

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

Paul Lanoie et David Stréliski

Volume 51, numéro 4, 1996

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/051135ar>
DOI : <https://doi.org/10.7202/051135ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (imprimé)
1703-8138 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Lanoie, P. & Stréliski, D. (1996). L'impact de la réglementation en matière de santé et sécurité au travail sur le risque d'accident au Québec : de nouveaux résultats. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 51(4), 778–801.
<https://doi.org/10.7202/051135ar>

Résumé de l'article

Le présent article poursuit l'analyse, effectuée dans Lanoie (1992a), de l'effet conjoint des différentes mesures préventives et des interventions de la CSST sur les risques d'accident du 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 cette étude de Lanoie (1992a), nos résultats indiquent 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 constant, 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 la relative inefficacité des mesures adoptées par la CSST à prévenir les accidents avec incapacité permanente.

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**

Le présent article poursuit l'analyse, effectuée dans Lanoie (1992a), de l'effet conjoint des différentes mesures préventives et des interventions de la CSST sur les risques d'accident du 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 cette étude de Lanoie (1992a), nos résultats indiquent 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 constant, 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 la relative inefficacité des mesures adoptées par la CSST à prévenir les accidents avec incapacité permanente.

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

-
- LANOIE, P., Institut d'économie appliquée, École des Hautes Études Commerciales, Montréal.
STRÉLISKI, D., Banque du Canada.
 - Les auteurs tiennent à remercier Georges A. Tanguay pour son aide au niveau de la cueillette des données, l'éditeur de la revue et un évaluateur anonyme pour leurs commentaires judicieux, ainsi que le Fonds FCAR et le CRSH pour leur appui financier.

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 la performance des équipements, amendes si non-conformité aux normes, etc.) sont complétées au Canada, et surtout au Québec, par des politiques fortement axées sur la prévention des accidents. Celles-ci comprennent le droit au refus d'une tâche dangereuse, 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. L'hypothèse implicite des législateurs est que ces mesures devraient contribuer à réduire l'incidence des accidents du travail.

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 mise en application, ces règlements ont fait l'objet de nombreuses études visant à vérifier l'hypothèse des législateurs, soit leur impact sur la sécurité au travail. Pour ce faire, plusieurs économistes ont utilisé des analyses de régression où la variable à expliquer était le risque d'accident du travail. Faute de meilleure mesure, ce risque est estimé par la fréquence ou la durée moyenne des accidents « déclarés ». Parmi les variables explicatives du modèle, on retrouve une mesure évaluant l'intensité de la mise en vigueur de la réglementation. À ce titre, la plupart des auteurs se sont servis des inspections effectuées pour vérifier si les lieux de travail sont conformes aux normes édictées.

Les études américaines produites à partir de données agrégées ont montré peu de résultats concluants pour l'impact des règlements en place sur l'incidence des accidents (voir Curington 1986 ou Viscusi 1986 pour une revue de la littérature) ; les inspections n'ont pas l'impact négatif et

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

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

significatif attendu sur la fréquence ou la durée des accidents. Toutefois, des résultats plus encourageants sont notés avec des données au niveau des firmes (voir Gray et Scholz 1990). En effet, avec ce type de données, ces chercheurs ont pu vérifier que les inspections ont au moins un effet chez les entreprises qui ont été inspectées.

À notre connaissance, le même genre d'étude n'a été effectué qu'une fois au Canada par Lanoie (1992a). L'étude en question, réalisée sur des données par industrie de 28 secteurs différents, allant de 1983 à 1987, explique la fréquence et la gravité des accidents du travail par des variables mesurant chacune des dispositions mises en place par la CSST et par des variables de contrôle, comme les caractéristiques socioéconomiques 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). L'effet des cinq mesures préventives de la CSST sur l'incidence des accidents a été examiné pour constater un impact mineur des inspections sur la fréquence et la gravité des accidents du travail au Québec.

Toutefois, comme nous allons le voir, cette étude mérite d'être poursuivie pour fournir une évaluation plus précise des effets des politiques préventives de la CSST sur l'incidence des accidents. Étant donné les ressources considérables investies par la CSST pour la prévention des accidents, un tel exercice s'impose. L'objectif de cet article est d'approfondir sous trois principaux aspects l'analyse du contexte québécois effectuée dans l'étude de Lanoie (1992a).

