Université de Montréal

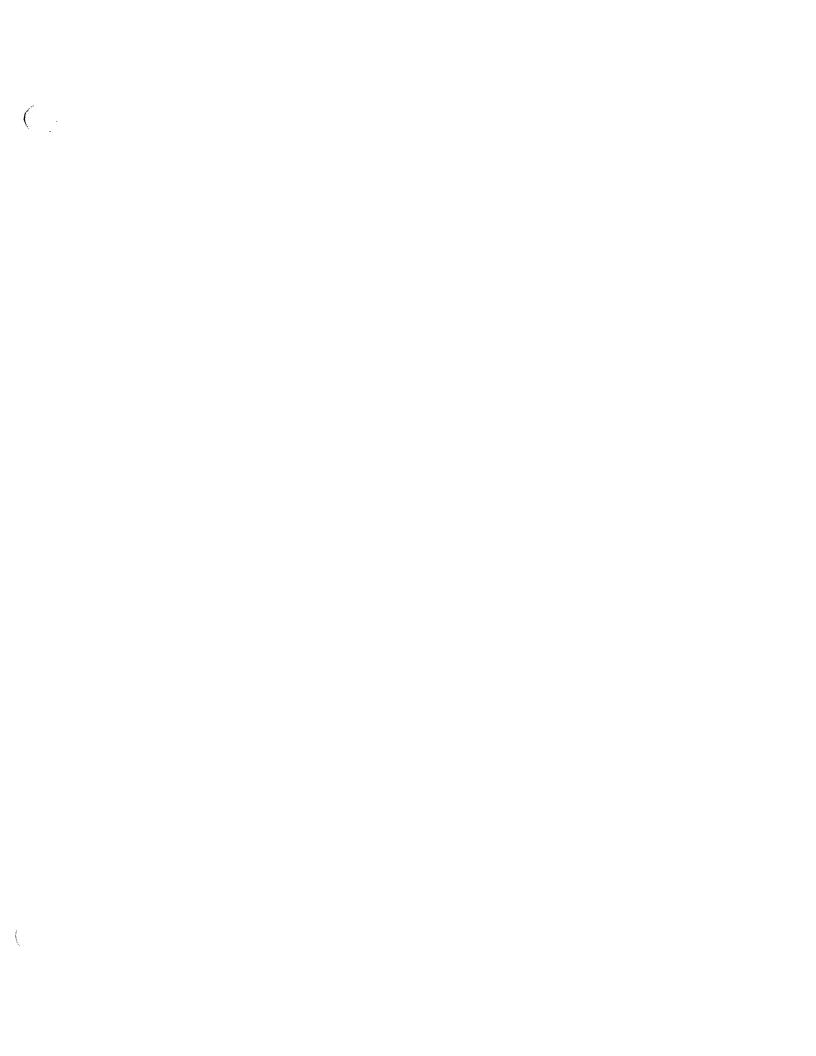
ANALYSE DES DÉTERMINANTS DES RISQUES D'ACCIDENTS DE TRAVAIL

Présenté par: Martine Marleau

jantre de u

SEP '933

Rapport de recherche présenté au département de sciences économiques en vue de l'obtention du grade de maître ès sciences (M.Sc.) en sciences économiques



REMERCIEMENTS

Je remercie Monsieur Thomas Lemieux qui par ses interrogations, ses critiques et ses précieux conseils, m'a incité à me questionner plus profondément et à élargir davantage ma propre J'aimerais également exprimer réflexion. plus reconnaissance à Monsieur François Vaillancourt pour sa patience, son encadrement et surtout son encouragement tout au long de la dernière année.

SOMMAIRE

La pertinence de cette étude s'explique par les coûts monétaires et sociaux associés aux accidents du travail. Afin de concentrer les efforts et les énergies aux meilleurs endroits, il est intéressant d'étudier les caractéristiques des victimes d'accidents de travail et de voir si quelques unes se démarquent plus que d'autres.

Ceci est rendu possible grâce à l'Enquête Sociale Générale de 1987. En effet, le thème de cette dernière concerne les risques personnels d'accidents ou d'autres actes criminels. À l'aide d'un modèle probit, il est permis de graduer l'influence de certaines variables sur la probabilité d'avoir un accident de travail. Les variables analysées sont le sexe, l'âge, l'éducation, le statut marital, la taille du ménage, le risque intrinsèque à chaque occupation, le nombre de semaines travaillées, la consommation d'alcool, la perception du risque, l'aversion face au risque, le nombre d'accidents de véhicule récréatif, sportifs, de bicyclette et de voiture.

Les résultats s'avèrent très concluants. Les travailleurs éduqués, de sexe féminin, mariés, âgés de 45 ans et plus, ne consommant pas d'alcool et ayant expérimenté peu d'accidents à l'extérieur de leur emploi semblent les moins susceptibles d'être victimes d'accidents de travail. Ceci nous permet de croire qu'il est possible de réduire les accidents de travail sans que cela ne nécessite une quantité appréciable de ressources.

TABLE DES MATIÈRES

Introdu	$\mathtt{ction}.\ldots$
1.0 Revu	ue de la littérature
1.1	Age4
1.2	Expérience
1.3	Sexe6
1.4	Heures supplémentaires
1.5	Drogues et alcool8
1.6	Personnalité9
1.7	Aversion et perception du risque10
1.8	Syndicalisation12
1.9	Secteur d'activité
1.10	Réglementation et présence de paiements compensatoires.15
2.0 Méth	nodologie21
2.1	Cadre d'analyse22
2.1.1	111111111111111111111111111111111111111
2.1.2	Choix du modèle25
2.2	Provenance des données26
2.2.1	Rapport d'enquête26
2.2.2	Variables disponibles27
2.2.3	Spécification des modèles estimés30
2.3	Résultats anticipés31
3.0 Anal	yse des résultats34
3.1 P	remier groupe de modèles probit

3.2 Deuxième groupe de modèles probit42
3.3 Troisième groupe de modèles probit45
3.4 Quatrième groupe de modèles probit50
Conclusion55
Annexe57
Bibliographie67

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	1:	Résumé des études présentées dans la revue de la littérature19-20
Tableau	2:	Fréquences des accidents de travail3
Tableau	3:	Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail: Premier groupe de modèles probit38
Tableau ·	4:	Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail: Deuxième groupe de modèles probit43-44
Tableau !		Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail: Troisième groupe de modèles probit.46-47
Tableau 6		Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail: Quatrième groupe de modèles probit.51-52
Tableau 7		Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail: Groupe de modèles probit incluant les occupations58
Tableau 8	(Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail, Coefficients bruts et moyennes des variables: Premier groupe de modèles probit59
ableau 9	(Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail, Coefficients bruts et moyennes des variables: Deuxième groupe de modèles probit60-61

Tableau	10:	Déterminants de la probabilité d'avoir un accident
		de travail, Coefficients bruts et moyennes des
		variables: Troisième groupe de modèles probit.62-63
Tableau	11:	Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail, Coefficients bruts et moyennes des
		variables: Quatrième groupe de modèles probit.64-65
Tableau	12:	Déterminants de la probabilité d'avoir un accident de travail, Coefficients bruts et moyennes des variables: Groupe de modèles probit incluant les occupations

Introduction

Les accidents de travail préoccupent depuis déjà longtemps les employeurs, les travailleurs, les différents paliers gouvernement, les chercheurs et plusieurs autres groupes de gens. C'est que les accidents de travail, en plus d'entraîner des coûts monétaires, engendrent aussi des coûts sociaux. En effet, écarter momentanément des travailleurs expérimentés du marché du travail, nuit tout autant à ces derniers qu'à l'activité économique. Les dirigeants des entreprises étant souvent réticents à embaucher une personne qui a été tenue à l'écart du milieu du travail pour une certaine période. Comme le rapporte Rohan et Brody: "S'il est pratiquement impossible d'exprimer en valeurs numériques souffrance humaine, le décès, l'invalidité permanente et la perte du statut professionnel et social, les dépenses directes et le coût indirect des lésions professionnelles peuvent, par illustrer en partie l'ampleur de la charge socio-économique."

C'est dans cette optique qu'il semblait intéressant d'essayer d'identifier les déterminants des risques d'accidents de travail. S'il devient possible de cerner les caractéristiques propres aux victimes d'accidents les efforts pourront être concentrés aux meilleurs endroits. La prévention sera plus efficace et les énergies mieux canalisées. Ainsi, à l'aide des données de l'Enquête Sociale Générale de 1987, qui a pour thème les risques personnels d'accidents ou d'actes criminels, il devient possible de vérifier l'effet de certaines variables sur la probabilité d'avoir un accident de travail.

Ce rapport de recherche est divisé en trois grands chapitres. Le premier constitue une revue de la littérature. Cette dernière contient elle-même 10 parties, chacune étant associée à un thème. Les effets de l'âge, de l'expérience, du sexe, des heures supplémentaires, des drogues et de l'alcool, de la personnalité, de

l'aversion et de la perception du risque, de la syndicalisation, du secteur d'activité, de la réglementation et des paiements compensatoires seront tour à tour exposés.

Le deuxième chapitre présente la méthodologie utilisée tout au cours de l'étude. Il y est discuté du cadre d'analyse (choix des variables et du modèle), de la provenance des données (rapport d'enquête, variables disponibles et spécification des modèles estimés), et des résultats anticipés.

Le dernier chapitre présente et analyse les résultats obtenus. Il comprend 4 parties, chacune d'elles correspondant à un groupe de modèles. La première catégorie s'attarde aux caractéristiques personnelles. La deuxième ajoute, à ces variables, le risque intrinsèque et le nombre de semaines travaillées. La troisième contient les variables précédentes en plus de la perception, de l'aversion face au risque et des expériences avec les blessures. Enfin, l'effet de la consommation d'alcool, et d'être un travailleur autonome ou non sera regardé, en plus de l'influence des variables précédentes, dans la dernière catégorie de modèles.



La revue de la littérature qui suit s'intéresse aux études, concernant les accidents de travail, ayant traité des facteurs propres aux individus. Il y est discuté, à tour de rôle, des effets de l'âge, de l'expérience, du sexe, des heures supplémentaires, de la consommation de drogues et d'alcool, de la personnalité, de l'aversion et de la perception du risque sur le nombre d'accidents de travail. De plus, certains autres facteurs pertinents à l'analyse comme la présence d'un syndicat, le secteur d'activité de l'entreprise et la réglementation en place sont considérés. Le tableau 1 fait la synthèse des différents auteurs ainsi que des résultats de leurs études.

1.1 AGE

La majorité des articles consultés s'entendent sur un premier point: la probabilité d'avoir un accident de travail diminue avec l'âge. Évidemment, ce phénomène peut provenir du fait que plus un travailleur est âgé, plus il a d'expérience, et donc plus il est conscient des dangers associés à son travail. C'est ainsi que plusieurs études confirment que les accidents de travail se concentrent surtout chez les moins de trente-cinq ans. Comme le note Mercier (1982): "Trois mécanismes se côtoient: le décès, l'accident et le chômage. L'un ou l'autre devrait éliminer progressivement du marché du travail, des secteurs économiques les plus dangereux et/ou des postes de travail les plus difficiles les travailleurs à mesure qu'ils avancent en âge, et ainsi, placer au poste et dans les secteurs les plus dangereux, les travailleurs les plus jeunes."

Il semble qu'à l'autre bout de la distribution (chez les plus âgés), le nombre d'accidents tend à croître de nouveau. Une distinction doit toutefois être apportée: chez les jeunes travailleurs le nombre d'accidents est plus élevé, tandis que chez

les travailleurs âgés de 55 ans et plus, c'est la gravité des accidents qui est supérieure à la moyenne. Dagenais (1973), fait ressortir la tendance des jeunes travailleurs à avoir plus d'accidents du travail. En effet, selon cette étude, 11.1% des travailleurs entre 22 et 26 ans n'auraient jamais eu d'accident de travail, durant ces 5 années, comparativement à 18.2% pour les travailleurs de 40 à 45 ans, durant cette période. Cette étude ne permet cependant pas de vérifier que la gravité des accidents est supérieure chez les travailleurs plus âgés. conclusions datent de 1968-1969, certaines études plus récentes trouvent des résultats similaires (Martin, 1991). Malgré tout, on remarque quelques exceptions comme la thèse de Scott (1988) qui conclue la sorte: "The final hypothesis revealed statistically significant difference between the accident rates of younger and older workers." Bien que ceci semble contre-intuitif, il est primordial de noter que cette étude ne s'intéressait qu'aux travailleurs des mines de cuivre.

Une autre étude plus générale soutient les mêmes conclusions mais cette fois en contrôlant pour la variable associée au risque objectif. En effet, selon Hansen (1989): "An analysis of partial correlations would suggest that neither age nor job experience is related to accidents, but that these relationships are modified by accident risk. When the risk variable is controlled the age and experience effects disapear. " L'auteur obtient, lorsque la variable associée au risque est omise, un coefficient de corrélation entre l'âge et la probabilité d'accidents de 0,418 et un coefficient de corrélation entre l'âge et le nombre d'accidents de 0,102, ce qui semble indiquer que plus un travailleur est âgé plus il a tendance à avoir des accidents de travail. Cependant, lorsqu'il contrôle pour le risque, le coefficient de corrélation entre l'âge et le nombre d'accidents devient non-significatif. Après avoir considéré la corrélation qui pourrait exister entre l'âge et les accidents de travail, il serait maintenant intéressant de s'attarder aux effets de l'expérience sur la probabilité d'accidents de travail.

1.2 EXPÉRIENCE

Dans ce type d'étude, l'analyse de l'effet de la variable expérience doit être faite avec beaucoup de précaution puisqu'elle est en étroite relation avec la variable âge. Suite à ce contrôle, le résultat anticipé se vérifie: plus les gens ont de l'expérience, moins il est probable qu'ils aient des accidents des travail. En effet, Herbert (1979) a obtenu un coefficient de 0.37 (significatif pour l'effet des nouveaux employés dans une firme sur le nombre d'accidents de travail. Cependant, l'auteur insiste sur le fait que ce résultat peu varier grandement d'un type d'industrie à un autre. Il souligne donc que le nombre de nouveaux employés aura un effet considérable sur le nombre d'accidents de travail dans une industrie tout en ayant aucun impact dans une autre. Malgré que ces conclusions semblent justes et intuitives, elles sont quand même remises en question par d'autres études, telle celle de Hansen (1989) qui soutient qu'en contrôlant pour l'âge ou encore pour le risque d'accident, il n'existe aucune relation significative entre l'expérience et le nombre d'accidents reliés à un emploi précis.

