92-922, 93-113 et 93-326
$HOURS_{it}$	Nombre moyen d'heures travaillées par travailleur par semaine.	38.027	1.741	STAT CAN 72-002
$MACHLAB_{it}$	Machinerie et équipement (\$000 000)/1000 employés à temps plein.	0.062	0.073	STAT CAN (1988)
$SIZE_{it}$	Nombre d'employés à temps plein/nombre d'établissements.	46.021	53.197	Rapports annuels de la CSST et STAT CAN 31-203
$UNION_{it}$	Pourcentage de travailleurs qui sont syndicalisés.	0.393	0.208	STAT CAN 71-202, 71-202S

- Pour plus d'informations sur les sources statistiques, voir Lanoie (1989).
- Les inspections comprennent les inspections régulières et celles qui font suite à une plainte des travailleurs ou à un accident grave. Les trois types d'inspection sont regroupés pour éviter les problèmes potentiels de colinéarité.
- La CSST offre 90 pourcent de leur revenu aux employés victimes d'incapacité totale temporaire. Quand W_{it} est supérieur au revenu assurable maximum, c'est ce revenu maximum qui est offert.
- Le nombre entre parenthèses est la valeur moyenne de $RATE_{it}$.
- Le nombre entre parenthèses est la valeur moyenne de AWL_{it} .
- Le nombre entre parenthèses est la valeur moyenne de $WPDR_{it}$.

III. Les résultats

Lors de l'étude de 1992, suivant la méthode de Godfrey (1978), Lanoie avait procédé à des tests visant à détecter des problèmes d'autocorrélation et permettant aux coefficients d'autocorrélation de varier entre industries. Les problèmes d'autocorrélation de premier ordre avaient alors été observés dans les équations avec la sévérité des accidents (*SEVERITY*) comme variable dépendante. Ici, afin de corriger les estimations des coefficients pour ce problème potentiel ainsi que pour les problèmes d'hétéroscédasticité de forme inconnue, la même méthode d'estimation a été utilisée pour toutes les équations, soit la méthode des moindres carrés généralisés basée sur le modèle hétéroscédastique en coupe transversale et autocorrélé dans le temps décrit dans Kmenta (1986, pp. 616-25).

Le tableau 2 présente deux séries de 12 spécifications différentes des équations sur la fréquence de tous les accidents (spécifications (1) à (4)), leur sévérité ((5) à (8)) et la fréquence des incapacités permanentes ((9) à (12)), la première effectuée sur l'ensemble des 28 industries sélectionnées, et la suivante sur les 15 secteurs les plus risqués. Les différentes spécifications incluent et excluent les variables liées à la générosité des indemnisations et à l'intensité de la prise en compte de l'expérience passée dans la tarification de l'assurance, variables qui typiquement ne sont pas incluses dans les études sur les effets de des politiques préventives.

III.a) Comparaison avec les résultats précédents

Commençons par comparer les résultats des estimations de Lanoie (1992a) à ceux obtenus pour les mêmes spécifications avec la banque de données prolongée, que l'on retrouve dans les huit premières colonnes de la partie 2.1 du tableau 2. Que ce soit pour la variable *FREQUENCY* ou *SEVERITY*, les mesures préventives significatives demeurent les mêmes, ainsi que le signe de leur coefficient. La stabilité de ces coefficients, leur pouvoir explicatif et la valeur du R^2 de chaque spécification ont augmenté. Parmi les cinq variables sur les mesures préventives, seul le taux d'inspection (*INSPECTION*) obtient, tel qu'anticipé, un coefficient négatif significatif et stable selon les spécifications, et ce, uniquement dans l'équation décrivant la fréquence des accidents⁹. Les résultats indiquent qu'une augmentation de 1 pourcent du taux d'inspection engendre une diminution à long terme de 0.04 à 0.05 pourcent de la fréquence des accidents, ce qui est semblable à l'impact obtenu dans Lanoie (1992a). Les autres coefficients sont tous non-significatifs, sauf celui de la variable mesurant le nombre de programmes de prévention (*PREVENT*), pour l'équation

⁹ Ce taux d'inspection demeure une variable significative même si on enlève toutes les variables d'intervention de la CSST.

expliquant la fréquence, et ceux du taux d'inspection (*INSPECTION*) et du nombre de retraits préventifs (*PROTECT*) pour la gravité, qui sont tous les trois positifs. Le signe de ces coefficients peut s'expliquer, comme dans Lanoie (1992a), par le fait que ces programmes ont commencé à être implantés et à prendre de l'envergure au milieu des années 1980, moment où les taux d'accident ont crû à cause de la reprise économique (voir les rapports annuels de la CSST). Malgré le prolongement de la banque de données, qui permet d'atténuer cet effet, nous n'obtenons toujours pas de réduction majeure de la fréquence et la gravité des accidents suite aux mesures de prévention adoptées par la CSST. En particulier, il faut noter que les mesures innovatrices de la CSST (droit de refus, programme de prévention) restent non-significatives.