Premièrement, la période étudiée est prolongée de 1983 jusqu'en 1990, au lieu de 1987. 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 de la réglementation des lieux de travail sur les taux d'accident. Notons aussi que cet élargissement de la banque de données nous a permis de réviser les valeurs des variables socioéconomiques 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

donnée 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 1991³.

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 interventions de la CSST se concentrent fortement sur les secteurs à risque (voir les rapports annuels de la CSST), 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 à risque 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 règlements adoptés 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 la fréquence des 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'emphase sur la prévention, elle rendait plus facile la déclaration d'accidents, entre autres par l'ouverture de bureaux régionaux⁴. De toute évidence, les accidents occasionnant une incapacité permanente sont des accidents graves qui ont été déclarés de la même façon avant et

3. 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.

4. De plus, d'aucuns prétendent que l'adoption en 1985 de la *Loi sur les accidents du travail et les maladies professionnelles*, qui a élargi la définition même d'un accident du travail, a également contribué à accroître les déclarations d'accidents.

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 à risque ou dans l'ensemble des industries. Les résultats ne diffèrent pas fortement de ceux publiés dans Lanoie (1992a).

DESCRIPTION DU CADRE THÉORIQUE ET DES DONNÉES

Cadre théorique

L'impact des interventions du gouvernement, en termes de santé et de 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. Par exemple, les firmes peuvent décider d'investir ou non dans des machines plus sécuritaires ou des équipements protecteurs pour les travailleurs, alors que ces derniers peuvent choisir de les porter ou non.

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 l'entreprise. 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 indemnisations aux victimes d'accident a deux effets opposés sur les incitatifs des travailleurs et des employeurs à faire attention aux risques encourus. La baisse du coût d'opportunité d'un accident pour les premiers les amènera, peut-être inconsciemment, à diminuer leurs efforts de prévention, les incitera à

déclarer des accidents mineurs qu'ils n'auraient peut-être pas déclarés autrement ou, dans un cas extrême, pourrait même les inciter à simuler un accident pour bénéficier de la générosité du régime. Par contre, 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 déterminant le risque d'accident, de la forme suivante (cette formulation reprend celle de Lanoie 1992a, elle-même inspirée de Viscusi 1986)⁵ :

$$(1) \text{ RISK}_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^5 \beta_k \cdot \text{SEM}_{ki,t-1} + \beta_6 \cdot \text{EXPERATE}_{i,t-1} \\ + \beta_7 \cdot \text{COMPENSATION}_{it} + \mu_i + \psi_t + \sum_{k=8}^{15} \beta_k \cdot x_{kit} \\ + \beta_{16} \cdot \text{RISK}_{i,t-1} + e_{it}$$

où RISK_{it} est une mesure du niveau de risque dans l'industrie i au temps t ($\text{RISK}_{i,t-1}$ est la valeur de RISK_{it} à la période précédente). SEM (« Safety-Enforcing Measures »), EXPERATE et COMPENSATION sont les variables d'intervention du gouvernement. Ce sont respectivement des mesures approximatives de l'ampleur des politiques préventives de la CSST (comme les inspections), de la générosité des indemnités 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 . Il s'agit ici de capturer des influences qui seraient propres à l'industrie, comme son risque intrinsèque, mais qui ne varieraient pas dans le temps. Pour sa part, ψ_t capte des influences qui changent à travers le temps (par exemple, le progrès technologique), 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 d'interventions ayant clairement, à la CSST, pour objectif de réduire les risques d'accident du travail, notre hypothèse de départ est que les coefficients qui leur sont associés seront négatifs.

Les données

Toutes les informations concernant la définition précise, les statistiques descriptives et les sources de nos variables sont fournies au tableau 1.

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

Comme nous l'avons souligné dans l'introduction, 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 une mesure des risques d'accidents du travail n'étant pas entachée par un effet de déclaration, la variable dépendante « incapacité permanente » a été rajoutée à celles de la fréquence des accidents et de leur gravité, comme mesure de risque. Comme dans Viscusi (1979, 1986), la fréquence des accidents ($FREQUENCY_{it}$) est définie par le nombre d'accidents par 100 travailleurs⁶. La gravité ($SEVERITY_{it}$) 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 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 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 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). À cet égard, on peut déjà constater que le tableau 1 ainsi que son analogue dans l'étude de Lanoie nous montrent que les moyennes de la fréquence et de la gravité des accidents sont plus grandes dans l'échantillon long que dans le court. Ceci peut nous laisser croire a priori que l'accroissement de la banque de données ne permettra pas de cerner d'impact plus fort de la réglementation sur les accidents du travail.