1.3 SEXE

Peu de littérature, concernant les accidents de travail, relie la variable "ŝexe" à la probabilité d'être victime d'un tel incident. Les études qui traitent d'un tel sujet tendent toutes à identifier le fait d'être un homme à une plus grande probabilité d'avoir un accident de travail. Toutefois, il est important d'être conscient du biais sous-jacent à de telles conclusions. Toujours selon Mercier (1982): "La division sexuelle du travail induit une triple conséquence pour la force de travail féminine: variation de l'intégration dans la production en fonction de la conjoncture économique, variation en fonction des périodes de reproduction

biologique, et finalement, particularité de la distribution des femmes dans la division du travail. (...) Le capitalisme leur a ainsi réservé, dans la production, un rôle étroitement lié à leurs fonctions sociales, les concentrant majoritairement dans des secteurs économiques peu dangereux, ou le cas échéant, à des postes de travail bien que de type manuel, où le danger est inférieur à celui des hommes." Les postes les plus dangereux étant donc majoritairement attribués aux travailleurs masculins, il est très délicat d'inclure, dans une régression du nombre d'accidents de travail, une variable "sexe". Malgré tout, on peut contrôler pour l'environnement en choisissant des hommes et des femmes qui effectuent le même travail. Dans cette perspective, une étude de Martin (1991) soutient que le fait d'être une femme est relié à une probabilité plus faible d'avoir un accident de travail.

1.4 HEURES SUPPLEMENTAIRES

Le nombre d'heures supplémentaires peut aussi être identifié comme un facteur expliquant les accidents du travail. Dans leur article, Rhodes et Schuster (1985)associent le supplémentaire à une plus grande fatigue et donc à une plus grande probabilité d'avoir un accident suite à une négligence quelconque. Les résultats de cette étude sont en accord avec ceux de Smith (1973). Ce dernier a trouvé qu'un changement dans le nombre d'heures supplémentaires aura un impact plus grand probabilité d'être blessé que d'autres variables telles la technologie, la grosseur de la firme, le pourcentage travailleurs manuels et le nombre de nouveaux employés. (1979) a obtenu des résultats similaires dans sa régression du nombre d'accidents de travail sur la quantité d'heures supplémentaires. Pour ce faire, il a bâti un index des heures supplémentaires en divisant le nombre moyen d'heures travaillées quotidiennement par les victimes par huit.

Malgré le fait que ces résultats semblent concluants, une critique de leur pertinence a été soulevée. En effet, Powell et al (1972) soutiennent que le nombre d'accidents de travail et les heures supplémentaires sont reliés positivement mais non pour les raisons mentionnées précédemment. En effet, la relation entre les heures supplémentaires et les accidents de travail serait positive simplement parce que le travailleur augmente son temps d'exposition aux accidents.

Une dernière étude, Dagenais (1973), s'écarte complètement des autres en trouvant que les employés qui ont tendance à avoir le plus d'accidents, font légèrement moins d'heures supplémentaires que les autres. L'explication est la suivante: Dagenais ne contrôle pas pour l'âge. C'est ainsi que les jeunes étant plus propices aux accidents du travail et moins incités à faire des heures supplémentaires engendrent une relation négative entre les heures supplémentaires et les accidents du travail.

1.5 DROGUES ET ALCOOL

La consommation de drogues et d'alcool a aussi été reliée à la probabilité d'avoir un accident de travail dans quelques études. Altayeb (1990) soutient que les travailleurs qui consomment des drogues ou de l'alcool ont une plus grande probabilité que les autres d'être impliqués dans un accident de travail. Cette affirmation peut être juxtaposée au fait que les entreprises avec un taux élevé d'accidents du travail ont connu une réduction de 43% dans leur nombre d'accidents suite à l'instauration d'un test antidopage. On peut donc en déduire qu'une baisse dans l'utilisation de telles substances diminue les accidents de travail.

1.6 PERSONNALITÉ

La personnalité de l'individu comme cause d'accidents de travail a aussi fait couler beaucoup d'encre. Le fait que certaines personnes soient plus susceptibles d'être des victimes à cause de leurs caractéristiques personnelles intéresse plusieurs chercheurs. Une des premières études sur le sujet est celle de Greenwood et Woods (1919). Ces auteurs soulèvent la possibilité que les hommes aient une tendance initíale inégale à avoir des accidents. Ce phénomène a amené la naissance du concept d'accidentabilité. L'accidentabilité inclue tous les facteurs de la personnalité, mais exclue tous les aspects physiques tels la santé ou l'âge. définition de Dagenais est la suivante: "Le phénomène l'accidentabilité se réfère à l'existence d'un ou de plusieurs traits de personnalité stables chez l'individu qui le prédisposent à un taux d'accident relativement élevé, alors que la tendance à avoir des accidents est un terme plus large qui englobe les différents facteurs reliés directement ou indirectement accidents." La théorie de la susceptibilité initiale inégale avance donc que deux personnes soumises à des dangers identiques n'ont pas des chances égales d'avoir un accident.

A la suite de Greenwood et Woods, plusieurs chercheurs tels Newbold, Farmer, Chambers, Yule et Vernon tentent de poursuivre l'analyse et de distinguer la contribution relative des tendances personnelles des conditions de travail dans l'avènement d'accidents. Ces recherches ont amené certains de ces auteurs à ce demander si un individu ayant un taux élevé d'accident dans une situation particulière aura un taux élevé d'accident dans d'autres situations.

Évidemment, ces concepts d'accidentabilité soulèvent de l'incrédulité chez plusieurs. La validité des données et du contexte dans lequel se déroulent les expériences sont critiqués. Pérusse (1982) souligne que "puisqu'il n'est pas possible de différencier entre la susceptibilité personnelle et la susceptibilité situationnelle lors de comparaisons entre modèles statistiques et accidents observés (...) l'utilité pratique des résultats d'une telle approche n'est que passable et son utilité à fournir des suggestions préventives est pauvre."

De plus, des critiques ont été soulevées à l'effet que la difficulté fondamentale de ces études est qu'elles utilisent le nombre d'accidents subis par travailleurs comme critère de prédisposition et qu'un tel critère n'utilise que les accidents déclarés et enregistrés. D'autres théories du même genre (théorie de la motivation inconsciente, théorie de l'adaptation au stress et "vigilance de liberté des buts" et théorie de l'information) sont étudiées en détails dans le volume de Trudel et Larouche (1989). Elles ne sont pas détaillées dans cette revue de la littérature sur les risques d'accidents du travail puisqu'elles s'écartent du cadre d'analyse de l'étude.

1.7 AVERSION ET PERCEPTION DU RISQUE

Le sujet le plus traité et le plus populaire parmi les économistes semble être la perception et le degré d'aversion face au risque. Le degré de risque est très subjectif et chaque personne le percevra d'une façon différente dans une situation bien précise. Il existe un lien évident entre la prise de risque, les situations dangereuses et les accidents de travail. Le travailleur choisit un emploi en fonction de l'utilité qu'il retire de son salaire versus son aversion face au risque. Sider (1985) insiste sur le fait que "An analysis of the firm's optimization process shows that work-related accident carry an implicit price that is defined by the relationship between wages and risk. (...) The incidence of work-related accidents can indeed be considered an economic phenomenon

responsive to traditional incentives. It can not be concluded however, that markets for risk are efficient. To the degree that workers misperceive risk, firms will be reacting to improper signals and market solutions may not be optimal."

Selon Biddle et Zarkin (1988), les firmes et les employés échangent des ensembles "salaire- risque" dans un marché implicite. La fonction d'utilité du travailleur représente l'augmentation de salaire nécessaire pour que le travailleur décide de prendre plus de risque. L'individu joue un peu à la loterie et tente d'obtenir le salaire le plus élevé tout en étant conscient qu'il courra un danger plus grand d'être blessé. Les coefficients estimés par Biddle et Zarkin indiquent que les noirs demandent une plus petite compensation que les blancs pour un accroissement des risques associés au travail. Les travailleurs ruraux et les gens avec une éducation supérieure à un niveau collégial exigent aussi une plus petite compensation pour une augmentation du risque que les autres travailleurs.

Ces résultats sont cohérents avec ceux de Kahn sauf en ce qui concerne les gens avec plus de scolarité. En effet, Kahn a trouvé que le fait d'avoir une plus grande éducation augmente l'aversion face au risque. L'article de Gerking, De Hann et Schulze (1988) trouve pour sa part les résultats suivants: les gens de race blanche sont moins prêt à payer pour obtenir des meilleures conditions de travail que les autres races, plus le niveau d'éducation est élevé, moins les gens voudront payer pour diminuer leur chance d'accidents de travail et finalement, les hommes et les femmes semblent avoir les mêmes préférences en ce qui concerne le risque.

Toujours selon Biddle et Zarkin (1988), le risque associé à l'emploi est un bien inférieur. Au moins 70% des élasticités revenu, obtenues par ces auteurs, sont moindres que 2 en valeur

absolue. Pour les travailleurs syndiqués l'élasticité revenu moyenne est de -1,5, tandis que pour les non syndiqués elle est de -2,5. Ainsi, la présence d'un syndicat améliorerait l'environnement de travail. Une variation dans le risque devra pouvoir être compensée plus fortement pour que les travailleurs acceptent l'emploi.

Un autre facteur qui peut expliquer un tel phénomène est la mauvaise perception des gens. C'est ainsi qu'on peut retrouver des personnes qui ont une aversion face au risque dans des endroits risqués car ces personnes ne sont pas conscientes ou perçoivent mal le danger qui les entoure. Ceci provient du fait que toute personne estime le risque de façon subjective. Dans le livre de Trudel et Larouche (1989), on retrouve "la théorie de la prise de risque". Les études associées à cette théorie soutiennent qu'il existe un lien très étroit entre la mauvaise perception des gens entraînant un niveau inadéquat de prise de risque, les situations dangereuses et les accidents de travail.

1.8 SYNDICALISATION

Weil (1991) donne l'argument suivant pour expliquer le taux plus faible d'accidents de travail dans les industries fortement syndiquées: La présence d'un syndicat augmente la probabilité d'avoir la visite d'un inspecteur. En plus, on remarque que les inspections se font plus en détails et que le montant de la pénalité est plus grand lorsqu'il y a un syndicat. L'impact des syndicats est évidemment plus élevé dans les grandes entreprises où ils ont plus de ressources et de travailleurs pour s'organiser. Le coefficient associé à la variable syndicat dans une régression sur la fréquence des accidents de travail peut être positive ou négative. En effet, selon Lanoie (1991): "if unionized workers have a greater propensity to report accidents than others, UNION can

take a positive sign. However, if unionized workers are more informed and conscious of accident prevention, one might expect a negative sign on UNION." Reardon (1991) dans sa thèse sur l'effet de la syndicalisation sur la promotion de la santé et de la sécurité dans l'industrie du charbon bitumineux, obtient un coefficient légèrement négatif mais non significatif pour la variable syndicat. Il explique la non signification de ce coefficient de la même façon que Paul Lanoie.

1.9 SECTEUR D'ACTIVITÉ

Les secteurs d'activité ne véhiculent pas tous le même risque intrinsèque d'avoir un accident de travail. C'est dans cette optique et dans le but de concentrer les efforts aux meilleurs endroits que l'Institut de Recherche en Santé et en Sécurité du Travail du Québec publie un rapport de recherche identifiant le niveau de risque associé aux différents secteurs de l'activité économique. Selon cette étude, les travailleurs manuels, qui ne constituent que 45% de la main-d'oeuvre, subissent 85% des accidents de travail. En identifiant les secteurs les plus risqués, il devient donc possible d'accroître la sécurité et de diminuer grandement les coûts associés aux blessures et aux décès des travailleurs. L'étude cherche aussi à identifier les métiers les plus dangereux afin de cibler ces derniers dans les secteurs les plus à risque et ainsi focaliser l'attention et les efforts sur cette population.

Comme les travailleurs manuels ont une probabilité plus grande d'avoir des accidents de travail et qu'ils se concentrent surtout dans les secteurs primaire (84% des travailleurs sont des travailleurs manuels) et secondaire (72% des travailleurs sont des travailleurs manuels), il est possible de conclure qu'une plus grande attention devra être portée à ces secteurs. De plus, la

fréquence des accidents de travail est supérieure dans le secteur secondaire que dans tous les autres secteurs.

Si on commence par le secteur primaire (agriculture, forêt, chasse et pêches et mines), on voit que la gravité des accidents dans ce secteur est plus élevée que partout ailleurs. La conclusion du rapport de recherche de Duguay, Gervais et Hébert (1986) concernant ce secteur est la suivante: "Les activités des secteurs primaires se différencient du reste des activités économiques par la nature des tâches particulièrement à risque, qui y sont effectuées. Et, ce qui les caractérise sans doute le plus, c'est la gravité des accidents, bien que le secteur forestier se démarque aussi par une forte fréquence relative des lésions. En ce qui a trait aux secteurs présentés ci-haut, l'agriculture et la chasse et pêches, les statistiques ne parlent guère. Cependant, on peut présumer que ces secteurs, notamment celui de l'agriculture, sont soumis à des niveaux de risque de lésions professionnelles largement au-dessus de la moyenne des travailleurs manuels québécois".

Pour ce qui est de l'industrie manufacturière, on remarque que les travailleurs qui construisent des biens durables ont deux fois plus de problèmes de sécurité que les autres. L'étude identifie les secteurs suivants: produits en béton, matériel ferroviaire roulant, industrie de l'emboutissage, du matriçage et du revêtement des métaux et industrie de la viande et de la volaille, comme ayant une probabilité d'accidents plus élevée que celle des autres secteurs.