De plus, les coefficients des autres variables d'intervention (*COMPENSATION*, *EXPERATE*) deviennent significatifs dans l'équation de la fréquence. Le coefficient de la variable captant l'intensité de la prise en compte de l'expérience passée dans la tarification de l'assurance (*EXPERATE*) est négatif, comme prévu, et devient significatif (à 5 ou 10 pourcent de niveau de confiance). En termes d'élasticités, une augmentation de 1 pourcent de cette mesure de l'intensité de la prise en compte de l'expérience passée des firmes engendre une réduction de 0.04 à 0.05 pourcent de la fréquence des accidents. Ce gain de pouvoir explicatif du système de mérite-démérite sur le taux d'accident lorsqu'on examine une plus longue période s'explique sans doute par le fait que le régime mérite-démérite prévalant à l'époque est devenu graduellement mieux connu et compris des employeurs, lui donnant ainsi plus d'impact.

Le coefficient de l'autre variable d'intervention de la CSST, celui de la variable d'indemnisation (*COMPENSATION*), reste positif et devient significatif à 5 pourcent¹⁰, comme dans les études américaines, mais sa valeur a plus que quadruplé par rapport aux résultats obtenus dans Lanoie (1992a). L'impact, mesuré en termes d'élasticités, d'une augmentation de 1 pourcent du ratio de remplacement des salaires, sur la fréquence des accidents a fortement augmenté, passant d'une croissance engendrée de .31 à .45 pourcent, pour l'étude de Lanoie (1992a), à une influence allant jusqu'à 2.38 pourcent dans la présente étude. L'impact est beaucoup plus élevé que ce qu'obtiennent les études se concentrant uniquement sur la relation entre les compensations et les risques d'accident (voir Krueger, 1990, pour une revue de la littérature). Et, l'effet de la générosité de la CSST se confirme aussi bien par son impact sur la fréquence des accidents que sur leur gravité : le coefficient dans l'équation sur la sévérité des accidents devient significatif à 10 pourcent (ce qui n'était pas le cas dans Lanoie, 1992a). Il est donc possible, qu'avec le temps, les travailleurs

¹⁰ Il était significatif à 10 pourcent dans Lanoie (1992a).

ont expérimenté davantage le régime d'indemnisation et savent en tirer profit. D'ailleurs, les années 1989-1990 marquent le début d'une récession et il a été démontré ailleurs (Fortin et Lanoie, 1992) que les travailleurs tendent à substituer le régime d'indemnisation de la CSST à l'assurance-chômage en période de ralentissement économique.

Parmi les variables de contrôle, la variable dépendante retardée reste la plus significative. Son impact reste sensiblement le même dans l'équation sur la fréquence, alors qu'il augmente dans l'équation sur la gravité. Les plus gros changements observés se retrouvent dans l'ensemble des variables socio-économiques significatives pour chacune des spécifications. Pour les équations sur la fréquence des accidents, seule la taille des firmes se maintient dans l'ensemble des variables significatives du vecteur x_k , par rapport à Lanoie (1992a), et les variables *AGE24*, *UNION*, et *MACHLAB* sont remplacées par *EDUCATION* (elle est désormais significative à 5 pourcent pour toutes les spécifications) et *FEMALE*. Ces changements peuvent s'expliquer par le fait que les recensements de 1986 et de 1991 nous ont fourni de l'information plus précise sur ces variables socio-démographiques. Pour les équations sur la gravité des accidents, l'ensemble des variables socio-économiques significatives se résume à la variable *AGE45*, alors que les estimations de Lanoie (1992a) obtenaient en plus des résultats significatifs pour les variables *AGE24* et *FEMALE*. À partir des signes des coefficients, nous pouvons donc dire que les industries avec un pourcentage élevé de femmes et de travailleurs éduqués, et avec un plus grand nombre d'employés par établissement, ont moins d'accidents. En revanche, la gravité des accidents semble être plus sévère lorsque les employés ont plus de 45 ans, étant donné leur condition physique générale, ceux-ci prennent plus de temps à récupérer (voir aussi Johnson et Ondrich, 1990).