Ensuite, une autre série d'estimations sera effectuée en ne considérant que les 15 industries considérées les plus à risques 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

6. Cette fréquence est définie en termes de logarithme pour ne pas contraindre sa valeur à l'intervalle (0,1).

7. Les quinze industries à risque 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.

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				
$FREQUENCY_t$	$\text{LOG}[\text{RATE}_t/(1-\text{RATE}_t)]$ où RATE_t 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
$SEVERITY_t$	$\text{LOG}(\text{AWLit})$ où AWLit est le nombre moyen de jours de travail perdu par accident.	3,341 (29,109) ^e	0,238 (7,524)	CSST (1986a, 1989a)
$DISABILITY_t$	$\text{LOG}[\text{WPDR}_t/(1-\text{WPDR}_t)]$ où WPDR_t 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)				
$INFRACTION_{t,t-1}$	Nombre de pénalités imposées (pour infractions aux normes)/1000 employées à temps plein.	0,520	0,989	CSST (1988)
$INSPECTION_{t,t-1}$	Nombre total d'inspections ^b /1000 employés à temps plein.	12,815	14,524	Rapports annuels de la CSST et CSST (1986b)
$PREVENT_{t,t-1}$	Pourcentage des firmes ayant adopté un programme de prévention.	0,309	0,406	Rapports annuels de la CSST
$PROTECT_{t,t-1}$	Nombre de retraits préventifs/1000 employés à temps plein.	3,442	5,133	Même source que $INSPECTION_{t,t-1}$
$REFUSAL_{t,t-1}$	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				
$EXPERATE_{t,t-1}$	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)
$COMPENSATION_t$	Ratio de remplacement net des salaires en cas d'incapacité totale temporaire ^c = $(1 - T_t) \cdot 9W_{it}/(1 - T_t) W_{it} - C_t$ où : W_{it} = salaire ; T_t = taux moyen de taxation ; et C_t = dépenses reliées au travail.	0,935	0,025	STAT CAN 72-002 pour W_{it} , Guinon (1986) pour C_t et T_t , et données non publiées fournies par le ministère des Finances du Québec. Rapports annuels de la CSST pour revenu maximum imposable.

TABLEAU 1 (suite)

Variables	Définitions	Moyenne	Écart-type	Source statistique ^a
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'année 1983 est celle qui est omise)				
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 syndiqués.	0.393	0.208	STAT CAN 71-202, 71-202S

a. Pour plus d'informations sur les sources statistiques, voir Lanoie (1989).

b. 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.

c. La CSST offre 90 % de leur revenu aux employés victimes d'incapacité totale temporaire. Quand W_{it} est supérieur au revenu assurable maximum, c'est 90 % de ce revenu maximum qui est offert.

d. Le nombre entre parenthèses est la valeur moyenne de $RATE_{it}$.

e. Le nombre entre parenthèses est la valeur moyenne de AWL_{it} .

f. Le nombre entre parenthèses est la valeur moyenne de $WPDF_{it}$.

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 à risque. Une comparaison des coefficients estimés permettra d'évaluer les différences d'impact des politiques adoptées selon le risque de l'industrie.

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.) 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 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, est utilisé comme approximation de 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 l'étude de 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 socioéconomiques, 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

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

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 syndiqués ($UNION_{it}$: effet anticipé ambigu). 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.

LES RÉSULTATS

Le tableau 2 présente deux séries de 12 spécifications différentes (voir équation 1) des équations sur la fréquence de tous les accidents (spécifications (1) à (4)), leur gravité ((5) à (8)) et la fréquence des incapacités permanentes ((9) à (12)). La première est effectuée sur l'ensemble des 28 industries sélectionnées, et la suivante sur les 15 secteurs les plus à risque. Les différentes spécifications incluent et excluent les variables liées à la générosité des indemnités 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 des politiques préventives. Les tableaux rapportent les coefficients estimés des différentes variables explicatives et leur statistique T (entre parenthèses) qui indique s'ils sont statistiquement significatifs. Dans l'interprétation des résultats, nous nous concentrons sur les variables d'intervention de la CSST.