Les travailleurs manuels du secteur tertiaire ont cinq fois plus de chance d'avoir un accident de travail que les travailleurs non manuels de ce secteur. Parmi les travailleurs manuels les plus à risque notons ceux qui se retrouvent dans les secteurs du commerce de gros et de l'administration locale. De plus, trois des six sous-secteurs où la prévalence des lésions professionnelles est la plus élevée se retrouvent dans le secteur tertiaire. Il s'agit

des transports interurbains par autocar, des grossistes en déchets et matériaux de récupération et des autres services d'utilité publique.

De son côté, la Commission de la Santé et de la Sécurité du Travail (CSST) a déterminé dix sous-secteurs prioritaires, l'incidence des lésions (nombre annuel total de professionnelles X 100, divisé par le nombre annuel moyen de travailleurs occupés) est supérieure à une lésion par trois travailleurs manuels. Ces dix sous-secteurs sont: matériel ferroviaire roulant, emboutissage et revêtement des métaux, fonderie de fer, navires et embarcations, atelier d'usinage, appareils de chauffage, produits métalliques d'architecture, carrosserie de camions, charpentes métalliques et services miniers. Les travailleurs manuels de ces dix sous-secteurs d'activité ont donc une probabilité plus grande que tous les autres travailleurs de subir des blessures durant l'accomplissement de leurs tâches.

1.10 RÉGLEMENTATION ET PRÉSENCE DE PAIEMENTS COMPENSATOIRES

Dans une étude datant de 1990, Krueger examine l'effet de la présence de paiements compensatoires (assurance) sur comportement des individus. Il remarque que plus le montant de ces paiements est élevé, plus le nombre d'accidents rapportés augmente. Il soulève donc l'hypothèse que la présence de telles compensations l'individu à prendre plus de risques augmenterait la fréquence des accidents de travail. Les différences dans l'aversion face au risque et la présence de paiements compensatoires feront en sorte qu'il existera toujours des gens qui seront prêts à prendre des risques. Une conséquence directe de ceci est que les entreprises ne seront pas incitées à diminuer le risque d'accidents de travail en-deça d'un certain seuil.

Des conclusions similaires à celles de Krueger se retrouvent dans le papier de Thomason et Pozzebon (1993). Ces derniers se sont intéressés au fait que les travailleurs du Québec subissent plus d'accidents de travail, donnant droit à un paiement compensatoire, que partout ailleurs au Canada. C'est ainsi que l'étude cherche à déterminer si la générosité des programmes influence le nombre d'accidents de travail. Les résultats obtenus sont conformes à l'intuition. Plus les bénéfices associés aux compensatoires sont élevés, plus le nombre de demandes, résultant d'accidents de travail, augmente. Les élasticités trouvées dans cette étude sont du même ordre de grandeur que celles trouvées par Krueger, c'est-à-dire entre 0,4 et 0,7.

Paul Lanoie (1992) examine, l'incidence des mesures mises en place par la CSST sur le nombre d'accidents reliés à l'emploi. Ceci est rendu possible par l'examen d'accidents survenus avant et après la création de la CSST (1980). La CSST a été créée dans le but de promouvoir la sécurité des travailleurs en exigeant que les firmes se conforment à certains standards sous peine d'amende. Les entreprises paient une prime (différente selon le danger qui leur est associé) à la CSST qui, avec ces fonds, dédommage les personnes victimes d'accidents de travail.

En tenant compte de ceci, Lanoie obtient, comme premier résultat, qu'une augmentation dans les amendes à payer amène une diminution dans le nombre d'accidents de travail. Comme il est plus coûteux pour la firme de s'écarter des normes elle les respecte donc et améliore la sécurité du milieu de travail ce qui a un impact négatif sur le nombre d'accidents. D'un autre côté, la présence de la prime aura un effet ambiguë. En effet, la prime est versée aux travailleurs blessés via la CSST ce qui diminue le coût d'opportunité des travailleurs et les encourage moins à être prudent.

Les résultats empiriques de l'effet de la CSST sur le nombre

d'accidents et leur gravité obtenus par Paul Lanoie sont les suivants: "There was a significant decline in the frequency of all accidents in four industries: construction (-4,7%), manufacturing of transportation equipement (-5%), manufacturing of electrical products (-1,1%), and miscellaneous manufacturing industries (-3.9). However, there was a significant decline in the permanent disability rate in only two industries: miscellaneous manufacturing industries (-1,5%) and trade (-1,6%), while there was a significant increase in the rate of permanent disabilities in the hosiery and apparel industry (1,4%). Therefore there is no clear evidence that ameliorating effects of the CSST on the incidence of all accidents were counterbalanced by better reporting". Ainsi, la CSST semble avoir contribuée à l'amélioration des conditions de travail même si elle aurait pu inciter certains travailleurs à déclarer des accidents qu'ils n'auraient pas déclarés auparavant.

L'Occupational Safety and Health Administration (OSHA) a été mis en place aux États-Unis en 1970. Cet organisme règlemente les conditions de travail, mais contrairement à la CSST, ne compense les travailleurs accidentés. Une quantité appréciable de littérature s'intéresse aux effets de cette administration sur les accidents de travail. Évidement, toutes ces études ne s'accordent pas entre elles et vont d'un extrême (aucun effet) à l'autre (effet appréciable). Malgré tout, une tendance semble se dégager à l'effet que la OSHA a eu un impact négatif sur les accidents de travail. Gray (1990) a étudié l'efficacité des inspections de la OSHA. Il soutient que, plus les inspections sont fréquentes, plus le coût pour la firme de s'écarter des critères de santé et de sécurité est grand et donc plus elle les respectera. La pertinence de tels organismes ne semble pas devoir être mise en question. Il apparait raisonnable de croire que la réglementation a son rôle à jouer dans la diminution des accidents de travail.

La revue de la littérature, présentée précédemment, fait ressortir la controverse existant entre plusieurs études. Rares sont les caractéristiques affectant les probabilités d'accidents de travail qui font l'unanimité chez les chercheurs. Il semble toujours possible de remettre en doute des conclusions qui apparaissent logiques et intuitives. C'est ainsi que l'âge et l'expérience sont très significatives dans une étude et non significatives dans une autre. Le même phénomène s'applique aux heures supplémentaires, à la personnalité et à la réglementation.

Malgré tout, j'ai tenté de faire ressortir les grandes lignes et les tendances du moment. La revue de la littérature s'est voulu la plus exhaustive possible. Toutefois, il se peut qu'il y ait quelques omissions. Certaines d'entre elles sont volontaires car il ne me sera pas possible de tester le résultat de ces études où encore parce qu'elles relèvent d'une discipline éloignée de l'économie.

RÉSUME DES ÉTUDES PRÉSENTÉES DANS LA REVUE DE LA LITTÉRATURE

TABLEAU 1

Auteurs	Date	Lieu	Variables	Coefficien	Particularité
Altayeb	1990	États- Unis	Drogues et	Signe (+)	Secteur de la construction
Biddle et Zarkin	1988	États- Unis	Aversion	Signe (-)	Présence d'un marché pour le risque
Dagenais	1973	Québec	Age Heures sup.	Signe (+) Signe (-)	Ne contrôle pas pour l'âge, quand il regarde l'effet des heures sup.
Duguay, Gervais, Hébert	1986	Québec	Secteur d'activité	Signe varie selon le secteur d'activité et la tâche	Classe les industries selon le taux d'accidents
Gerking, De Hann, Schulze	1988	États- Unis	Aversion Perception	Variation selon le sexe, race, éducation	Valeur de la sécurité pour les employés
Gray et Scholz	1990	États- Unis	Réglementa -tion	Signe (-)	Effet de la O.S.H.A.
Greenwood et Woods	1919	Royaume- Unis	Personnali -té	Signe (+)	
Hansen	1989	États- Unis	Age Expérience	Signe non significa- tif lorsque le risque est contrôlé	Industrie chimique
Herbert		États- Unis	Expérience Heures sup.	Signe (-) Signe (+)	Résultats varient par industries
Krueger		Unis	Paiements compensa- toires		Effet sur le nombre d'accidents rapportés

Lanoie	1991	Québec	Syndicat	Giana	Tree-1
	1992	12		Signe ambigu Signe (-)	Effet positif et négatif Effet de la C.S.S.T.
Martin	1991	États- Unis	Age Sexe	Signe (+) Femme (-)	
Mercier	1982	Québec	Age Sexe	Signe (+) Femme (-)	
Powell et al	1972	Royaume- Unis	Heures sup.	Aucun	L'exposition plus grande augmente la probabilité
Reardon	1991	États- Unis	Syndicat	Signe non significa- tif	Industrie du charbon bitumineux
Rhodes et Schuster	1985	États- Unis	Heures sup.	Signe (+)	
Scott	1988	États- Unis	Age	Signe non significa- tif	Industrie des mines de cuivre
Sider	1985	États- Unis	Aversion Perception	Signe (-)	Présence d'un marché pour le risque
Smith	1973	États- Unis	Heures sup.	Signe(+)	
Thomason et Pozzebon	1993	Canada	Paiements compensa- toires	Signe (+)	Effet sur les déclarations d'accidents
Frudel et Larouche	1989		Personnali -té Aversion Perception		Classement des différents modèles
Veil		États- Unis	Syndicat	Signe (-)	Effets sur la réglementa- tion

2.0 MÉTHODOLOGIE

Ce deuxième chapitre a pour but de cerner et de définir la méthodologie utilisée dans cette étude. Pour ce faire, la première partie établit le cadre d'analyse en déterminant les variables ainsi que le modèle pertinents à l'étude des accidents de travail. La deuxième section de ce chapitre apporte de l'information sur la provenance des données et spécifie quelles variables pourrons être incluses dans la régression ainsi que le modèle choisi. En dernier lieu, mes attentes quant aux résultats subséquents seront exposées.

2.1 CADRE D'ANALYSE

2.1.1 CHOIX DES VARIABLES:

Afin de faire une étude exhaustive et des plus complète il est impérieux de s'attarder à chacune des variables qui pourraient influencer la probabilité d'avoir un accident de travail. Dans cette optique, cette section débute avec une variable qui vient immédiatement à l'esprit, soit le risque intrinsèque à chaque occupation. exemple, un professeur d'université et Par agriculteur ne font pas face au même risque associé à leur emploi. En effet, il est logique de s'attendre à ce que le professeur d'université ait moins d'accidents de travail que l'agriculteur même si ce dernier est le plus prudent. Afin d'avoir une vision claire et non biaisée des autres variables, un contrôle du risque associé à chaque occupation s'impose donc. Il faut aussi être prudent et s'assurer que le contrôle s'effectue à partir de l'occupation et non de l'industrie. À l'intérieur d'une industrie le risque peut varier grandement entre le personnel administratif et les travailleurs de l'usine. Tandis que les individus qui exercent la même occupation, tout en étant dans des industries différentes, font face à un niveau de risque similaire.

Cette précaution étant prise, passons maintenant à une autre variable qui affecte la probabilité d'avoir un accident de travail: la perception du risque. Ce dernier facteur est très subjectif. En effet, deux personnes peuvent percevoir de façons très différentes le risque associé à une situation identique. Une mauvaise perception entraîne une mauvaise prise de risque et influence donc le fait d'avoir un accident de travail ou non. Il est intéressant d'essayer de comprendre les facteurs qui influencent la perception des gens.

Intuitivement, il semble qu'un travailleur avec plus d'ancienneté aura une meilleure perception des situations dangereuses puisqu'il les aura probablement confrontées auparavant. C'est ainsi que l'âge joue un peu le même rôle que l'expérience ou l'ancienneté. Un travailleur qui en est à ses premiers pas sur le marché du travail discernera plus difficilement les situations risquées. Le nombre d'heures supplémentaires effectuées par un travailleur peut aussi modifier la perception des situations dangereuses. La fatigue associée à une charge de travail plus rend la prise de décision plus ardue et possiblement des actions maladroites. Dans le même sens, consommation de drogues ou d'alcool biaise la perception des travailleurs et conduit à un niveau de risque inadéquat. Enfin, on peut supposer qu'un travailleur qui a déjà eu un accident de travail aura une meilleure perception du risque. L'expérience avec les blessures apprend à l'employé à mieux repérer les situations menaçantes.

L'aversion face au risque est une autre variable qui joue un rôle déterminant dans la prise de risque. Un premier facteur qui influence l'aversion face au risque est certainement la présence ou non d'indemnité en cas d'accident. Effectivement, les travailleurs seront beaucoup plus prudents lorsqu'ils n'auront droit à aucun support financier lors d'accidents de travail. Dans ce cas l'aversion face au risque sera plus importante et les situations

risquées seront évitées. Dans le cas contraire, d'opportunité du travailleur est grandement réduit et ce dernier sera tenté de prendre plus de chances. Il est aussi possible de croire que l'aversion face au risque varie en fonction de l'âge des employés. En effet, un travailleur avancé en âge est conscient que ses blessures seront probablement plus graves et plus longues à guérir puisqu'il n'a pas la même forme physique qu'auparavant. Un tel travailleur sera donc plus alerte et vigilant et tentera d'éviter les situations risquées. La taille du ménage présente un effet ambiguë sur la crainte des accidents de travail. Le soutien monétaire d'une famille nombreuse cherchera à contourner les situations risquées car il ne pourra pas se permettre de s'absenter de son travail trop longtemps. Toutefois, d'un autre côté, emplois à risque sont souvent bien rémunérés et donc tentant pour une personne qui se doit de nourrir plusieurs bouches. C'est dans cette même optique que l'aversion face au risque peut être influencée par le statut marital. Une personne mariée peut être incitée à rechercher un emploi plus payant même s'il comporte des risques évidents. Il est toutefois primordial de discerner entre les hommes et les femmes. Le comportement de ces deux groupe diverge et la littérature s'entend pour dire que les hommes mariés ont une aversion face au risque plus faible que les femmes.

Une étude qui désire être pertinente doit donc garder constamment en tête ces variables et tenter de contrôler pour chacune d'entre elles. Il existe, de plus, d'autres variables qui, sans contredit, influence la probabilité d'avoir un accident de travail. La présence d'un syndicat informe les travailleurs sur les dangers associés à leurs tâches ainsi que sur les recours possibles en cas d'accidents de travail. Une telle présence modifie donc les actions entreprises et doit, par le fait même, être prise en compte. De même, la réglementation en place modifie le nombre d'accidents de travail. Une surveillance plus entreprises et de leur respect des normes en place garantie une meilleure protection aux travailleurs. En rapport avec ces deux

dernières variables, Thomas (1991), Sims (1988) ainsi que Weil (1991) semblent s'entendre sur le fait que la taille de l'entreprise peut influencer la probabilité d'accidents de travail. Les syndicats en place dans les petites entreprises sont souvent moins puissants et actifs que ceux des grandes entreprises. De plus, la petite entreprise est moins visitée par les inspecteurs en matière de sécurité que la grande. Enfin l'éducation est un facteur non-négligeable dans une régression de la probabilité d'un accident de travail.