III.b) Analyse des secteurs à risque

Mais ces relations se maintiennent-elles lorsque l'on s'intéresse uniquement aux industries les plus risquées qui sont davantage ciblées par la CSST ? Les résultats de la partie 2.2 du tableau 2 nous montrent, dans l'ensemble, des impacts plus significatifs et cohérents avec les signes anticipés que pour les estimations sur l'ensemble des industries. Les différences semblent cependant notables d'une variable dépendante à l'autre.

Les résultats concernant la **fréquence** (*FREQUENCY*) sont les plus stables et les plus proches de ce que nous avons escompté au départ. Comme dans les estimations sur l'ensemble des industries, les deux mesures préventives significatives sont le taux d'inspection (*INSPECTION*), avec un signe négatif, et le pourcentage de firmes ayant adopté un programme de prévention (*PREVENT*), avec un signe positif. L'impact

d'une augmentation de 1 pourcent du taux d'inspection sur la diminution de la fréquence des accidents a cependant augmenté, par rapport à l'ensemble des industries, à 0.11 ou 0.12 pourcent selon les spécifications. Ce résultat est compatible avec ceux de Gray et Scholz (1990), qui montrent que l'impact des inspections sur les taux d'accident est plus fort lorsqu'on examine les firmes qui sont les plus affectées par la réglementation, c'est-à-dire celles qui sont les plus inspectées parce qu'elles sont les plus risquées.

De son côté, le coefficient de la variable capturant l'intensité du régime mérite-démérite, *EXPERATE*, reste similaire à ce qu'il était pour l'ensemble des secteurs, mais devient moins significatif, juste en-dessous du seuil de 10 pourcent (possiblement en raison du nombre plus faible d'observations). Par contre, le coefficient de la variable capturant la générosité du régime d'assurance, *COMPENSATION*, voit son signe changer (il est maintenant négatif) et devient non-significatif. Nous discuterons plus loin de l'interprétation de ce résultat.

Ensuite, les estimations sur le taux de **gravité** des accidents (*SEVERITY*) nous donnent des résultats semblables à ceux obtenus sur l'ensemble des 28 industries pour l'impact des mesures préventives de la CSST. Les deux seules variables significatives, les taux d'inspection et de retraits préventifs (*INSPECTION* et *PROTECT*), ont des coefficients positifs.

Pour sa part, la variable capturant l'intensité du régime mérite-démérite, *EXPERATE*, a le signe négatif attendu et devient significative lorsqu'on ne considère que les secteurs à risque, alors qu'elle n'était pas significative pour l'ensemble des secteurs. De même, la variable capturant la générosité de l'indemnisation devient négative et presque significative, alors qu'elle était positive pour l'ensemble des secteurs. Ces résultats, combinés à ceux discutés précédemment concernant la fréquence, peuvent s'expliquer par deux raisons (ou une combinaison des deux). Premièrement, il est possible qu'un accroissement de la générosité de la CSST a un impact relativement plus fort sur les employeurs des secteurs à risque que sur ceux de l'ensemble des secteurs. Cet impact, rappelons-le, suggère qu'une augmentation de la générosité de la CSST augmente le coût d'opportunité des accidents pour les entreprises (surtout lorsqu'il y a un régime mérite-démérite) les incitant à investir davantage en prévention. Ce résultat peut être dû en partie au fait que la taille moyenne des entreprises est un peu plus forte dans les secteurs à risque que dans l'ensemble des secteurs (47.01 employés à temps plein par établissement au lieu de 46.02 pour l'ensemble des industries) et que le régime mérite-démérite est appliqué de façon plus intense lorsque la taille de l'entreprise est grande. Deuxièmement, ces résultats peuvent vouloir dire que l'impact d'un accroissement de la générosité est relativement moins fort chez les travailleurs des secteurs à risque que chez ceux de l'ensemble des

secteurs. Ceci pourrait vouloir dire que les travailleurs qui tendent à profiter davantage du régime d'assurance se retrouvent en plus grand nombre dans les secteurs non-risqués que dans les risqués ce qui, à notre connaissance, serait un nouveau résultat dans la littérature. Nous n'avons toutefois pas d'indices probants qui nous indiquent que tel est le cas.