Comparaison avec les résultats précédents

Commençons par comparer les résultats des estimations publiés dans Lanoie (1992a) à ceux obtenus pour les mêmes spécifications avec la banque de données prolongée⁹, que l'on retrouve dans les huit premières colonnes de la partie 2.1 du tableau 2. Que ce soit pour la variable

9. Suivant la méthode de Godfrey (1978), Lanoie (1992a) avait procédé à des tests visant à détecter des problèmes d'autocorrélation des termes d'erreur 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 gravité 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 : 616-25).

TABLEAU 2
Estimations des équations^a de RISK par moindres carrés généralisés (méthode de Kmenta 1986), coefficients (t-statistiques)

Variables dépendantes	FREQUENCY _{it}				SEVERITY _{it}				DISABILITY _{it}			
	(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 (0.37)	-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)	-0.013 (-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)	0.005** (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)
UNION _{it}	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)	0.501** (2.84)	0.395** (2.78)	0.501** (3.37)	0.473** (3.32)
FEMALE _{it}	-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 (1.44)	0.114 (1.64)	-2.217** (-8.94)	-2.217** (-8.65)	-2.092** (-8.61)	-2.100** (-8.65)
HOURS _{it}	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)
MACHLAB _{it}	-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)	0.356 (0.22)	0.104 (0.03)	0.356 (0.74)	0.253 (0.55)
SIZE _{it}	-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 (-0.99)	-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)	0.288** (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 % (test bilatéral). * Significatif à un niveau de confiance de 10 % (test bilatéral).

TABLEAU 2 (suite)
 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 dépendantes	FREQUENCY _{it}			SEVERITY _{it}			DISABILITY _{it}					
	(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 (0,31)	0,006 (0,38)	0,005 (0,35)	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)	-0,059 (-1,01)	-0,059 (-0,89)	-0,052 (-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)		
AGE2 _{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)
UNION _{it}	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 (-0,58)	-0,058 (-1,24)	0,236 (1,15)	0,212 (1,27)	0,208 (1,14)	0,231 (1,25)
FEMALE _{it}	-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)
HOURS _{it}	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)
MACHLAB _{it}	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)
SIZE _{it}	-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% (test bilatéral). * Significatif à un niveau de confiance de 10% (test bilatéral).

FREQUENCY ou *SEVERITY*, les mesures préventives dont le coefficient estimé est statistiquement significatif demeurent les mêmes que dans Lanoie (1992a), ainsi que le signe de leur coefficient. 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, mais ce, uniquement dans l'équation décrivant la fréquence des accidents¹⁰. Ceci indique que les inspections ont un effet à la baisse sur la fréquence des accidents. Plus précisément, le coefficient associé à cette variable montre qu'une augmentation de 1 % du taux d'inspection engendre une diminution à long terme de 0.04 à 0.05 % de la fréquence des accidents, ce qui est semblable à l'impact obtenu dans l'étude de Lanoie (1992a). Les autres coefficients sont tous non significatifs, sauf celui de la variable mesurant le nombre de programmes de prévention (*PREVENT*), dans l'équation de la fréquence, et ceux du taux d'inspection (*INSPECTION*) et du nombre de retraits préventifs (*PROTECT*) dans l'équation de 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, ces variables n'ont toujours pas le comportement attendu.

Il faut donc retenir que, parmi les politiques de prévention, seules les inspections semblent avoir l'impact souhaité sur l'incidence des accidents. Il n'est toujours pas possible de détecter un effet statistiquement significatif des mesures innovatrices mises de l'avant par la CSST (droit de refus, programme de prévention) sur les accidents. Ce résultat est le même que dans l'étude précédente. Ceci est quelque peu surprenant car on aurait pu s'attendre à ce que, après un certain nombre d'années, ces nouvelles mesures soient mieux connues et intégrées dans le comportement des agents économiques. Il semble donc que l'approche de la carotte et du bâton, les inspections et les menaces qui y sont rattachées (possibilité d'amendes, etc.), soit encore une formule adéquate.