2.1.2 CHOIX DU MODÈLE:

La variable dépendante prend la valeur 0 ou 1 selon que le travailleur a eu un accident de travail ou non, elle est donc dichotomique. Dans une telle situation, une régression à l'aide des moindres carrés ordinaires s'avère boiteuse. En effet, cette méthode suppose la normalité de la distribution des erreurs résiduelles. La variable dépendante peut donc prendre toutes les valeurs comprises entre +∞ et -∞ . Deuxièmement, la méthode des moindres carrés ordinaires assume qu'il n'y d'hétéroscédasticité entre les termes d'erreurs, ce qui n'est plus le cas ici. Ceci n'est toutefois pas le problème majeur des MCO. En effet la véritable difficulté provient du fait que la probabilité de la variable dépendante Y étant donné l'événement X doit être incluse entre 0 et 1. L'estimateur des moindres carrés ordinaires ne peut pas nous garantir une telle chose. C'est pourquoi un modèle probit semble plus approprié pour estimer les effets des variables indépendantes sur la probabilité d'avoir un accident de travail. Voici en quoi consiste un modèle probit:

> Prob(accident) = Prob($\epsilon > X\beta$) où ϵ : terme d'erreur ~ N(0,1)

X : variables explicatives

 β : coefficients

Prob(accident) = $1-\Phi(X\beta)$

Le log de la fonction de vraisemblance:

$$\mathbf{L} = \sum_{i} yi \left(1 - \mathbf{\Phi} \left(Xi\mathbf{\beta}\right)\right) + \left(1 - yi\right) \mathbf{\Phi} \left(Xi\mathbf{\beta}\right)$$

où yi = 1 si la personne a eu un accident

yi = 0 autrement

On estime alors β en maximisant L par rapport à β

2.2 PROVENANCE DES DONNÉES

2.2.1 RAPPORT D'ENQUETE:

Les données utilisées proviennent de l'Enquête Sociale Générale de 1987. Cette enquête annuelle a été mise sur pied par Statistique Canada en 1985 dans le but de recueillir des données démographiques et sociales dans des domaines peu explorés par les autres types d'enquête. La collecte des données se fait via des interviews téléphoniques auprès des canadiens de 15 ans et plus. Les résidants du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest ainsi que les pensionnaires d'établissements institutionnels ne sont pas inclus dans l'enquête. En 1987, le nombre de répondants s'élevait à 9870.

L'enquête de 1987 a été retenue puisque son thème concerne les risques personnels, d'accidents ou d'actes criminels. Norris et Paton (1991) décrivent la technique d'enquête dans les termes suivants: "Des données ont été recueillies sur les habitudes de vie, comme la consommation d'alcool et la fréquence des sorties nocturnes, afin d'établir une corrélation entre ces habitudes et le fait d'être victime d'un accident ou d'un acte criminel. Pour chaque accident ou acte criminel déclaré, on recueillait des données sur la nature de l'incident, sur ses conséquences sur le plan des limitations d'activité, sur les soins médicaux reçus et sur les pertes financières subies. En outre on demandait aux répondants d'indiquer leur perception eu égard au risque d'être victime d'un accident ou d'un acte criminel ainsi que les précautions prises pour éviter l'occurrence de tels incidents."

2.2.2 VARIABLES DISPONIBLES:

Le cadre d'analyse présenté précédemment énumère les variables pertinentes à une étude des déterminants des accidents de travail. Malheureusement, toutes ces variables ne sont pas disponibles dans le rapport d'enquête que je me propose d'utiliser. Je suis donc contrainte dans mon choix de variables par la disponibilité des données. Malgré tout, je me propose de tester les effets de l'éducation, de l'âge, du sexe, du statut marital, de la taille du ménage, de l'aversion face au risque, de la perception du risque, de la personnalité (expérience avec les blessures), de la consommation d'alcool, du nombre de semaine travaillées et du fait d'être un travailleur autonome sur la probabilité d'avoir un accident de travail. Bien entendu, je m'assurerai de contrôler pour l'occupation et le risque intrinsèque qui s'y rattache tout au long de cette procédure.

La variable "éducation", telle que définie dans le rapport d'enquête, comprend 10 paliers débutant avec moins de 9 années de scolarité et se terminant avec maîtrise ou doctorat. Pour les fins de l'étude, certains paliers ont été fusionnés en regardant le revenu moyen gagné par chaque groupe et en réunissant les sections

qui avaient un revenu moyen similaire. La variable "éducation", telle qu'elle apparaît dans la régression, comporte donc cinq niveaux: moins de 9 années de scolarité (EDU1), de 9 années de scolarité à des études collégiales partielles (EDU2), d'un diplôme d'études collégiales à des études universitaires partielles (EDU3), un baccalauréat (EDU4), une maîtrise ou un doctorat (EDU5). Cette dernière variable est omise. L'effet de l'éducation est donc normalisé de telle sorte que les coefficients des variables EDU1 à EDU4 représentent l'effet de ces variables par rapport à l'effet de EDU5.

La variable "âge" subit le même sort que la variable "éducation". En effet, 5 groupes de dix ans s'échelonnant de 15 à 65 ont été formés (GRAGE1, GRAGE2, GRAGE3, GRAGE4 et GRAGE5) ainsi qu'une sixième section (GRAGE6) comprenant les personnes âgées de 65 ans et plus. Cette précaution est prise dans le but d'observer toute résurgence du nombre d'accidents de travail à partir d'un certain âge. L'analyse des variables est faite par rapport à la variable omise GRAGE6.

Le sexe et le statut marital sont fusionnés pour donner naissance à 4 variables: "hommes mariés" (HOMMA), "hommes non-mariés" (HOMNMA), "femmes mariées" (FEMMA), "femmes non-mariées" (FEMNMA). Cette particularité provient de l'hypothèse que le mariage n'entraîne pas des comportements et des prises de risque similaires chez les hommes et les femmes. La variable omise est HOMMA.

La variable "taille du ménage" est une variable continue qui s'échelonne de une personne à neuf personnes ou plus. Elle permet de tester si les comportements du soutien familial sont différents selon le nombre de bouches qu'il a à nourrir. Son effet sur les variables qui fusionnent le sexe et le statut marital sera certainement intéressant à analyser.

L'aversion face au risque est déterminée par la question suivante: "En 1987, pour vous protéger ou pour protéger vos biens, avez vous changé vos habitudes, vos activités..." L'hypothèse sousjacente à un tel choix est que les gens qui changent leur mode de vie pour éviter les incidents sont des gens plus prudents n'aimant pas prendre des risques. La variable BINA1 est donc une variable dichotomique qui prend la valeur 1 lorsque la réponse à la question est positive, et 0 dans le cas contraire.

La perception du risque est dérivée à partir de la question suivante: "Évaluer, à l'aide d'une échelle de 0 à 10, si un accident de travail nécessitant des soins médicaux se produira." Une telle mesure permet de voir si les travailleurs perçoivent de façon adéquate les risques associés à leur travail et prennent donc les mesures appropriées. Évidemment, un contrôle pour l'occupation est requis, comme pour la plupart des autres variables.

Des études (Greenwood et Woods, Dagenais) à l'extérieur du cadre économique, soutiennent que certaines personnes sont plus susceptibles que d'autres de subir des accidents. Cette tendance innée à être une victime sera testée en regardant s'il existe un lien significatif entre les accidents sportifs, de bicyclette, de véhicule récréatif et de voiture et les accidents de travail. Encore une fois des variables dichotomiques seront créées et prendront la valeur 1 lorsque le répondant aura subi un tel type d'accident.

La variable "consommation d'alcool" (CONSAL) provient de la question suivante: "Une consommation pouvant être une bouteille de bière, un petit verre de vin, ou une once et demie de spiritueux, combien de consommation prenez-vous au cours d'une semaine ordinaire?" Cette variable permet de tester, malgré le fait que les répondants ont souvent tendance à sous-estimer leur consommation d'alcool, si un travailleur aux facultés affaiblies

est plus susceptible d'avoir un accident. La variable NBRSEM contrôle pour le nombre de semaine travaillées. Enfin, la dernière variable, BITRAU, est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 lorsque le répondant est un travailleur autonome.

La variable RISK est construite à l'aide du ratio nombre d'accidents de travail sur nombre de travailleurs dans chacun des 22 grands groupes d'occupation. La variable RISK contrôle donc pour le risque intrinsèque à chaque profession.

2.2.3 SPÉCIFICATION DES MODÈLES ESTIMÉS

Les variables explicatives utilisées dans le premier modèle probit sont simplement les caractéristiques personnelles des travailleurs. On examine donc les effets de l'éducation, de l'âge, du sexe, du statut marital et de la taille du ménage sur la probabilité d'avoir un accident de travail. En plus, on regarde les variations qui se produisent, lorsqu'on ne contrôle plus pour la taille du ménage, sur la variable qui fusionne le sexe et le statut marital.

Le deuxième modèle probit ajoute aux éléments du premier le risque objectif associé à chaque occupation ainsi que le nombre de semaines travaillées. Tout comme auparavant, cette deuxième régression sera effectuée avec et sans la variable "taille du ménage". Puis, elle sera effectuée sans la variable RISK.

Le troisième modèle contient, en plus des variables mentionnées ci-haut, l'aversion face au risque, la perception du risque ainsi que les accidents de véhicule récréatif, de bicyclette sportifs et de voiture. Ces variables sont testées avec et sans la variable "taille du ménage" et avec et sans la variable associée au risque objectif.

Enfin, le dernier modèle inclue toutes les variables pertinentes à l'étude. C'est-à-dire qu'il ajoute aux variables précédentes la consommation d'alcool et le fait d'être un travailleur autonome ou non. Comme dans le modèle précédent, la taille du ménage et le risque objectif seront retirés dans un deuxième temps afin de confronter les résultats.

2.3 RÉSULTATS ANTICIPÉS:

À la lumière de la revue de la littérature exposée au chapitre 1, certains résultats sont évidemment plus probables que d'autres. Ainsi, mes attentes quant aux signes des coefficients sont les suivantes. Premièrement, plus les travailleurs sont éduqués, moins ils sont susceptibles d'avoir des accidents de travail. Les signes des coefficients associés aux variables EDU1, EDU2, EDU3 et EDU4 devraient donc être positifs et décroissants pour un niveau d'éducation supérieur. En effet, il est important de garder à l'esprit que ces variables sont analysées en fonction de EDU5. Il est donc pertinent de s'attendre à ce que les groupes plus jeunes aient plus d'accidents (signe positif) et que ce nombre diminue à mesure qu'ils vieillissent (décroissance).

Deuxièmement, les travailleurs plus jeunes devraient être plus souvent accidentés que les travailleurs plus âgés parce qu'ils ont moins d'ancienneté ou d'expérience. Toutefois, certains auteurs laissent planer la possibilité que le nombre d'accidents de travail augmente passé un certain seuil. Ainsi, je m'attend à ce que la probabilité d'avoir un accident de travail diminue graduellement jusqu'aux alentours de cinquante ans puis augmente légèrement par la suite.

Troisièmement, il est prétendu que les femmes ont moins d'accidents de travail que les hommes. Je pense que l'effet d'être

une femme sera significatif, même si un contrôle est effectué pour le fait que les hommes occupent souvent des emplois plus à risque les femmes. Ainsi, les femmes mariées et les célibataires devraient avoir moins d'accidents de travail que les hommes, mariés ou non. Maintenant il reste à déterminer comment les gens mariés se comportent. Peu de littérature existe à ce sujet et il est difficile de prévoir de façon judicieuse le comportement des coefficients concernés. Malgré tout, la logique suppose que les femmes mariées ont plus de chance d'être mère de famille que les femmes célibataires et seront donc plus réticentes à prendre des risques. Pour ce qui est du comportement des hommes mariés, la même logique semble boiteuse. L'effet de la variable "taille du ménage" peut être extrapolé de la même façon. Plus le ménage sera grand, plus les mères seront prudentes et plus les pères prendront des risques. Reste à savoir quel sera l'effet global de cette variable qui est grandement ignorée dans la littérature.

La variable "aversion face au risque" devrait avoir un signe négatif. En effet, les gens qui cherchent à se protéger, sont en général plus prudents et par ricochet, moins exposés à avoir un accident de travail.

Une meilleure perception des situations risquées permet de poser des gestes adéquats et d'éviter souvent des accidents de travail. Donc, plus les travailleurs croient que leur emploi est risqué moins ils devraient avoir d'accidents (en contrôlant pour le risque objectif).

Si on en croit la littérature, il se peut fort bien qu'il existe un lien positif entre la probabilité d'avoir différents accidents. Le fait d'avoir subi un accident de bicyclette, de véhicule récréatif de voiture ou encore sportif devrait être relié positivement à la probabilité d'avoir un accident de travail. Ces variables constituent un proxy pour la propension innée d'une personne à avoir des accidents.

Je m'attend naturellement à ce que la variable "consommation d'alcool" soit accompagnée d'un coefficient positif. En effet, une plus grande consommation d'alcool suppose qu'un individu se présentera au travail avec les facultés affaiblies, ce qui le soumettra à des risques d'accidents plus élevés.

La variable "nombre de semaines travaillées" devrait logiquement être positive. Une plus grande exposition aux accidents de travail ne peut qu'augmenter leur quantité.

Enfin, le coefficient associé au fait d'être un travailleur autonome devrait être négatif, puisque le travailleur est à la fois employé et employeur et qu'il risque de perdre de l'argent en cessant ses activités.