Enfin, en ce qui concerne les autres variables indépendantes incluses dans les équations sur la fréquence et sur la sévérité des accidents, certains changements dans l'ensemble des variables significatives sont à noter. Dans l'équation sur la fréquence des accidents, le coefficient associé au pourcentage de travailleurs qui ont un diplôme universitaire (*EDUCATION*) n'est plus significatif, alors que ceux reliés au pourcentage de travailleurs de plus de 45 ans (*AGE45*) et au nombre moyen d'heures travaillées par employé par semaine (*HOURS*) le deviennent. Pour l'équation sur la sévérité des accidents, les coefficients des variables mesurant le pourcentage de travailleurs de 24 ans et moins (*AGE24*) et le ratio de machinerie et équipement par employé (*MACHLAB*), deviennent eux aussi significatifs. Ainsi, aussi bien dans l'équation sur la fréquence que dans celle sur la gravité des accidents, les coefficients associés aux variables socio-économiques significatives sont tous de signe anticipé et plus élevés, en valeur absolue, que dans les estimations sur l'ensemble des industries. Considérant ces variables, nous pouvons dire qu'une augmentation du pourcentage des femmes ou des personnes âgées de 45 ans ou plus, ainsi que de la taille moyenne des firmes dans une industrie plus à risque réduit la fréquence des accidents, alors que les risques sont accrus lorsque le nombre moyen d'heures travaillées par employé par semaine augmente. De son côté, la sévérité des accidents est influencée à la hausse par le pourcentage de travailleurs de 24 ans ou moins ou de 45 ans et plus, ainsi que par le ratio de machinerie et équipement par employé.

III.c) Les accidents à incapacité permanente

Lorsque l'on considère l'équation sur la fréquence des accidents avec incapacité permanente (variable *DISABILITY*), aucune mesure préventive de la CSST n'est significative, que ce soit sur l'ensemble des industries ou sur les quinze industries les plus risquées. Les mesures préventives semblent donc peu utiles pour réduire les accidents les plus graves. Cela est possiblement dû au fait que les accidents qui provoquent une incapacité permanente sont généralement fortuits et donc difficiles à prévenir (voir Curington, 1986, pour une discussion sur les catégories d'accident davantage susceptibles d'être contrôlés par la réglementation et Lanoie, 1992b, qui présente également des résultats en ce sens).

De la même façon, parmi les autres variables d'intervention de la la CSST (*EXPERATE* et *COMPENSATION*), la seule qui ait un coefficient significatif est celle

qui mesure la générosité des indemnisations aux victimes d'accident. Le coefficient est alors positif et significatif à un niveau de confiance de 10 pourcent uniquement lorsqu'on considère l'ensemble des secteurs. Le coefficient devient toutefois non-significatif lorsqu'on considère uniquement les secteurs à risque, ce qui est analogue aux résultats obtenus en examinant la fréquence de tous les accidents.

Les résultats observés quant aux autres variables indépendantes sont cependant beaucoup plus significatifs, bien que très différents selon l'échantillon choisi. Dans les estimations sur l'ensemble des industries, seuls le nombre moyen d'heures travaillées (*HOURS*), le ratio de machinerie et équipement par employé (*MACHLAB*) et la taille des firmes (*SIZE*) n'ont pas d'impact significatif sur la fréquence des accidents avec incapacité permanente. Comme anticipé, les industries employant un haut pourcentage de femmes ou de travailleurs diplômés, enregistrent moins d'incapacités permanentes. Par contre, il semble qu'à la fois les secteurs avec des travailleurs plus jeunes (*AGE24*) et ceux avec des travailleurs plus âgés (*AGE45*) affichent des taux d'incapacité permanente plus élevés. De ces résultats, seuls l'impact positif du pourcentage de travailleurs de moins de 24 ans et l'impact négatif du pourcentage de femmes, sur la fréquence des incapacités permanentes, demeurent significatifs lorsque l'on effectue les mêmes estimations sur les quinze industries les plus risquées. À ceci, on peut ajouter que, dans ces industries, les firmes à plus forte taille affichent des taux d'incapacité permanente faibles, alors que celles qui ont un ratio machinerie et équipement par employé élevé connaissent peu d'accidents avec incapacité permanente.

Tableau 2 : Estimations des équations^a de RISK par moindres carrés généralisés (méthode de Kmenta (1986)), coefficients (t-statistiques).
2.1. Estimation sur l'ensemble des industries : n=224