De plus, les coefficients des autres variables d'intervention (*EXPERATE*, *COMPENSATION*) deviennent significatifs dans l'équation de la fréquence, alors qu'ils ne l'étaient pas dans l'étude de Lanoie (1992a). 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 % de niveau de confiance). En

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

termes d'élasticité, une augmentation de 1 % 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 % 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 (*COMPENSATION*) reste positif et devient significatif à 5 %¹¹ dans l'équation de la fréquence, ce qui indique que plus les indemnités de la CSST sont généreuses, plus la fréquence des accidents est élevée. Rappelons que, tel que discuté dans le cadre théorique, une augmentation de la générosité de la CSST amène les travailleurs à déclarer davantage d'accidents, alors que les employeurs sont plutôt incités à investir davantage en SST, ce qui aurait pour effet de diminuer les déclarations d'accidents. Nos résultats impliquent que l'effet du côté des travailleurs prédomine. Ce résultat est semblable à ce que l'on retrouve dans les études américaines, mais la valeur du coefficient a plus que quadruplé par rapport aux résultats obtenus dans Lanoie (1992a). L'impact, mesuré en termes d'élasticité, d'une augmentation de 1 % du ratio de remplacement des salaires, sur la fréquence des accidents a fortement augmenté, passant d'une croissance engendrée de 0.31 à 0.45 %, pour l'étude de Lanoie (1992a), à une influence allant jusqu'à 2.38 % dans la présente étude. L'impact est beaucoup plus élevé que ce qu'obtiennent les études se concentrant uniquement sur la relation entre la générosité des 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 gravité des accidents devient significatif à 10 % (ce qui n'était pas le cas dans Lanoie, 1992a). Il est donc possible, qu'avec le temps, les travailleurs 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 montré 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, indiquant que les secteurs à risque tendent à le demeurer. Son impact, dans l'équation sur la fréquence, reste sensiblement le même que dans l'étude de Lanoie (1992a), alors qu'il augmente dans

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

l'équation sur la gravité. Les plus gros changements observés se retrouvent dans l'ensemble des variables socioéconomiques 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 % 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 sociodémographiques. Pour les équations sur la gravité des accidents, l'ensemble des variables socioéconomiques 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 instruits, et avec un plus grand nombre d'employés par établissement, ont moins d'accidents¹². 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).

Analyse des secteurs à risque

Mais ces relations se maintiennent-elles lorsque l'on s'intéresse uniquement aux industries les plus à risque 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 pour 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 % du taux d'inspection sur la diminution de la fréquence des accidents a cependant augmenté, par rapport à l'ensemble

12. Ce dernier résultat semble indiquer que les grandes entreprises peuvent jouir d'économies d'échelle dans leurs investissements en santé-sécurité du travail. Ceci permet aux grandes entreprises d'investir davantage et d'afficher de meilleurs résultats au niveau de l'incidence de leurs accidents.

des industries, à 0.11 ou 0.12 % 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 à risque.

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 % (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 (*COMPENSATION*) devient négative et presque significative, alors qu'elle était positive pour l'ensemble des secteurs.

Ces résultats, combinés à ceux discutés précédemment concernant les variables *EXPERATE* et *COMPENSATION* dans l'équation de la fréquence, donnent un portrait différent de ce que l'on a retrouvé pour l'ensemble des secteurs. En effet, le régime mérite-démérite semble avoir un impact plus prononcé dans les secteurs à risque, alors qu'une augmentation de la générosité des indemnisations n'est pas associée avec une augmentation de l'incidence des accidents contrairement à ce que l'on pouvait observer pour l'ensemble des secteurs.

Nous ne croyons que deux raisons (ou une combinaison des deux) peuvent expliquer ces différences. 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 les moins à risque que dans les secteurs les plus à risque ce qui, à notre connaissance, serait un nouveau résultat dans la littérature. Il est toutefois difficile d'obtenir des 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 gravité 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 gravité 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 socioéconomiques 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 gravité 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.

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 pour l'ensemble des industries ou pour les quinze industries les plus à risque. 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. Curington (1986) présente également des résultats qui vont dans ce sens ; il indique quelles sont les catégories d'accident davantage susceptibles d'être contrôlés par la réglementation (entre autres, par des normes d'équipement), et les lésions avec incapacité permanente n'en font pas partie (voir également Lanoie 1992b).

De la même façon, parmi les autres variables d'intervention de 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 % 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. Ce résultat suggère de plus qu'une augmentation de la générosité des indemnisations n'incite pas les travailleurs à prendre des actions qui pourraient résulter en une incapacité permanente, ce qui semble raisonnable.

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. Tel qu'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 à risque. 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.