3.0 ANALYSE DES RÉSULTATS

Cette dernière section relate et analyse les résultats obtenus à l'aide des modèles probit. Elle est donc divisée en quatre parties puisqu'il y a quatre grands groupes de modèles estimés. Le premier groupe s'attarde aux caractéristiques personnelles et à leurs effets sur la probabilité d'avoir un accident de travail. La régression est faite avec et sans la variable "taille du ménage" afin de voir les effets particuliers de cette dernière. Le deuxième groupe de modèles ajoute, aux variables incluses précédemment, le risque intrinsèque à chaque occupation ainsi que le nombre de semaines travaillées. Comme avant, le modèle sera estimé avec et sans la variable "taille du ménage". Le troisième groupe de modèles contient les variables précédentes en plus de celles tenant compte l'aversion et de la perception du risque ainsi l'expérience avec les blessures. En plus de la variable "taille du ménage", la variable "risque" sera ajoutée puis enlevée pour voir ses répercussions sur les autres variables indépendantes. Enfin, l'effet de la consommation d'alcool et d'être un travailleur autonome ou non sera regardé, en plus des influences des variables précédentes, dans le dernier groupe de modèles. Le même sort sera réservé ici aux variables "risque" et "taille du ménage" que lors des estimations antérieures.

Avant de débuter l'interprétation des résultats , il est important de mentionner que les coefficients probit ont été transformés. En effet, pour interpréter ce type particulier de coefficient en termes de probabilité, une certaine renormalisation s'impose. À l'aide du coefficient probit, de la moyenne de chaque variable continue du et pourcentage d'individu caractéristique "xi" pour les variables dichotomiques polytomiques il est possible d'obtenir un coefficient transformé. Ce nouveau coefficient nous permet de déterminer la probabilité que la variable dépendante se réalise lorsque la caractéristique "xi" est présente. De plus, il est possible de sectionner une variable continue dans le but de voir si les différentes tranches ont une répercussion différente.

Par exemple: Prob = $1-\Phi(X_1\beta_1+X_2\beta_2)$ L'effet de $X_1=[1-\Phi(\beta_1+\overline{X_2}\beta_2)]-[1-\Phi(0+\overline{X_2}\beta_2)]$

Avant de débuter l'analyse, il est intéressant de jeter un coup d'oeil au tableau 2 qui nous donne les fréquences des accidents de travail. Par exemple, 9.5% des hommes célibataires, dans le premier groupe de modèles probit, ont subi un accident de travail. Pour ce qui est des variables continues, les fréquences ont été calculées pour une taille du ménage égale à 2, une consommation d'alcool de 2 verres par semaine, un nombre de semaines travaillées moyen de 30, une perception du risque correspondant à 2 chances sur 10 d'avoir un accident de travail et un risque, lié à l'occupation, de 1.7% de chance d'avoir un accident de travail.

3.1 PREMIER GROUPE DE MODÈLES PROBIT

Le tableau 3 contient la liste des caractéristiques personnelles qui sont utilisées comme variables indépendantes dans le premier groupe de modèles. De plus, le tableau nous donne le coefficient transformé et la statistique t qui se rattachent à chacune de ces variables.

Comme mentionné dans la chapitre 2, la variable "éducation" comporte cinq niveaux. Le niveau omis dans le modèle correspond à la maîtrise et au doctorat. Ainsi, il est possible de dire que la probabilité d'avoir un accident de travail augmente de 9.6% chez les personnes ayant moins de neuf années de scolarité (EDU1). Pour le groupe de travailleurs ayant entre neuf années de scolarité et des études collégiales partielles le pourcentage est de 7.9%. D'un autre côté, le pourcentage remonte à 9.4% pour les travailleurs ayant complété des études collégiales ou entamé des études

FREQUENCES DES ACCIDENTS DE TRAVAIL:

1	T .			
Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
EDU1	2.5%	2.5%	2.8%	2.6%
EDU2	7.2%	7.3%	7.5%	7.4%
EDU3	6.5%	6.6%	6.8%	6.6%
EDU4	2.9%	2.9%	2.9%	2.9%
EDU5	1.4%	1.4%	1.4%	1.4%
GRAGE1	8.8%	8.9%	9.1%	9.1%
GRAGE2	8.3%	8.4%	8.5%	8.3%
GRAGE3	5.5%	5.6%	5.7%	5.7%
GRAGE4	3.7%	3.8%	3.8%	3.3%
GRAGE5	2.5%	2.5%	2.6%	2.6%
GRAGE6	0.3%	0.3%	0.3%	0.3%
FEMMA	2.3%	2.4%	2.4%	2.3%
FEMNMA	3.8%	3.9%	4.8%	4.1%
HOMNMA	9.5%	9.6%	9.8%	9.8%
НОММА	8.7%	8.8%	9.1%	8.9%
BINA1			8.0%	7.9%
BIACVE			26.5%	26.5%
BIACSP			14.9%	15.0%
BIACVO			9.1%	9.2%
BIACBI			22.6%	22.6%
BITRAU				6.0%
TAILME	4.7%	4.8%	4.9%	4.9%
RISK		9.6%	9.7%	10.0%
PERCE2			3.2%	3.2%
CONSAL				4.4%
NBRSEM		18.1%	18.8%	18.8%

TABLEAU 2

TABLEAU 3

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

Premier groupe de modèles probit

Variables	Modèle complet	Modèle sans TAILME
Constante	-0.8916 (-12.89) *	-9.002 (-13.26) *
EDU1	0.0960 (3.67) *	0.0913 (3.56) *
EDU2	0.0794 (4.89) *	0.0777 (4.81) *
EDU3	0.0936 (4.38) *	0.0920 (4.34) *
EDU4	0.0431 (2.05) **	0.0429 (2.05) **
GRAGE1	0.2504 (8.17) *	0.2300 (7.84) *
GRAGE2	0.2241 (8.41) *	0.2137 (8.19) *
GRAGE3	0.2157 (7.27) *	0.2008 (7.00) *
GRAGE4	0.1690 (5.64) *	0.1600 (5.45) *
GRAGE5	0.1265 (4.52) *	0.1241 (4.46) *
FEMMA	-0.0460 (-11.91) *	-0.0462 (-11.92) *
FEMNMA	-0.0331 (-8.19) *	-0.0313 (-7.79) *
HOMNMA	-0.0098 (-2.27) **	-0.0068 (-1.58)
TAILME	-0.0087 (-2.61) *	

Log de vraisemblance: -2290.70 -2294.14

Pourcentage des travailleurs qui ont subi un accident: 5.8%

^(*) Coefficients significatifs à 1%
(**) Coefficients significatifs à 5%

universitaires. Enfin, les employés possédant un baccalauréat ont une probabilité d'avoir des accidents de travail 4.3% plus élevée que les travailleurs avec une maîtrise ou un doctorat. Tous ces résultats sont significatifs à 5% avec une t de Student à deux queues.

Les coefficients obtenus concordent avec les anticipations de départ. En effet, les résultats anticipés prévoyaient des coefficients positifs et décroissants à mesure que le niveau d'éducation augmente. Toutefois, on remarque que EDU3 est supérieur à EDU2 ce qui s'écarte légèrement des prévisions. Malgré tout, la tendance générale soutient le fait qu'une personne plus éduquée est moins susceptible d'avoir des accidents de travail.

La variable GRAGE6, correspondant aux travailleurs âgés de 65 ans et plus, est retranchée. Les coefficients associés aux autres variables sont donc étudiés à partir de leur relation avec GRAGE6. Le fait d'être âgés entre 15 et 25 ans augmente la probabilité d'avoir un accident de travail de 25% par rapport au fait d'avoir plus de 65 ans. Ce pourcentage passe à 22.4% pour les travailleurs âgés de 25 à 35 ans, puis diminue légèrement à 21.6% pour ceux âgés de 35 à 45 ans. Un écart plus substantiel se produit ensuite et le pourcentage se situe à 16.9% pour les travailleurs de 45 à 55 ans. Enfin, les personnes de 55 à 65 ans voient leur probabilité d'avoir un accident de travail augmenter de 12.7% par rapport à celles de 65 ans et plus. Tous les coefficients sont significatifs à 1%. Ce qui signifie que l'hypothèse "HO" (les coefficients ne sont pas significativement différents de zéro) est rejetée.

Ces résultats ne sont que partiellement en accord avec les anticipations mentionnées au chapitre 2. En effet, je m'attendais à ce que la probabilité d'avoir un accident de travail diminue graduellement jusqu'à un certain seuil, puis reprenne légèrement de la vigueur autour de la cinquantaine. Malgré tout, il est important de noter que ces coefficients ne représentent que la probabilité

d'avoir un accident de travail et ne nous informent en rien sur la gravité de ces accidents. Les études répertoriées dans la revue de la littérature laissent supposer que la gravité des accidents peut augmenter autour de 55 ans sans toutefois affirmer que la probabilité d'avoir un accident suit la même trajectoire.

Le dernier groupe de variables discontinues est bâti à partir d'une fusion entre le sexe et le statut marital. La variable omise est HOMMA (homme marié). Le premier point à noter est que les femmes ont une probabilité plus faible d'avoir un accident de travail que les hommes. En effet, on remarque que la probabilité de subir un tel événement diminue de 4.6% et 3.3% pour les femmes mariées et célibataires respectivement par rapport aux hommes mariés (le pourcentage est de 1.0% pour les hommes célibataires). Deuxièmement, il est intéressant de constater que le mariage a un effet différent chez les hommes et les femmes. Ces dernières voient leur probabilité d'avoir un accident de travail décroître avec le mariage tandis que le contraire se produit chez les hommes. Les hommes célibataires ont une probabilité plus faible d'avoir un accident de travail que les hommes mariés alors que chez les femmes, celles qui sont célibataires ont une probabilité plus grande. En supposant que les gens qui se marient le font parce qu'ils désirent avoir des enfants, les résultats précédents pourraient avoir la signification suivante: Les pères de famille, se voyant encore comme soutien familial, se sentent contraints de faire vivre leur famille et prennent donc plus de risques . De l'autre côté, les mères de famille se sentent indispensables auprès de leurs enfants et donc valorise plus leur vie. Si tel est le cas, ces résultats devraient se modifier au cours des années à venir puisqu'il y a de plus en plus de familles mono-parentales où la mère est souvent le soutien monétaire.

Tous les coefficients associés aux variables FEMMA, FEMNMA et HOMNMA sont significatifs à 5%. Les résultats obtenus sont conformes avec ce qui avait été anticipé et avec ce qui est rapporté dans la revue de la littérature.

La dernière variable de ce modèle à être analysée est la taille du ménage. Cette variable continue a été sectionnée en trois: de un à trois membres, de trois à six membres et de six à neuf membres. Le coefficient apparaissant au tableau 3 correspond à la variation dans la probabilité d'avoir un accident de travail entre les ménages de 3 et de 6 personnes. Premièrement, on note que la variable est négative ce qui implique que plus la taille du ménage est grande plus la probabilité d'avoir un accident de travail est faible. Ensuite, on remarque que le coefficient varie légèrement suivant le nombre de personnes formant le ménage. Pour les ménages de une à trois personnes et de six à neuf personnes le coefficient est de -0.7%, tandis qu'il est de -0.87 pour les ménages de trois à six personnes. Tous les coefficients sont significativement différents de zéro à 1%.

Le signe du coefficient de la variable taille du ménage était difficile à prévoir d'avance puisque les effets de cette variable sur la probabilité d'avoir un accident de travail ont été négligés voir même ignorés jusqu'à présent.

Une deuxième estimation a été effectuée sans la variable taille du ménage afin de voir les répercussions que cette dernière pourrait avoir sur les variables FEMMA, FEMNMA et HOMNMA. La troisième colonne du tableau 1 contient les coefficients obtenus ainsi que leur statistique "t". Comme prévue, des variations sont apparues. La variable HOMNMA n'est maintenant plus significativement différente de la variable HOMMA en ce qui concerne la probabilité d'avoir un accident de travail. Ceci implique que les hommes mariés se retrouvent dans des ménages plus grands que les hommes célibataires. Ce résultat est tout à fait intuitif et plausible en plus de sembler robuste.

3.2 DEUXIÈME GROUPE DE MODÈLES PROBIT

Comme on peut le voir au tableau 4, le deuxième groupe de modèles ajoute, aux caractéristiques personnelles mentionnées précédemment, les variable RISK et NBRSEM. Ces variable permettent de contrôler pour le risque objectif associé à chaque occupation ainsi que pour le degré d'exposition. Le tableau 7 présenté en annexe substitue des variables dichotomiques correspondant à chacun des grands groupes d'occupation à la variable RISK. La variable RISK a toutefois été retenue pour le reste de l'étude puisqu'en étant bâti à partir du nombre d'accidents de travail recensés dans chaque occupations, elle semblait plus pertinente. Il est donc maintenant possible đe traiter tous les travailleurs travailleuses sur le même pieds d'égalité. Ce contrôle est très important puisqu'il est souvent allégué que les femmes retrouvent dans des métiers moins dangereux que les hommes et qu'il est donc normal que leur probabilité d'avoir un accident de travail soit plus faible.

