

## Disparités interindustrielles dans les taux de départs volontaires : une étude empirique

Robert Lacroix, Claude Montmarquette, Sophie Mahseredjian et Nicole Froment

Volume 67, numéro 4, décembre 1991

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602049ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602049ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Lacroix, R., Montmarquette, C., Mahseredjian, S. & Froment, N. (1991). Disparités interindustrielles dans les taux de départs volontaires : une étude empirique. *L'Actualité économique*, 67(4), 458-481. <https://doi.org/10.7202/602049ar>

Résumé de l'article

L'objet de cet article est d'utiliser le modèle d'estimation LISREL dans l'étude empirique des départs volontaires au Québec. Il s'agit d'un modèle d'estimation de coefficients inconnus d'un ensemble d'équations structurelles linéaires avec variables latentes. Les données utilisées sont au niveau de l'industrie. Elles portent sur l'année 1982 et proviennent de diverses sources.

Le modèle estimé contient trois variables endogènes latentes : les départs volontaires, les occasions économiques et les facteurs de risque. Le modèle retient aussi dix variables exogènes portant sur les caractéristiques personnelles des travailleurs, leur formation, leur milieu de travail et l'état des relations de travail. La majorité des résultats obtenus confirment nos anticipations. Par ailleurs, nous avons trouvé un résultat très significatif voulant que les « facteurs de risque » (indice composé de l'incidence et de la gravité des accidents du travail) réduisent les départs volontaires. Ce résultat s'ajoute au peu de résultats empiriques à ce sujet, mais est contraire à ces derniers. Nous avons donc été amenés à examiner de plus près les fondements théoriques des attentes sur cette relation pour en conclure que l'attente traditionnelle d'une relation positive n'était pas fondée et que l'on pouvait tout à fait appuyer une relation négative entre les « facteurs de risque » et les départs volontaires.

Notre analyse détaillée des résultats empiriques fait ressortir l'intérêt du modèle LISREL dans l'étude du phénomène complexe des départs volontaires.

Mots clés : départs volontaires, salaires, risques d'accidents, LISREL.

## DISPARITÉS INTERINDUSTRIELLES DANS LES TAUX DE DÉPARTS VOLONTAIRES : UNE ÉTUDE EMPIRIQUE\*

Robert LACROIX  
Claude MONTMARQUETTE  
Sophie MAHSEREDJIAN  
*Centre de recherche et  
de développement en économie  
Université de Montréal*  
Nicole FROMENT  
*Ministère du Tourisme  
Gouvernement du Québec*

**RÉSUMÉ** — L'objet de cet article est d'utiliser le modèle d'estimation LISREL dans l'étude empirique des départs volontaires au Québec. Il s'agit d'un modèle d'estimation de coefficients inconnus d'un ensemble d'équations structurelles linéaires avec variables latentes. Les données utilisées sont au niveau de l'industrie. Elles portent sur l'année 1982 et proviennent de diverses sources.

Le modèle estimé contient trois variables endogènes latentes : les départs volontaires, les occasions économiques et les facteurs de risque. Le modèle retient aussi dix variables exogènes portant sur les caractéristiques personnelles des travailleurs, leur formation, leur milieu de travail et l'état des relations de travail. La majorité des résultats obtenus confirment nos anticipations. Par ailleurs, nous avons trouvé un résultat très significatif voulant que les «facteurs de risque» (indice composé de l'incidence et de la gravité des accidents du travail) réduisent les départs volontaires. Ce résultat s'ajoute au peu de résultats empiriques à ce sujet, mais est contraire à ces derniers. Nous avons donc été amenés à examiner de plus près les fondements théoriques des attentes sur cette relation pour en conclure que l'attente traditionnelle d'une relation positive n'était pas fondée et que l'on pouvait tout à fait appuyer une relation négative entre les «facteurs de risque» et les départs volontaires.

Notre analyse détaillée des résultats empiriques fait ressortir l'intérêt du modèle LISREL dans l'étude du phénomène complexe des départs volontaires.

**Mots clés :** départs volontaires, salaires, risques d'accidents, LISREL.

---

\* Nous remercions Monique Frappier-Desrochers d'Emploi et Immigration Canada pour sa précieuse collaboration. Des commentaires et suggestions de Paul Lanoie, du comité de rédaction de *L'Actualité économique*, et d'un arbitre anonyme ont grandement contribué à la révision de ce texte. Cette recherche a été en partie financée par des subventions du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada et du Fonds pour la formation de chercheurs et l'aide à la recherche (Québec).