CONCLUSION

Le présent article a approfondi l'analyse de l'effet des différentes mesures préventives et des autres interventions (indemnisation et régime

mérite-démérite) de la CSST, sur les risques d'accident du travail, effectuée dans l'étude de 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 à risque 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 données 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 à risque, 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 sujet des implications de ces résultats en termes de politiques économiques, il faut d'abord souligner que les inspections semblent constituer la mesure préventive de la CSST la plus efficace. C'était le cas lors de notre étude précédente et cela reste vrai. De même, toute la panoplie de mesures avant-gardistes mises de l'avant par la CSST ne semble pas décoller ou, à tout le moins, leur impact n'est pas suffisamment important pour qu'il puisse être détecté par le genre d'analyse que nous avons proposée. En fait, dans le but de réduire l'incidence des accidents, nos résultats montrent qu'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.

De plus, la générosité des indemnités de la CSST semble inciter les travailleurs, pour de multiples raisons, à déclarer plus d'accidents. Pour la première fois, nos résultats montrent que c'est davantage le cas dans les secteurs les moins à risque que dans les autres. La théorie de l'assurance nous montre qu'il y a toujours un équilibre à sauvegarder entre le niveau

de couverture offert et l'apparition de comportements abusifs. Sommes-nous prêts à tolérer une augmentation des déclarations pour assurer une meilleure indemnisation aux travailleurs accidentés ? Nos résultats nous amènent à poser cette question. La générosité de la CSST pourrait être à repenser. De même que l'accès au régime d'indemnisation pourrait faire l'objet de plus de contrôle. Plusieurs provinces canadiennes ont d'ailleurs récemment réduit la générosité de leur régime d'indemnité en cas d'accident du travail.

■ BIBLIOGRAPHIE

- BUSE, A. 1973. « Goodness of Fit in Generalized Least Squares Estimation ». *American Statistician*, vol. 27, n° 3, 106-108.
- CSST. *Annual Reports 1981 to 1987*. Montréal : gouvernement du Québec.
- CSST. 1986a. *Statistiques sur les lésions professionnelles 1980-1984, 1979-1983, 1978-1982*. Montréal : gouvernement du Québec, DC 300-242.
- CSST. 1986b. *Statistiques selon le secteur d'activité économique prioritaire*. Non publié. Québec : gouvernement du Québec.
- CSST. 1988. *Statistiques sur les avis d'infraction et les poursuites*. Non publié. Québec : gouvernement du Québec.
- CSST. 1989a. *Analyse de l'évolution de la fréquence et de la gravité des lésions professionnelles (1985-1986) et (1986-1987)*. Non publié. Québec : gouvernement du Québec.
- CSST. 1989b. *Table de correspondance entre la structure des unités de classification 1983-1987 et la classification des activités économiques du Québec*. Québec : gouvernement du Québec.
- CURINGTON, W.P. 1986. « Safety and Workplace Injuries ». *Southern Economic Journal*, vol. 53, n° 1, 51-72.
- FORTIN, B. et P. LANOIE. 1992. « Substitution between Unemployment Insurance and Workers' Compensation : An Analysis Applied to the Risk of Workplace Accidents ». *Journal of Public Economics*, vol. 49, 287-312.
- GODFREY, L.G. 1978. « Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables ». *Econometrica*, vol. 46, n° 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*, vol. 19, n° 3, 283-305.
- GUINDON, D. 1986. « L'évolution du chômage structurel au Québec : un nouveau coup d'œil ». Mimeo. Québec : ministère des Finances.
- JOHNSON, W.G. et J. ONDRICH. 1990. « The Duration of Post-Injury Absences From Work ». *Review of Economics and Statistics*, vol. 72, 578-586.
- KMENTA, J. 1986. *Elements of Econometrics*. 2^e édition. New York : Macmillan.
- KRUEGER, A.B. 1990. « Incentive Effects of Workers' Compensation Insurance ». *Journal of Public Economics*, vol. 41, n° 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 n° 4189. Montréal : Center of Research and Development in Economics (CRDE), University of Montréal.
- LANOIE, P. 1990. « The Case of Risk Premia for Risky Jobs Revisited ». *Economics Letters*, vol. 32, n° 2, 181-185.
- LANOIE, P. 1991. « Occupational Safety and Health : A Problem of Double or Single Moral Hazard ». *Journal of Risk and Insurance*, vol. 58, n° 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*, vol. 27, n° 4, 643-660.
- LANOIE, P. 1992b. « Safety Regulation and the Risk of Workplace Accidents ». *Southern Economic Journal*, vol. 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*, vol. 10, n° 1, 117-40.
- VISCUSI, W.K. 1986. « The Impact of Occupational Safety and Health Regulation, 1973-1983 ». *Rand Journal of Economics*, vol. 17, n° 4, 567-580.
- VISCUSI, W.K. et M.J. MOORE. 1990. *Compensation Mechanisms for Job Risks, Wages, Workers' Compensation and Product Liability*. Princeton : Princeton University Press.