Variables Dépendantes	FREQUENCY _{it}				SEVERITY _{it}				DISABILITY _{it}			
Variables Indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
INSPECTION _{it-1}	-0.004** (-3.18)	-0.005** (-3.96)	-0.004** (-3.14)	-0.005** (-3.79)	0.002** (3.17)	0.002** (2.94)	0.002** (2.87)	0.002** (2.81)	0.002 (0.98)	0.001 (0.84)	0.002 (1.39)	0.002 (1.28)
INFRACTION _{it-1}	-0.000 (-0.01)	0.002 (0.19)	-0.006 (-0.50)	-0.003 (-0.27)	0.004 (0.69)	0.005 (0.74)	0.004 (0.60)	0.005 (0.63)	0.007 (0.36)	0.008 (0.40)	-0.001 (-0.03)	0.000 (0.01)
REFUSAL _{it-1}	-0.005 (-0.09)	-0.018 (-0.32)	-0.013 (-0.23)	-0.023 (-0.41)	-0.010 (-0.47)	-0.013 (-0.61)	-0.010 (-0.43)	-0.011 (-0.49)	-0.063 (-0.86)	-0.073 (-1.00)	-0.081 (-1.11)	-0.092 (-1.26)
PREVENT _{it-1}	0.180** (4.61)	0.186** (4.63)	0.181** (4.45)	0.188** (4.56)	-0.016 (-1.06)	-0.018 (-1.19)	-0.018 (-1.11)	-0.019 (-1.16)	0.099* (1.71)	0.103* (1.79)	0.091 (1.55)	0.094 (1.61)
PROTECT _{it-1}	0.001 (.33)	0.001 (0.31)	0.002 (0.55)	0.002 (0.55)	0.005** (3.53)	0.005** (3.41)	0.005** (3.72)	0.005** (3.71)	0.001 (0.29)	0.001 (0.16)	0.002 (0.37)	0.001 (0.24)
EXPERATE _{it-1}	-0.099** (-2.40)		-0.078* (-1.90)		-0.015 (-0.93)		-0.009 (-0.52)		-0.041 (-0.61)		-0.050 (-0.72)	
COMPENSATION _{it}	2.969** (3.17)	2.650** (2.88)			0.719* (1.86)	0.706* (1.84)			2.884* (1.92)	2.868* (1.90)		
AGE24 _{it}	-0.034 (-0.09)	-0.118 (-0.32)	0.119 (0.32)	0.033 (0.09)	-0.152 (-1.22)	-0.173 (-1.35)	-0.149 (-1.11)	-0.164 (-1.22)	1.363** (2.32)	1.334** (2.28)	1.673** (2.73)	1.649** (2.70)
AGE45 _{it}	0.443 (1.14)	0.197 (0.52)	0.386 (0.98)	0.198 (0.52)	0.589** (3.48)	0.558** (3.37)	0.483** (2.81)	0.460** (2.79)	1.946** (3.30)	1.907** (3.25)	1.644** (2.76)	1.621** (2.72)
EDUCATION _{it}	-1.112** (-2.28)	-1.354** (-2.85)	-1.659** (-3.59)	-1.797** (-3.92)	0.192 (0.92)	0.170 (0.84)	0.055 (0.27)	0.052 (0.26)	-1.506* (-1.72)	-1.659** (-1.98)	-2.808** (-3.33)	-2.971** (3.68)

Variables Dépendantes	<i>FREQUENCY_{it}</i>				<i>SEVERITY_{it}</i>				<i>DISABILITY_{it}</i>			
Variables Indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>UNION_{it}</i>	0.068 (0.70)	0.056 (0.56)	0.079 (0.78)	0.071 (0.69)	0.051 (1.25)	0.051 (1.24)	0.089* (1.96)	0.088* (1.94)	0.414** (2.84)	0.395** (2.78)	0.501** (3.37)	0.479** (3.32)
<i>FEMALE_{it}</i>	-1.005** (-6.06)	-0.970** (-5.87)	-0.878** (-5.39)	-0.838** (-5.18)	0.091 (1.53)	0.098 (1.46)	0.114* (1.68)	0.114 (1.64)	-2.217** (-8.94)	-2.217** (-8.93)	-2.092** (-8.61)	-2.100** (-8.65)
<i>HOURS_{it}</i>	0.006 (0.75)	0.005 (0.47)	0.000 (0.01)	-0.001 (-0.11)	-0.002 (-0.59)	-0.002 (-0.61)	-0.005 (-1.30)	-0.005 (-1.34)	0.012 (0.87)	0.013 (0.89)	-0.000 (-0.02)	0.001 (0.04)
<i>MACHLAB_{it}</i>	-0.104 (-0.34)	-0.324 (-1.06)	-0.127 (-0.41)	0.294 (-0.95)	0.175 (1.28)	0.151 (1.13)	0.204 (1.44)	0.184 (1.33)	0.100 (0.22)	0.014 (0.03)	0.356 (0.74)	0.253 (0.55)
<i>SIZE_{it}</i>	-0.002** (-4.85)	-0.002** (-4.10)	-0.002** (-4.88)	-0.002** (-4.48)	-0.000 (-0.61)	-0.000 (-0.38)	-0.000 (-1.19)	-0.000 (-1.11)	-0.001 (-1.17)	-0.001 (-0.99)	-0.001* (-1.73)	-0.001 (-1.57)
Variable dépendante retardée	0.728** (18.41)	0.710** (17.40)	0.728** (17.90)	0.718** (17.30)	0.621** (12.67)	0.618** (12.59)	0.601** (11.62)	0.601** (11.66)	0.333** (5.20)	0.321** (5.19)	0.315** (4.95)	0.298** (4.85)
S.S.R.	205.77	206.99	203.05	204.81	199.98	200.44	199.93	200.30	199.04	199.40	202.26	202.59
R ² ^b	0.974	0.974	0.972	0.972	0.957	0.956	0.945	0.945	0.957	0.956	0.955	0.955

a. Chaque équation inclut aussi un ensemble de variables dichotomiques industrielles et temporelles.

b. Les R² calculés sont ceux de Buse (1973).