Les coefficients de ce nouveau modèle sont très semblables à ceux obtenus auparavant tout en ayant diminué dans quelques cas de façon assez abrupte (GRAGE 1 à 5). Ceci pouvait facilement être anticipé puisque les travailleurs de 65 ans et plus travaillent plus souvent que les autres à temps partiel. En effet, certains travailleurs, plutôt que de sortir définitivement du marché du travail à 65 ans, préfèrent une transition plus douce et décident de travailler à temps partiel. Malgré tout, ces changements restent mineurs sauf en ce qui concerne la variable HOMNMA qui n'est plus significativement différente de HOMMA. Les hommes célibataires semblent donc travailler un plus petit nombre d'heures que les hommes mariés. Le coefficient associé à TAILME représente la variation de probabilité entre les ménages de 3 et 6 personnes et n'est plus significatif. Ceci revient à dire qu'un contrôle pour le nombre de semaines travaillées efface l'effet de la variable

TABLEAU 4

Deuxième groupe de modèles probit

Variables	Modèle complet		I .	odèle s TAILME
Constante	-0.9150	(-13.16) *	-0.9197	(-13.44) *
EDU1	0.0907	(3.63) *	0.0888	(3.60) *
EDU2	0.0689	(4.59) *	0.0681	(4.56) *
EDU3	0.0790	(4.05) *	0.0781	(4.04) *
EDU4	0.0413	(2.10) **	0.0411	(2.09) **
GRAGE1	0.1539	(5.80) *	0.1437	(5.62) *
GRAGE2	0.1252	(5.48) *	0.1195	(5.33) *
GRAGE3	0.1037	(4.32) *	0.0963	(4.14) *
GRAGE4	0.0740	(3.15) *	0.0694	(3.02) *
GRAGE5	0.0618	(2.70) *	0.0598	(2.63) *
FEMMA	-0.0334	(-8.51) *	-0.0332	(-8.48) *
FEMNMA	-0.0216	(-5.19) *	-0.0203	(-4.98) *
НОМИМА	-0.0048	(-1.12)	-0.0029	(-0.71)
RISK	0.0360	(6.42) *	0.0354	(6.35) *
NBRSEM	0.0102	(8.12) *	0.0104	(8.46) *
TAILME	-0.0049	(-1.45)		

Log de vraisemblance: -2217.02

-2218.09

Pourcentage des travailleurs qui ont subi un accident: 5.9%

- Coefficients significatifs à 1%(*)
- (**) Coefficients significatifs à 5%

TABLEAU 4 (SUITE)

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

Deuxième groupe de modèles probit

Variables	Modèle sans RISK
Constante	-0.9227 (-13.49) *
EDU1	0.1176 (4.35) *
EDU2	0.0791 (5.14) *
EDU3	0.0907 (4.48) *
EDU4	0.0434 (2.16) **
GRAGE1	0.1768 (6.29) *
GRAGE2	0.1458 (6.03) *
GRAGE3	0.1243 (4.84) *
GRAGE4	0.0903 (3.59) *
GRAGE5	0.0768 (3.13) *
FEMMA	-0.0377 (-9.85) *
FEMNMA	-0.0251 (-6.14) *
HOMNMA	-0.0037 (-0.86)
NBRSEM	0.0108 (8.68) *
RISK	
TAILME	-0.0038 (-1.11)

Log de vraisemblance: -2237.19

Pourcentage des travailleurs qui ont subi un accident: 5.9%

- (*) Coefficients significatifs à 1%
 (**) Coefficients significatifs à 5%

associée à la taille du ménage. Les individus appartenant aux plus grandes familles semblent donc travailler plus de semaines. En ce qui concerne les nouvelles variables, leurs coefficients sont positifs. Comme prévue, plus l'emploi est risqué et plus l'employé travaille un grand nombre d'heures, plus la probabilité d'avoir un accident est grande. Un fait ressort toutefois, même en contrôlant pour l'occupation les femmes ont encore une probabilité plus faible d'avoir un accident de travail.

Toujours dans le même ordre d'idée, le deuxième modèle de ce groupe est effectué sans la variable TAILME (troisième colonne du tableau). Aucun changement notable ne se produit. Enfin, le troisième modèle de ce groupe (tableau 4 suite) retranche la variable RISK pour bien faire ressortir les effets de la variable NBRSEM.

3.3 TROISIÈME GROUPE DE MODÈLES PROBIT

Le troisième groupe de modèles probit inclue, en plus des caractéristiques personnelles, du risque et du nombre d'heures travaillées, l'aversion et la perception du risque ainsi que les accidents de véhicule récréatif, sportifs, de bicyclette et de voiture subis. L'aversion face au risque est déterminée à partir de la variable dichotomique BINA1. Cette variable prend la valeur 1 lorsque les gens répondent qu'ils ont changé leurs habitudes pour se protéger et 0 lorsqu'ils répondent le contraire. L'hypothèse sous-jacente à un tel choix est qu'une personne qui cherche à accroître sa protection est une personne qui n'aime pas prendre des risques et donc par ricochet, qui aura une probabilité plus faible d'avoir un accident de travail. Cette logique est toutefois rabrouée par le résultat obtenu dans le modèle. En effet, le coefficient associé à BINA1 au tableau 5 est positif et significatif. Les gens qui ont modifié leur mode de vie pour se

TABLEAU 5

Troisième groupe de modèles probit

Variables	Modèle complet	Modèle sans TAILME
Constante	-0.9188 (-12.68) *	-0.9241 (-12.97) *
EDU1	0.0873 (3.52) *	0.0845 (3.47) *
EDU2	0.0571 (4.04) *	0.0558 (3.98) *
EDU3	0.0656 (3.59) *	0.0641 (3.55) *
EDU4	0.0411 (2.14) **	0.0404 (2.12) **
GRAGE1	0.0543 (2.91) *	0.0475 (2.66) *
GRAGE2	0.0568 (3.24) *	0.0525 (3.06) *
GRAGE3	0.0441 (2.43) *	0.0386 (2.21) **
GRAGE4	0.0318 (1.76)	0.0283 (1.61)
GRAGE5	0.0364 (1.90) **	0.0345 (1.83) **
FEMMA	-0.0241 (-6.36) *	-0.0239 (-6.30) *
FEMNMA	-0.0162 (-4.05) *	-0.0148 (-3.76) *
HOMNMA	-0.0035 (-0.89)	-0.0015 (-0.40)
BINA1	0.0100 (3.12) *	0.0102 (3.18) *
BIACVE	0.0692 (3.39) *	0.0700 (3.41) *
BIACSP	0.0351 (5.68) *	0.0342 (5.59) *
BIACVO	0.0003 (0.07)	0.0004 (0.08)
BIACBI	0.0906 (6.05) *	0.0901 (6.03) *
PERCE2	0.0267 (15.94) *	0.0268 (15.95) *
RISK	0.0190 (3.90) *	0.0185 (3.81) *
NBRSEM	0.0058 (6.99) *	0.0060 (7.35) *
TAILME	-0.0036 (-1.60)	

Log de vraisemblance: -2007.06 -2008.36

Pourcentage des travailleurs qui ont subi un accident: 6.1%

^(*) Coefficients significatifs à 1%

^(**) Coefficients significatifs à 5%

TABLEAU 5 (SUITE)

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

Troisième groupe de modèles probit

Variables	Modèle sans RISK	Modèle sans TAILME et RISK
Constante	-0.9231 (-12.85) *	-0.8689 (-13.11) *
EDU1	0.1013 (3.89) *	0.0372 (3.84) *
EDU2	0.0618 (4.31) *	0.0195 (4.27) *
EDU3	0.0710 (3.80) *	0.0241 (3.76) *
EDU4	0.0421 (2.17) **	0.0140 (2.15) **
GRAGE1	0.0610 (3.15) *	0.0186 (2.94) *
GRAGE2	0.0638 (3.52) *	0.0202 (3.37) *
GRAGE3	0.0512 (2.70) *	0.0154 (2.52) *
GRAGE4	0.0378 (2.01) **	0.0114 (1.87)
GRAGE5	0.0433 (2.16) **	0.0140 (2.09) **
FEMMA	-0.0264 (-7.09) *	-0.0076 (-7.03) *
FEMNMA	-0.0180 (-4.56) *	-0.0049 (-4.34) *
HOMNMA	-0.0028 (-0.70)	-0.0003 (-0.27)
BINA1	0.0098 (3.03) *	0.0030 (3.09) *
BIACVE	0.0667 (3.30) *	0.0245 (3.31) *
BIACSP	0.0347 (5.60) *	0.0113 (5.52) *
BIACVO	0.0001 (0.01)	0.0000 (0.03)
BIACBI	0.0914 (6.06) *	0.0345 (6.04) *
PERCE2	0.0285 (16.75) *	0.0021 (16.74) *
RISK		
NBRSEM	0.0060 (7.22) *	0.0018 (7.54) *
TAILME	0.0031 (1.38)	

Log de vraisemblance: -2014.56 -2015.52

Pourcentage des travailleurs qui ont subi un accident: 6.1%

- (*) Coefficients significatifs à 1%
 (**) Coefficients significatifs à 5%

protéger voient leur probabilité d'avoir un accident de travail augmenter de 1.0% par rapport à ceux qui n'ont rien changé. Ce résultat est assez étonnant mais peut provenir du fait que la variable pourrait être endogène. La probabilité d'accidents augmente et les individus décident de prendre plus de précautions. Ou encore, les gens qui changent leurs habitudes le font parce qu'ils ont plus tendance que les autres à être des victimes et à subir des accidents.

Les variables associées aux autres types d'accidents (BIACVE, BIACSP, BIACBI, BIACVO) sont elles aussi dichotomiques et prennent la valeur 1 lorsque le répondant a subi un tel accident. Les coefficients obtenus sont tous positifs et significatifs à 1% excepté celui attaché à la variable BIACVO. Ceci revient à dire que les personnes qui ont eu des accidents de véhicule récréatif voient leur probabilité d'avoir un accident de travail augmenter de 6.9% comparativement à celles qui n'en ont pas subis. pourcentage s'élève à 3.5 % pour les individus victimes d'accidents sportifs et 9.1 % pour ceux victimes d'accidents de bicyclette. Les chercheurs qui soutiennent que certains individus ont une tendance innée à être une victime peuvent donc se réjouir de tels résultats. Le signe et l'ampleur des coefficients permettent de croire qu'il existe un lien évident entre les différents types d'accident et la probabilité d'en être victime.

Enfin, la variable associée à la perception du risque (PERCE2) est une variable continue s'échelonnant de zéro à dix. Les répondants devaient graduer leur perception d'avoir un accident de travail selon cette échelle. Le coefficient dévoilé l'estimation est positif et significatif à 1%. Plus les gens percoivent leur emploi comme risqué plus ils ont des accidents de travail. En fait, les travailleurs qui évaluent leur chance d'être victime d'un accident de travail entre 20% et 40% ont une probabilité d'accidents de travail de 1.8%, comparativement à 3.8% pour ceux qui l'évaluent entre 60% et 80%. Le coefficient

d'estimer ce modèle, il semblait possible de croire que la variable associée au risque influencerait la variable de la perception du risque. Les individus travaillant dans des occupations plus risquées devraient percevoir différemment le niveau du risque. Toutefois, la variable PERCE2 n'est nullement modifiée par le retrait de la variable RISK ce qui est légèrement contre-intuitif. Ceci peut provenir du problème d'endogénéité, mentionné ci-haut.

Enfin, le dernier modèle du groupe est réalisé sans les variables RISK et TAILME. Aucun changement appréciable ne se passe. Si ce n'est que GRAGE4 n'est plus significativement différent de GRAGE6. Les travailleurs de 45 à 55 ans se retrouvent donc dans des ménages plus volumineux que ceux dans lesquels se retrouvent les travailleurs de 65 ans et plus.

3.4 QUATRIEME GROUPE DE MODÈLES PROBIT

Le dernier groupe de modèles probit (tableau 6) inclue toute les variables disponibles et pertinentes à l'étude. En plus de contrôler pour les facteurs mentionnés précédemment, un contrôle est effectué pour le fait d'être un travailleur autonome et le fait de consommer de l'alcool.

Le coefficient associé à BITRAU n'est pas significatif. Le fait d'être un travailleur autonome n'influence donc pas la probabilité d'avoir un accident de travail.

La consommation d'alcool augmente la probabilité d'avoir un accident de travail de 0.5% pour les individus qui boivent entre 5 et 10 consommations par semaine et de 23.2% pour les individus qui en boivent plus de 20. Le coefficient associé à CONSAL, au tableau 6, représente la probabilité d'accidents de travail des individus qui consomment entre 10 et 15 verres d'alcool par semaine. Ces

TABLEAU 6 DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

Quatrième groupe de modèles probit

Variables	Modèle complet	Modèle sans TAILME
Constante	-0.9168 (-12.65) *	-0.9211 (-12.90) *
EDU1	0.0842 (3.44) *	0.0819 (3.39) *
EDU2	0.0545 (3.91) *	0.0535 (3.87) *
EDU3	0.0616 (3.44) *	0.0604 (3.41) *
EDU4	0.0400 (2.11) **	0.0394 (2.09) **
GRAGE1	0.0496 (2.78) *	0.0443 (2.59) *
GRAGE2	0.0513 (3.06) *	0.0478 (2.92) *
GRAGE3	0.0400 (2.30) **	0.0356 (2.13) **
GRAGE4	0.0228 (1.38)	0.0203 (1.25)
GRAGE5	0.0335 (1.83)	0.0320 (1.77)
FEMMA	-0.0235 (-6.14) *	-0.0233 (-6.10) *
FEMNMA	-0.0145 (-3.61) *	-0.0134 (-3.40) *
HOMNMA	-0.0048 (-1.23)	-0.0033 (-0.89)
BINA1	0.0099 (3.11) *	0.0101 (3.17) *
BIACVE	0.0624 (3.21) *	0.0627 (3.22) *
BIACSP	0.0348 (5.72) *	0.0342 (5.65) *
BIACVO	-0.0001 (-0.03)	-0.0001 (0.02)
BIACBI	0.0878 (5.97) *	0.0874 (5.96) *
BITRAU	-0.0063 (-1.48)	-0.0066 (-1.57)
PERCE2	0.0175 (15.65) *	0.0176 (15.66) *
CONSAL	0.0059 (4.11) *	0.0062 (4.25) *
NBRSEM	0.0056 (6.77) *	0.0058 (7.07) *
RISK	0.0160 (3.35) *	0.0155 (3.27) *
TAILME	-0.0028 (-1.26)	
Log de vraisemblance:	=1952 43	-1052-22

Log de vraisemblance: -1952.43 -1953.22

Pourcentage des travailleurs ayant subi un accident: 6%

^(*) Coefficients significatifs à 1%
(**) Coefficients significatifs à 5%

TABLEAU 6 (SUITE)

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

Quatrième groupe de modèles probit

Variables	Modèle sans RISK	Modèle sans TAILME et RISK
Constante	-0.9206 (-12.80) *	-0.9239 (-13.01) *
EDU1	0.0961 (3.75) *	0.0938 (3.71) *
EDU2	0.0585 (4.15) *	0.0576 (4.11) *
EDU3	0.0662 (3.62) *	0.0651 (3.59) *
EDU4	0.0410 (2.14) **	0.0405 (2.12) **
GRAGE1	0.0545 (2.97) *	0.0497 (2.82) *
GRAGE2	0.0565 (3.29) *	0.0534 (3.18) *
GRAGE3	0.0453 (2.52) *	0.0413 (2.38) **
GRAGE4	0.0269 (1.56)	0.0245 (1.46)
GRAGE5	0.0391 (2.05) **	0.0376 (2.00) **
FEMMA	-0.0255 (-6.79) *	-0.0253 (-6.74) *
FEMNMA	-0.0161 (-4.06) *	-0.0151 (-3.92) *
HOMNMA	-0.0043 (-1.10)	-0.0031 (-0.82)
BINA1	0.0097 (3.04) *	0.0099 (3.08) *
BIACVE	0.0600 (3.12) *	0.0604 (3.12) *
BIACSP	0.0345 (5.65) *	0.0340 (5.60) *
BIACVO	0.0004 (0.09)	0.0004 (0.08)
BIACBI	0.0884 (5.97) *	0.0880 (5.96) *
BITRAU	-0.0072 (-1.71)	-0.0075 (-1.78)
PERCE2	0.0184 (16.40) *	0.0184 (16.40) *
CONSAL	0.0063 (4.31) *	0.0065 (4.43) *
RISK		
NBRSEM	0.0058 (6.99) *	0.0059 (7.19) *
TAILME	0.0023 (1.03)	
Log de vraisemblance:	-1957 96	_1059_40

Log de vraisemblance: -1957.96

-1958.49

Pourcentage des travailleurs qui ont subi un accident: 6%

^(*) Coefficients significatifs à 1%

résultats sont significatifs à 1% et tout à fait en accord avec les anticipations de départ et les études répertoriées dans la revue de la littérature. Un travailleur qui consomme une telle substance altère son jugement et pose des gestes plus dangereux.