SUMMARY

The Impact of Workplace Health and Safety Policies on Accident Risk in Quebec: New Results

In Quebec, policies regarding health and safety in the workplace, administered by the CSST (Commission de la santé et de la sécurité du travail), are among the most progressive in North America. As in other Canadian provinces, the government acts as an insurer, paying compensation to injured workers and receiving insurance fees from firms, adjusted for past accidents by an experience rating system. In addition, five innovative prevention programs have been created in Quebec in order to protect workers against unsafe working conditions.

Since the adoption of workplace safety and health policies, many econometric studies have tried to evaluate their impact on accident risk in

the workplace. Economists have usually used the frequency or duration of accidents to approximate the risk of accident as a dependent variable, and have used proxies of the application of some policies (usually the inspections of workplaces for conformity) as independent variables. In North America, studies using aggregate data have shown few, if any, significant impact of safety programs on the frequency or duration of accidents; however, studies using data at the firm level have led to more positive results, detecting effects of inspections on inspected firms.

In Canada, this type of study has only been conducted once, by Lanoie (1992a), with Quebec data at the industry level for 28 different sectors on a sample for the period 1983–1987. It explained the frequency and severity of accidents with variables measuring each of the policies adopted by the CSST in 1980, and with control variables including socioeconomic characteristics of workers for each industry. It was the first study to take account of all the government health and safety measures at the same time (compensation, experience rating and prevention). But the only significant result obtained was a minor impact of inspections on frequency and severity of workplace accidents.

The present paper extends Lanoie's (1992a) study in three ways. First, extending the previous sample of 1983–87 to 1983–90, enables us to evaluate if these relatively new policies have been more effective in recent years, showing an adaptation of firms and workers' behaviour to the new regulations (1980). Second, by adding permanent disabilities as a new dependent variable, we can evaluate the specific impact of each safety policy on the frequency of the most expensive injuries for society. And, finally, by reestimating the same relations in the 15 most risky industries only, we can analyze the specific impact of these policies in most risky industries in which safety efforts of the CSST have been concentrated.

To estimate these relations, we drew upon on a theoretical model inspired by Viscusi (1986) in which the risk of accident is influenced by workers and firms. An intensification of prevention policies or interventions may reduce the risk of accident because of the increased opportunity cost of accidents for firms. But the risk may be unaffected if firms are already taking care of workplace safety or if, at the same time, the workers' environment appears so safe to them that they reduce their own protection efforts.

Three particular aspects of our results must be stressed. First, by extending the sample to 1983–90, we did not detect more important effects of preventive measures on accident risk. However, the experience rating mechanism, and the change of generosity in compensation now have a significant impact on frequencies of accidents. Second, when we compare the effects of the CSST policies on all industries to their effects on the most

risky industries, we find that inspections have more impact on accident risk in risky industries. That result is consistent with those obtained by Gray and Scholz (1990). Finally, the study of permanent disabilities shows that neither preventive measures nor other interventions have any major effect on the frequency of this type of accident. In fact, accidents of this category are usually fortuitous and may be hard to prevent altogether.

In terms of social policy, these results imply, as in the previous paper, that inspections appear to be the most effective preventive policy adopted by the CSST, while the other more innovative ones do not seem to have any significant impact on accident risk. Moreover, in order to reduce the incidence of workplace accidents, our results show that emphasizing the experience rating system, as well as targeting inspections in risky industries, may be helpful.

Finally, the generosity of the compensation paid by the CSST to workers seems to induce them to report more injuries. For the first time, our results show that this behaviour is more prevalent in less risky industries. We therefore believe that the CSST could reevaluate the level of its compensation and its control of workers' access to the compensation system.