** : Significatif à un niveau de confiance de 5 pourcent (test bilatéral).

* : Significatif à un niveau de confiance de 10 pourcent (test bilatéral).

Tableau 2 : Estimations des équations^a de RISK par moindres carrés généralisés (méthode de Kmenta (1986)), coefficients (t-statistiques).
2.2. Estimation sur les industries à risque seulement : n=120

Variables	FREQUENCY _{it}				SEVERITY _{it}				DISABILITY _{it}			
Dépendantes												
Variables												
Indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
INSPECTION _{it-1}	-0.006** (-4.27)	-0.007** (-5.09)	-0.006** (-4.58)	-0.007** (-5.36)	0.002** (3.14)	0.001** (2.48)	0.002** (3.43)	0.001** (2.88)	0.001 (0.66)	0.001 (0.75)	0.001 (0.76)	0.001 (0.81)
INFRACTION _{it-1}	-0.002 (-0.11)	-0.002 (-0.14)	0.001 (0.07)	0.000 (0.04)	-0.003 (-0.62)	-0.002 (-0.40)	0.001 (0.29)	0.001 (0.33)	0.006 (0.38)	0.005 (0.31)	0.005 (0.35)	0.005 (0.29)
REFUSAL _{it-1}	0.033 (0.62)	0.058 (1.11)	0.035 (0.73)	0.063 (1.27)	0.021 (1.25)	0.020 (1.11)	0.024 (1.35)	0.021 (1.18)	-0.063 (-1.01)	-0.056 (-0.89)	-0.059 (-0.96)	-0.052 (-0.84)
PREVENT _{it-1}	0.173** (3.15)	0.179** (3.36)	0.168** (3.18)	0.179** (3.40)	-0.016 (-1.12)	-0.009 (-0.61)	-0.014 (-0.92)	-0.007 (-0.48)	0.001 (0.01)	-0.004 (-0.06)	-0.002 (-0.03)	-0.007 (-0.11)
PROTECT _{it-1}	-0.016 (-1.37)	-0.014 (-1.00)	-0.023 (-1.70)	-0.019 (-1.37)	0.012** (3.34)	0.013** (3.35)	0.013** (3.47)	0.014** (3.49)	0.005 (0.31)	0.007 (0.40)	0.005 (0.28)	0.006 (0.35)
EXPERATE _{it-1}	-0.094 (-1.58)		-0.095 (-1.61)		-0.360** (-2.14)		-0.032* (-1.86)		-0.108 (-1.45)		-0.087 (-1.19)	
COMPENSATION _{it}	-1.871 (-0.85)	-1.806 (-0.83)			-1.308* (-1.85)	-1.028 (-1.41)			-0.064 (-0.02)	0.366 (0.14)		
AGE24 _{it}	-0.354 (-0.67)	-0.099 (-0.19)	-0.360 (-0.71)	-0.112 (-0.22)	0.436** (2.83)	0.473** (2.95)	0.397** (2.46)	0.448** (2.75)	1.852** (2.75)	2.110** (3.13)	1.844** (2.74)	2.047** (3.09)
AGE45 _{it}	-1.643** (-2.00)	-1.373* (-1.76)	-1.760** (-2.23)	-1.489* (-1.95)	0.882** (4.12)	0.938** (4.28)	0.914** (4.22)	0.963** (4.40)	0.624 (0.66)	0.886 (0.98)	0.745 (0.79)	0.905 (1.02)
EDUCATION _{it}	-1.041 (-0.77)	-1.638 (-1.35)	-0.721 (-0.57)	-1.317 (-1.16)	0.339 (1.49)	0.201 (0.78)	0.431 (1.60)	0.255 (0.99)	2.017 (1.59)	1.672 (1.40)	1.831 (1.52)	1.534 (1.36)