L'ajout de ces variables a eu certaines répercussions sur les autres variables en place. Les individus âgés entre 45 et 65 ans ne sont plus significativement différents de ceux âgés de 65 ans et plus. Cet écart qui était attribué à l'expérience, à l'ancienneté, à la prudence et à la peur des blessures peut être maintenant attribué, en plus, au fait que les travailleurs de 45 à 65 ans consomment plus d'alcool. Cette dernière hypothèse semble très plausible.

Encore une fois, les hommes mariés et les hommes célibataires ne sont pas significativement différents. Toutefois, la variable TAILME est incluse dans cette régression, les explications ne peuvent donc pas provenir du fait que les hommes mariés ont plus d'enfants. En effet, dans ce cas-ci l'explication tient au fait que les hommes mariés consomment plus d'alcool et travaillent un plus grand nombre de semaines que les hommes célibataires. Ce dernier résultat semble pertinent si on admet que les hommes célibataires sont plus jeunes que les hommes mariés et n'ont peut-être pas encore trouvé un emploi à plein temps.

Toujours en suivant la même méthodologie, la deuxième régression du groupe ne contient pas la variable TAILME. En regardant le tableau 6 il est facile de s'apercevoir qu'aucune variation majeure n'est apparue. Les coefficients qui n'étaient pas significatifs avant ne le sont pas plus et le poids relatif des variables n'a pas changé. Ceci n'est nullement surprenant puisque la variable TAILME n'est pas significative dans la première régression. Qu'elle soit présente ou non n'influence donc pas la probabilité d'avoir un accident de travail.

La troisième régression du groupe est effectuée en laissant de côté la variable RISK. Un tel retrait rend le coefficient associé à GRAGE5 significatif à 5%. Les travailleurs âgés entre 55 et 65 ans voient leur probabilité d'avoir un accident de travail augmenter de 3.9% par rapport aux travailleurs de plus de 65 ans. Les individus du premier groupe se retrouvent donc dans des emplois plus risqués. Toutefois, les travailleurs âgées de 45 à 55 ans continuent d'avoir une probabilité d'accidents de travail qui n'est pas significativement différente de celle des travailleurs de 65 ans et plus.

La dernière régression du groupe retire les variables RISK et TAILME. Les coefficients sont semblables à ceux de la régression précédente et les mêmes variables continues d'être significatives.

Ceci complète l'analyse des résultats qui, pour la plupart, sont conformes avec les anticipations de départ et les conclusions des chercheurs mentionnées dans la revue de la littérature. D'autres variables comme la langue maternelle, la langue parlée ainsi que la religion ont été testées sans jamais fournir des résultats concluants. Il n'apparait donc pas exister de lien entre la probabilité d'avoir un accidents de travail et la langue. Finalement, le fait de pratiquer une religion de façon assidue n'influence pas la probabilité d'avoir un accident de travail.

L'annexe contient, en plus du modèle probit incluant les occupations, les coefficients bruts obtenus par la méthode probit ainsi que la moyenne de chaque variable continue et le pourcentage d'individu ayant la caractéristique xi pour les variables dichotomiques et polytomiques.

Comme mentionné dans la revue de la littérature, il est impérieux de cerner les causes et les raisons des accidents de travail. Ce rapport démontre qu'il est pertinent de s'attarder à certains facteurs puisqu'il est possible de les relier directement accidents de travail. En effet, les résultats soutiennent le fait qu'une personne plus éduquée est moins susceptible d'avoir un accident de travail. Cette probabilité diminue aussi à mesure que les travailleurs avancent en âge. Les femmes mariées ont moins d'accidents que les femmes célibataires et ces dernières en subissent moins que les hommes, mariés ou non. Les individus provenant d'une grande famille semblent plus à l'abri que les autres. Certaines personnes apparaissent plus sensibles aux accidents que d'autres et les subissent tant au qu'ailleurs. La consommation d'alcool altère visiblement jugement et entraîne des prises de risque inadéquates.

À la lumière de ces résultats il est maintenant possible de poser des actions concrètes permettant de réduire l'incidence des accidents de travail. Informer, éduquer et sensibiliser les jeunes travailleurs au phénomène des accidents de travail via des sessions d'information disponibles à l'intérieur de l'entreprise. Promouvoir la sécurité en s'assurant que chacun des travailleurs revêt une protection adéquate en présence de substances nocives ou de situations à risque. Avoir comme groupe cible les jeunes hommes avec une éducation limitée. Instaurer des tests anti-dopage dans le but de freiner la consommation de drogues et d'alcool au travail. De plus, il pourrait être pertinent d'instaurer un système de prime, où le travailleur doit assumer une partie des frais encourus lorsqu'il n'en est plus à son premier accident. conscientiserait les employés et les sensibiliserait aux coûts associés aux accidents de travail, tout en les rendant plus vigilants.

Toutes ces mesures ne nécessitent que peu de ressources comparativement à tout ce qu'il en coûte à la société en termes d'accidents de travail. Elles sont toutes réalisables et existent en partie dans quelques entreprises. Il n'est donc pas utopique de croire en leur mise en place de façon permanente et sérieuse. Une prise de conscience des employeurs concernant tout ce qui leur est possible d'accomplir permettrait donc de réduire certains coûts reliés aux accidents de travail.

ANNEXE

TABLEAU 7

Groupe de modèles probit incluant les occupations

Variables	Coefficients	Variables	Coefficients
Constante	-0.9228 (-23.64)*	OCCUP7	0.0995 (5.37)*
EDU1	0.0630 (2.89) *	OCCUP8	-0.0099 (-1.29)
EDU2	0.0547 (3.96) *	OCCUP9	0.0244 (3.31)*
EDU3	0.0627 (3.55) *	OCCUP10	0.0539 (6.58)*
EDU4	0.0407 (2.20)**	OCCUP11	0.0741 (5.69)*
GRAGE1	0.1115 (4.72) *	OCCUP12	-0.0002 (-0.01)
GRAGE2	0.0935 (4.55) *	OCCUP13	0.1400 (4.96)*
GRAGE3	0.0749 (3.51) *	OCCUP14	0.0494 (1.87)
GRAGE4	0.0497 (2.44) *	OCCUP15	0.0697 (5.18)*
GRAGE5	0.0416 (2.08)**	OCCUP16	0.1403 (6.30)*
FEMMA	-0.0238 (-6.26) *	OCCUP17	0.1052 (8.87)*
FEMNMA	-0.0138 (-3.35) *	OCCUP18	0.0751 (6.82)*
HOMNMA	-0.0039 (-1.05)	OCCUP19	0.0975 (7.18)*
OCCUP2	0.0006 (0.05)	OCCUP20	0.0672 (4.23)*
OCCUP3	0.0490 (2.91) *	OCCUP21	0.0305 (1.55)
OCCUP4	-0.0288 (-0.00)	NBRSEM	0.0072 (5.84)*
OCCUP5	0.0241 (1.88)	TAILME	-0.0047 (-1.61)
OCCUP6	0.0597 (4.76) *		

Log de vraisemblance: -2141.05

Pourcentage des travailleurs ayant subi un accident: 5.9%

- (*) Coefficients significatifs à 1%
- (**) Coefficients significatifs à 5%

TABLEAU 8

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Premier groupe de modèles probit

Variables	Modèle complet	Modèle sans TAILME
Constante	-3.2521 (1.0000)	-3.3182 (1.0000)
EDU1	0.7311 (0.1192)	0.7046 (0.1192)
EDU2	0.8937 (0.4825)	0.8748 (0.4825)
EDU3	0.8067 (0.2634)	0.7941 (0.2634)
EDU4	0.4016 (0.1030)	0.3991 (0.1030)
GRAGE1	1.4760 (0.2071)	1.3967 (0.2071)
GRAGE2	1.4912 (0.2798)	1.4437 (0.2798)
GRAGE3	1.3153 (0.1861)	1.2550 (0.1861)
GRAGE4	1.0490 (0.1057)	1.0113 (0.1857)
GRAGE5	0.8632 (0.0945)	0.8511 (0.0945)
FEMMA	-0.7194 (0.2833)	-0.7190 (0.2833)
FEMNMA	-0.5045 (0.2485)	-0.4682 (0.2485)
HOMNMA	-0.1306 (0.1972)	-0.0878 (0.1972)
TAILME	-0.0410 (2.7509)	

TABLEAU 9

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Deuxième groupe de modèles probit

Variables	Modèle	Modèle	
	complet	sans TAILME	
Constante	-4.4624 (1.0000)	-3.5093 (1.0000)	
EDU1	0.7358 (0.1201)	0.7257 (0.1201)	
EDU2	0.8432 (0.4814)	0.8349 (0.4814)	
EDU3	0.7490 (0.2636)	0.7431 (0.2636)	
EDU4	0.4112 (0.1030)	0.4099 (0.1030)	
GRAGE1	1.1246 (0.2077)	1.0759 (0.2077)	
GRAGE2	1.0554 (0.2795)	1.0223 (0.2795)	
GRAGE3	0.8492 (0.1855)	0.8074 (0.1855)	
GRAGE4	0.6332 (0.1050)	0.6049 (0.1050)	
GRAGE5	0.5533 (0.0943)	0.5400 (0.0943)	
FEMMA	-0.5419 (0.2827)	-0.5388 (0.2827)	
FEMNMA	-0.3357 (0.2493)	-0.3127 (0.2493)	
НОММА	-0.0666 (0.1975)	-0.0403 (0.1975)	
RISK	4.8703 (0.0164)	4.8071 (0.0164)	
NBRSEM	0.0107 (30.5343)	0.0110 (30.5343)	
TAILME	-0.0235 (2.7524)		

TABLEAU 9 (SUITE)

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Deuxième groupe de modèles probit

Variables	Modèle sans RISK
Constante	-3.5386 (1.0000)
EDU1	0.8673 (0.1201)
EDU2	0.9365 (0.4814)
EDU3	0.8205 (0.2636)
EDU4	0.4225 (0.1030)
GRAGE1	1.2191 (0.2077)
GRAGE2	1.1595 (0.2795)
GRAGE3	0.9501 (0.1855)
GRAGE4	0.7190 (0.1050)
GRAGE5	0.6385 (0.0943)
FEMMA	-0.6144 (0.2827)
FEMNMA	-0.3914 (0.2493)
HOMNMA	-0.0506 (0.1975)
NBRSEM	0.0112 (30.5343)
TAILME	-0.0178 (2.7524)

TABLEAU 10

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Troisième groupe de modèles probit

Variables	Modèle complet	Modèle sans TAILME
Constante	-3.5213 (1.0000)	-3.5729 (1.0000)
EDU1	0.7625 (0.1097)	0.7460 (0.1097)
EDU2	0.7966 (0.4841)	0.7814 (0.4841)
EDU3	0.7114 (0.2685)	0.6993 (0.2685)
EDU4	0.4477 (0.1053)	0.4416 (0.1053)
GRAGE1	0.5913 (0.2122)	0.5344 (0.2122)
GRAGE2	0.6487 (0.2861)	0.6100 (0.2861)
GRAGE3	0.4967 (0.1881)	0.4476 (0.1881)
GRAGE4	0.3671 (0.1051)	0.3348 (0.1051)
GRAGE5	0.4048 (0.0911)	0.3889 (0.0911)
FEMMA	-0.4296 (0.2846)	-0.4252 (0.2846)
FEMNMA	-0.2811 (0.2444)	-0.2536 (0.2444)
HOMNMA	-0.0557 (0.1999)	-0.0235 (0.1999)
BINA1	0.1434 (0.2885)	0.1461 (0.2885)
BIACVE	0.6091 (0.0063)	0.6134 (0.0063)
BIACSP	0.3893 (0.0695)	0.3821 (0.0695)
BIACVO	0.0046 (0.0878)	0.0058 (0.0878)
BIACBI	0.7296 (0.0155)	0.7267 (0.0155)
PERCE2	0.1169 (2.2878)	0.0170 (2.2878)
RISK	3.1416 (0.0166)	3.0629 (0.0166)
NBRSEM	0.0100 (30.9905)	0.0104 (30.9905)
TAILME	-0.0277 (2.7717)	(======)

TABLEAU 10 (SUITE)

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Troisième groupe de modèles probit