Variables Dépendantes	<i>FREQUENCY_{it}</i>				<i>SEVERITY_{it}</i>				<i>DISABILITY_{it}</i>			
Variables Indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>UNION_{it}</i>	0.313* (1.77)	0.253 (1.49)	0.309* (1.80)	0.253 (1.52)	-0.051 (-1.02)	-0.083* (-1.70)	-0.027 (0.55)	-0.058 (-1.24)	0.212 (1.15)	0.236 (1.27)	0.208 (1.14)	0.231 (1.25)
<i>FEMALE_{it}</i>	-3.306** (-4.36)	-3.268** (-4.30)	-3.425** (-4.63)	-3.393** (-4.54)	-0.182 (-1.15)	-0.118 (-0.74)	-0.091 (-0.58)	-0.055 (-0.35)	-4.167** (-5.56)	-4.330** (-5.68)	-4.097** (-5.55)	-4.276** (-5.68)
<i>HOURS_{it}</i>	0.061** (3.26)	0.053** (3.18)	0.059** (3.19)	0.050** (3.00)	-0.007 (-1.25)	-0.011** (-2.10)	-0.008 (-1.38)	-0.011** (-2.10)	0.029* (1.72)	0.023 (1.40)	0.030* (1.78)	0.026 (1.56)
<i>MACHLAB_{it}</i>	0.663 (1.48)	0.171 (0.45)	0.602 (1.35)	0.125 (0.33)	0.494** (4.13)	0.358** (3.43)	0.455** (3.73)	0.344** (3.21)	2.084** (3.71)	1.629** (3.03)	1.917** (3.44)	1.550** (2.92)
<i>SIZE_{it}</i>	-0.008** (-8.25)	-0.007** (-8.49)	-0.008** (-8.61)	-0.007** (-8.93)	-0.000 (-1.51)	-0.000 (-0.00)	-0.000 (-0.70)	0.000 (0.85)	-0.004** (-3.31)	-0.003** (-3.05)	-0.003** (-3.34)	-0.003** (-3.25)
Variable dépendante retardée	0.287** (3.55)	0.233** (3.24)	0.310** (4.20)	0.259** (3.86)	0.669** (12.65)	0.670** (12.36)	0.682** (12.92)	0.678** (12.62)	0.300** (3.00)	0.205** (2.18)	0.285** (2.86)	0.198** (2.13)
S.S.R.	111.64	111.11	111.21	111.18	114.21	114.28	114.04	114.08	114.43	114.10	114.73	114.67
R ² b	0.938	0.938	0.939	0.936	0.967	0.987	0.988	0.988	0.976	0.978	0.974	0.977

a. Chaque équation inclut aussi un ensemble de variables dichotomiques industrielles et temporelles.

b. Les R² calculés sont ceux de Buse (1973).

** : Significatif à un niveau de confiance de 5 pourcent (test bilatéral).

* : Significatif à un niveau de confiance de 10 pourcent (test bilatéral).

IV. Conclusion

Le présent article a approfondi l'analyse de l'effet des différentes mesures préventives et autres interventions (indemnisation et régime mérite-démérite) de la CSST, sur les risques d'accident du travail, effectuée dans Lanoie (1992a). La prise en compte d'une période plus longue (1983-90 au lieu de 1983-87), l'étude d'une autre catégorie d'accident, soit les incapacités permanentes, ainsi que la réévaluation de ces relations sur les secteurs à risque uniquement, permettent, par rapport à l'article précédent, d'analyser l'évolution de l'impact de ces mesures au cours des dernières années, ainsi que leur effet spécifique dans les industries les plus risquées et sur les accidents les plus coûteux pour la société.

De l'examen de nos résultats, trois faits marquants retiennent l'attention. Premièrement, l'élargissement de la banque de donnée à la période 1983-90 ne nous a pas permis de détecter plus d'impact des mesures préventives sur les risques d'accident. Toutefois, l'impact de la prise en compte de l'expérience passée dans la tarification de l'assurance est maintenant bien présent, de même que l'impact d'un accroissement de la générosité de l'indemnisation. Ensuite, lorsqu'on compare les effets des mesures adoptées par la CSST sur l'ensemble des secteurs à ceux évalués uniquement dans les industries les plus risquées, on remarque que les inspections ont un impact plus fort sur les risques d'accidents, ce qui est compatible avec les résultats obtenus par Gray et Scholz (1990). Et enfin, une analyse de la fréquence des accidents avec incapacité permanente nous a permis de constater que les mesures préventives aussi bien que les autres mesures d'intervention ont peu ou pas d'effet sur l'occurrence de tels accidents. Nous pouvons attribuer ce résultat à la nature généralement fortuite, donc difficile à prévenir ou à corriger, des incidents de cette catégorie.

Au niveau des implications de ces résultats en termes de politiques économiques, il faut souligner, entre autres, que toute la panoplie de nouvelles mesures préventives mises de l'avant par la CSST ne semble pas être efficace pour réduire les accidents. Par ailleurs, il y a plus d'espoir du côté du régime mérite-démérite et du ciblage des inspections dans les secteurs qui sont plus à risque. Enfin, la générosité des indemnités de la CSST pourrait être à repenser compte tenu de ses effets sur le comportement des travailleurs. Toutefois, une véritable analyse coûts-avantages des interventions de la CSST resterait à entreprendre pour en connaître vraiment la valeur.

BIBLIOGRAPHIE

- Buse, A. 1973. "Goodness of Fit in Generalized Least Squares Estimation". *American Statistician* 27 (3): 106-108.
- CSST. *Analyse de l'évolution de la fréquence et de la gravité des lésions professionnelles (1985-1986) et (1986-1987)*. 1989a. Unpublished report. Quebec: Government of Quebec.
- CSST. *Table de correspondance entre la structure des unités de classification 1983-1987 et la classification des activités économiques du Québec*. 1989b. Quebec: Government of Quebec.
- CSST. *Statistiques sur les avis d'infraction et les poursuites*. 1988. Unpublished report. Quebec: Government of Quebec.
- CSST. *Annual Reports 1981 to 1987*. Montreal: Government of Quebec.
- CSST. *Statistiques sur les lésions professionnelles 1980-1984, 1979-1983, 1978-1982*. 1986a. Montreal: Government of Quebec, DC 300-242.
- CSST. *Statistiques selon le secteur d'activité économique prioritaire*. 1986b. Unpublished report. Quebec: Government of Quebec.
- Curington, W.P. 1986. "Safety and Workplace Injuries". *Southern Economic Journal* 53 (1): 51-72.
- Fortin, B. and P. Lanoie. 1992. "Substitution between Unemployment Insurance and Workers' Compensation: An Analysis Applied to the Risk of Workplace Accidents". *Journal of Public Economics* 49: 287-312.
- Godfrey, L.G. 1978. "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables". *Econometrica* 46 (6): 275-281.
- Gray, W.B. and J.T. Scholz. 1990. "A Behavioral Approach to Compliance: OSHA Enforcement's Impact on Workplace Accidents". *Journal of Risk and Uncertainty* 19 (3): 283-305.
- Guindon, D. "L'évolution du chômage structurel au Québec: un nouveau coup d'œil". 1986. Mimeo. Québec: Ministère des Finances.
- Johnson, W.G. and J. Ondrich. 1990. "The Duration of Post-Injury Absences From Work". *Review of Economics and Statistics* 72: 578-586.
- Kmenta, J. *Elements of Econometrics*. 1986. 2nd edition. New York: Macmillan.
- Krueger, A.B. 1990. "Incentive Effects of Workers' Compensation Insurance". *Journal of Public Economics* 41 (1): 73-99.
- Lanoie, P. 1989. "The Impact of Occupational Safety and Health Regulation on the Incidence of Workplace Accidents: Quebec, 1982-1987". Discussion Paper no. 4189. Montreal: Center of Research and Development in Economics (CRDE), University of Montreal.

- Lanoie, P. 1990. "The Case of Risk Premia for Risky Jobs Revisited". *Economics Letters* 32 (2): 181-185.
- Lanoie, P. 1991. "Occupational Safety and Health: A Problem of Double or Single Moral Hazard". *Journal of Risk and Insurance* 58 (1): 80-100.
- Lanoie, P. 1992a. "The Impact of Occupational Safety and Health Regulation on the Incidence of Workplace Accidents: Quebec, 1982-1987". *The Journal of Human Resources* 27 (4): 643-660.
- Lanoie, P. 1992b. "Safety Regulation and the Risk of Workplace Accidents". *Southern Economic Journal* 59: 950-965.
- Statistics Canada, Catalogues 31-203, 71-202, 71-202s, 72-002, 92-921, 92-922, 93-113, 93-326, 94-749, 94-751, 94-754. Ottawa: Ministry of Supply and Services.
- Statistics Canada. 1988. *Fixed Capital Flows and Stocks; Quebec 1960-87*. Ottawa: Ministry of Supply and Services.
- Viscusi, W.K. 1979. "The Impact of Occupational Safety and Health Regulation". *Bell Journal of Economics* 10 (1): 117-40.
- Viscusi, W.K.. 1986. "The Impact of Occupational Safety and Health Regulation, 1973-1983". *Rand Journal of Economics* 17 (4): 567-580.
- Viscusi, W.K. and M.J. Moore. *Compensation Mechanisms for Job Risks, Wages, Workers' Compensation and Product Liability*. 1990. Princeton: Princeton University Press.