Variables	Modèle sans RISK	Modèle sans TAILME et RISK	
Constante	-3.5611 (1.0000)	-3.6047 (1.0000)	
EDU1	0.8349 (0.1097)	0.8194 (0.1097)	
EDU2	0.8466 (0.4841)	0.8327 (0.4841)	
EDU3	0.7496 (0.2685)	0.7384 (0.2685)	
EDU4	0.4528 (0.1053)	0.4478 (0.1053)	
GRAGE1	0.6397 (0.2122)	0.5896 (0.2122)	
GRAGE2	0.7033 (0.2861)	0.6688 (0.2861)	
GRAGE3	0.5520 (0.1881)	0.5085 (0.1881)	
GRAGE4	0.4172 (0.1051)	0.3881 (0.1051)	
GRAGE5	0.4582 (0.0911)	0.4434 (0.0911)	
FEMMA	-0.4722 (0.2846)	-0.4673 (0.2846)	
FEMNMA	-0.3135 (0.2444)	-0.2891 (0.2444)	
HOMNMA	-0.0436 (0.1999)	-0.0160 (0.1999)	
BINA1	0.1393 (0.2885)	0.1419 (0.2885)	
BIACVE	0.5910 (0.0063)	0.5946 (0.0063)	
BIACSP	0.3835 (0.0695)	0.3774 (0.0695)	
BIACVO	0.0009 (0.0878)	0.0020 (0.0878)	
BIACBI	0.7294 (0.0155)	0.7267 (0.0155)	
PERCE2	0.1212 (2.2878)	0.1212 (2.2878)	
RISK		(3.2070)	
NBRSEM	0.0102 (30.9905)	0.0105 (30.9905)	
TAILME	-0.0237 (2.7717)	(30.5505)	

TABLEAU 11

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Quatrième groupe de modèles probit

Variables	Modèle		
Variables Modèle complet		Modèle sans TAILME	
Constante	-3.5077 (1.0000)	-3.5473 (1.0000)	
EDU1	0.7529 (0.1091)	0.7393 (0.1091)	
EDU2	0.7792 (0.4843)	0.7665 (0.4843)	
EDU3	0.6891 (0.2687)	0.6792 (0.2687)	
EDU4	0.4453 (0.1053)	0.4401 (0.1053)	
GRAGE1	0.5610 (0.2131)	0.5141 (0.2131)	
GRAGE2	0.6085 (0.2862)	0.5758 (0.2862)	
GRAGE3	0.4681 (0.1878)	0.4273 (0.1878)	
GRAGE4	0.2864 (0.1041)	0.2596 (0.1041)	
GRAGE5	0.3865 (0.0912)	0.3729 (0.0912)	
FEMMA	-0.4285 (0.2849)	-0.4245 (0.2849)	
FEMNMA	-0.2547 (0.2451)	-0.2327 (0.2451)	
HOMNMA	-0.0780 (0.1996)	-0.0537 (0.1996)	
BINA1	0.1453 (0.2886)	0.1476 (0.2886)	
BIACVE	0.5752 (0.0063)	0.5779 (0.0063)	
BIACSP	0.3932 (0.0698)	0.3875 (0.0698)	
BIACVO	-0.0020 (0.0881)	-0.0015 (0.0881)	
BIACBI	0.7232 (0.0157)	0.7211 (0.0157)	
BITRAU	-0.1066 (0.1023)	-0.1125 (0.1023)	
PERCE2	0.1164 (2.2864)	0.1175 (2.2864)	
CONSAL	0.0142 (2.2417)	0.0146 (2.2417)	
NBRSEM	0.0098 (30.9511)	0.0101 (30.9511)	
RISK	2.7415 (0.0165)	2.6693 (0.0165)	
TAILME	-0.0221 (2.7711)		

TABLEAU 11 (SUITE)

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Quatrième groupe de modèles probit

Variables	Modèle	No. 321	
Variables	sans RISK	Modèle sans TAILME et RISK	
Constante	-3.5415 (1.0000)	-3.5734 (1.0000)	
EDU1	0.8167 (0.1091)	0.8044 (0.1091)	
EDU2	0.8231 (0.4843)	0.8118 (0.4843)	
EDU3	0.7227 (0.2687)	0.7139 (0.2687)	
EDU4	0.4507 (0.1053)	0.4466 (0.1053)	
GRAGE1	0.5982 (0.2131)	0.5587 (0.2131)	
GRAGE2	0.6518 (0.2862)	0.6240 (0.2862)	
GRAGE3	0.5115 (0.1878)	0.4768 (0.1878)	
GRAGE4	0.3247 (0.1041)	0.3017 (0.1041)	
GRAGE5	0.4318 (0.0912)	0.4197 (0.0912)	
FEMMA	-0.4666 (0.2849)	-0.4624 (0.2849)	
FEMNMA	-0.2832 (0.2451)	-0.2646 (0.2451)	
HOMNMA	-0.0695 (0.1996)	-0.0496 (0.1996)	
BINA1	0.1418 (0.2886)	0.1439 (0.2886)	
BIACVE	0.5580 (0.0063)	0.5604 (0.0063)	
BIACSP	0.3887 (0.0698)	0.3841 (0.0698)	
BIACVO	-0.0061 (0.0881)	-0.0057 (0.0881)	
BIACBI	0.7232 (0.0157)	0.7212 (0.0157)	
BITRAU	-0.1229 (0.1023)	-0.1275 (0.1023)	
PERCE2	0.1203 (2.2864)	0.1203 (2.2864)	
CONSAL	0.0148 (2.2417)	0.0152 (2.2417)	
NBRSEM	0.0100 (30.9511)	0.0102 (30.9511)	
RISK			
TAILME	-0.0180 (2.7711)		

TABLEAU 12

DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ACCIDENT DE TRAVAIL:

COEFFICIENTS BRUTS ET MOYENNES DES VARIABLES Groupe de modèles probit incluant les occupations

Variables	Coef	ficients	Variables	Coefficients
Constante	-3.5634	(-1.0000)	OCCUP7	0.7808 (0.0145)
EDU1	0.6235	(0.1201)	OCCUP8	-0.1782 (0.0645)
EDU2	0.7786	(0.4814)	OCCUP9	0.3018 (0.1020)
EDU3	0.6949	(0.2636)	OCCUP10	0.5546 (0.1098)
EDU4	0.4501	(0.1030)	OCCUP11	0.6540 (0.0298)
GRAGE1	0.9825	(0.2077)	OCCUP12	-0.0038 (0.0044)
GRAGE2	0.9381	(0.2795)	OCCUP13	0.9533 (0.0061)
GRAGE3	0.7383	(0.1855)	OCCUP14	0.4896 (0.0040)
GRAGE4	0.5221	(0.1050)	OCCUP15	0.6260 (0.0250)
GRAGE5	0.4554	(0.0943)	OCCUP16	0.9574 (0.0098)
FEMMA	-0.4360	(0.2827)	OCCUP17	0.8295 (0.0502)
FEMNMA	-0.2404	(0.2493)	OCCUP18	0.6675 (0.0476)
HOMNMA	-0.0635	(0.1975)	OCCUP19	0.7792 (0.0297)
OCCUP2	0.0086	(0.0203)	OCCUP20	0.6076 (0.0156)
OCCUP3	0.4901	(0.0174)	OCCUP21	0.3449 (0.0071)
OCCUP4	-4.5032	(0.0027)	NBRSEM	0.0085 (30.534)
OCCUP5	0.2905	(0.0352)	TAILME	-0.0269 (2.7524)
OCCUP6	0.5698	(0.0391)		

BIBLIOGRAPHIE

VOLUMES

Bigaouette, M., <u>L'inégalité des risques de lésions professionnelles</u> avec absence entre les secteurs d'activité de l'industrie chimique, de l'industrie des produits en caoutchouc et en matière plastique et des produits du pétrole, ASSTIC, Montréal, 1988, 70 pages.

Blouin, R., Boulard, R., Ferland, G., Murray, G., Pérusse, M., <u>Les lésions professionnelles</u>, Les Presse de l'Université Laval, Québec, 1987, 296 pages.

Dagenais, M., <u>Le hasard, la tendance individuelle et l'accidentabilité comme facteur d'explication des accidents de travail</u>, Ecole des relations industrielles, Faculté des études supérieures, Université de Montréal, Montréal, 1973, 129 pages.

Duguay, P., Gervais, M., Hébert, F., <u>L'inégalité des risques</u> affectant la sécurité des travailleurs par secteur d'activité <u>économique</u>, IRSST, Montréal, 1986, 208 pages.

Duguay, P., Gervais, M., Hébert, F., <u>L'inégalité des risques</u> affectant la sécurité des travailleurs par secteur d'activité économique, annexe statistique, IRSST, Montréal, 1986, 286 pages.

Duguay, P., Gervais, M., <u>L'inégalité des risques affectant la sécurité des travailleurs: les dix secteurs prioritaires de la CSST</u>, IRSST, Montréal, 1985, 141 pages.

Ferry, T.S., <u>Modern accident investigation and analysis</u>, second edition, Publication John Wiley et fils, Californie, 1988, 305 pages.

Fortin, B., Lanoie, P., <u>A model of substitution between unemployment insurance and workers compensation: a theoretical and empirical analysis applied to the risk of workplace accidents</u>, C.R.D.E., cahier 2490, Montréal, 1990, 25 pages.

Lanoie, P., <u>Safety regulation and the risk of workplace accidents:</u>

<u>Does better accident reporting matter?</u>, C.R.D.E., cahier 0691,

Montréal, 1991, 19 pages.

Mercier, L., <u>Les accidents du travail au Québec, 1931-1980,</u> Département de Démographie, Université de Montréal, Montréal, 1982, 286 pages.

Trudel, J., Larouche, V., <u>Les accidents de travail, classification</u> <u>des modèles et théories: valeur et utilité,</u> École des relations industrielles, Université de Montréal, Montréal, 1989, 141 pages.

ARTICLES

Biddle, J.E., Zarkin, G.A., <u>Worker preferences and market</u> compensation for job risk, Review of economics and statistics, vol. 70, no 4, 1988, pages 660-667.

Brody, B., Rohan, P., Rompré, L., <u>Les accidents industriels au Canada</u>, Relations industrielles, vol. 40, no 3, 1985, pages 545-565.

Davell, R., <u>Risk preference and the work-leisure trade-off</u>, vol. 23, no 4, 1985, pages 691-701.

Fischhoff, B., Slovic, P., Lichtenstein, S., Read, S., Combs, B., How safe is safe enough? A psychometric study of attitudes towards technological risks and benefits, Policy science, vol. 9, 1978, pages 127-152.

Gerking, S., De Hann, M., Schulze, W., <u>The marginal value of job safety: a contingent valuation study</u>, Journal of Risk and Uncertainty, vol. 1, 1988, pages 185-199.

Greenwood, M., Woods, H., M., <u>The incidence of industrial accidents</u> upon individuals with special reference to multiple accidents, British Industrial Fatigue Research Board Report, no.4, 1919.

Hansen, P.C., A causal model of the relationship among accidents, biodata, personality, and cognitive factors, Journal of Applied psychology, vol. 74, no 1, 1989, pages 81-90.

Herbert, J.H., <u>A political model of industrial accidents using economic and business activity variables</u>, Applied Economics, vol. 11, 1979, pages 211-220.

Jones-Lee, M., The value of changes in the probability of death or injury, Journal of Political Economy, pages 835-849.

Kahneman, D., Tuersky, A., <u>Prospect thoery: an analysis of decision under risk</u>, Econometrica, vol. 47, no 2, 1979, pages 269-291.

Kniesner, T.J., Leeth, J.D., <u>Separating the reporting effects from the injury rate effects of worker compensation insurance: a hedonic simulation</u>, Industrial and Labor Relations Review, vol. 42, no 2, 1989, pages 280-293.

Krueger, A.B., <u>Incentive effects of worker compensation insurance</u>, Journal of Public Economics, vol. 41, 1990, pages 73-99.

Lanoie, P., <u>Safety regulation and the risk of workplace accidents in Quebec</u>, Southern Economic Journal, vol. 58, no 4, 1992, pages 950-965.

Powell, P.I., Hale, M., Martin, J., Martin, S., <u>2000 Accidents</u>, Londres, National Institute of Industrial Psychology, 1972 Rohan, P.C., Brody, B., <u>Fréquence et coût des accidents du travail en Amérique du nord entre 1971 et 1980</u>, Travail et société, vol. 9, no 2, 1984, pages 170-191.

Ruser, J.W., Smith R.S., <u>Reestimating OSHA's effects</u>, have the data changed?, Journal of Human ressources, vol.26, no 2, 1991, pages 212-235.

Scholz, J.T., Gray, W.B., <u>OSHA enforcement and workplace injuries:</u> a <u>behavioral approach to risk assessment</u>, Journal of Risk and uncertainty, vol. 3, 1990, pages 283-305.

Sider, H., <u>Work-related accidents and the production process</u>, Journal of Human Ressources, vol. 20, no 1, 1985, pages 47-67.

Schuster, M., Rhodes, S., <u>The impact of overtime work on industrial accident rates</u>, Industrial Relations, vol. 24, no 2, 1985, pages 234-246.

Smith, R., <u>An analysis of work injuries in manufacturing industry</u>, Supplemental Studies for the National Commission on State Workers' Compensation Laws, vol. III, Washington, 1973, pages 10-26.

Thomasson, T., Pozzebon, S., <u>The effect of workers' compensation</u> benefits on claim incidence in Canada: An analysis of micro-level <u>data.</u> 1993, 21 pages

Weil, D., Enforcing OSHA: the role of labor unions, Industrial Relations, vol. 30, no 1, 1991, pages 20-36.

THESES

Altayeb, S.A., <u>Drug testing and its impact on the incident rate in</u> the construction industry, Clemson University,, 1990.

Emerson, B.N., <u>Management for the amelioration of occupational</u> <u>accidents</u>, University of New South Wales, 1989.

Erasmus, W.G.J., <u>Biorhythm variables and occupational accidents</u>, University of Pretoria, 1988

Martin, L.W., <u>Relationship between employee locus of control and industrial accidents in an aerospace industrial setting</u>, University of San Francisco, 1991.

Reardon, J.E., <u>The effects of unionization and firm structure on health and safety in the bituminous coal industry</u>, University of Notre Dame, 1991.

Scott, C.R., Absenteeism, turnover, and accidents: a comparative study of older and younger workers in the copper mining industry, Louisiana Tech. University, 1988.

Shea J.S., $\underline{\text{Two essays in empirical macroeconomics}}$, Massachusetts Institute of Technology, 1990.

Sims, R.H., <u>Hazard abatement as a function of firm size: the effects of internal firm characteristics and external incentives</u>, The Rand Graduate Institute, 1988.