**ABSTRACT** — This article refers to a LISREL specification to study empirically the determinants of job mobility in Quebec. A LISREL approach is particularly useful for a system of simultaneous equations with latent variables. The industry level data used in this study are for 1982 and combine various statistical sources. The job mobility model includes three endogenous latent variables: job mobility, economic opportunity and risk factors. There are ten exogenous variables associated with labor personal characteristics, human capital, labor environment and labor relations. In general, the results confirm our anticipations. A significative result suggests that risk factors reduce job mobility. This is contrary to previous results, but can be explained from theoretical considerations. The use of LISREL helps to explain the complex issue of job mobility.

**Key words:** job mobility, wages, risk factors, LISREL.

## INTRODUCTION

On a trouvé qu'un travailleur typique occupait quelque onze emplois différents durant sa carrière et que la moitié de ces changements d'emplois se faisait durant les premiers dix ans de sa participation au marché du travail (Topel, 1986). La mobilité des travailleurs est donc un phénomène fort important qui joue un rôle déterminant dans la distribution efficace des travailleurs sur le marché du travail. Au sein des changements d'emplois, ce sont les départs volontaires qui ont surtout retenu l'attention des chercheurs.

Diverses approches théoriques ont été élaborées pour expliquer ce phénomène de mobilité. La plus récente est celle d'une recherche par le travailleur imparfaitement informé d'une adéquation optimale entre ses caractéristiques et les exigences de l'emploi occupé permettant une plus haute productivité et un salaire plus élevé. La mobilité résulterait alors de l'intérêt qu'aurait le travailleur à changer d'emploi pour améliorer l'adéquation caractéristiques-exigences de l'emploi (Jovanovic, 1979 et 1984; Mortensen, 1986; Topel, 1986).

D'autres auteurs, s'inspirant davantage de la théorie traditionnelle du capital humain, ont tenté d'expliquer les départs volontaires dans un contexte de maximisation d'utilité attendue ou de valeur présente des revenus attendus. Il y aura alors mobilité chaque fois qu'un emploi alternatif promettra un revenu ou une utilité, nets des coûts de la mobilité, supérieur à celui engendré par l'emploi détenu (Weiss, 1984; Mitchell, 1982; Borjas, 1982; Datcher, 1983; Ragan, 1984; etc.).

S'il est vrai que les départs volontaires résultent de la décision des travailleurs de changer d'emploi, il n'est pas moins vrai que les employeurs ont implicitement décidé de laisser partir ces travailleurs. On peut donc voir le phénomène de la mobilité des travailleurs à travers la décision d'une entreprise quant au taux de rétention de ses travailleurs. Compte tenu des divers coûts de formation et de recrutement de la main-d'œuvre, l'entreprise aura une combinaison salaire-départ qui lui permettra de maximiser son profit. L'entreprise maximiserait donc son profit sous contrainte, entre autres, de la mobilité des travailleurs (Shorey, 1980).

L'objet premier de cet article est d'utiliser pour une première fois, à notre connaissance, le modèle d'estimation LISREL dans l'étude empirique des départs

volontaires. Il s'agit d'un modèle d'estimation de coefficients inconnus d'un ensemble d'équations structurelles linéaires ayant de nombreux avantages. D'abord, les variables dans le système d'équations peuvent être des variables directement observées ou des variables latentes qui ne sont pas observées mais reliées à des variables observées. Ensuite, le modèle LISREL nous permet de tester la simultanéité dans toutes les directions, même si on s'attend, *a priori*, à ce que certains coefficients puissent être zéro. Cette possibilité est particulièrement utile dans une étude empirique des départs volontaires. Enfin, ce modèle d'estimation permet de calculer certaines statistiques qui donnent de l'information sur la façon de modifier le modèle pour qu'il s'ajuste mieux aux données. Cette information nous provient, entre autres, d'indices de modification indiquant quels paramètres estimer pour améliorer l'ajustement du modèle aux données.

Dans une première section, nous présentons un modèle de décision du travailleur nous permettant d'inférer un certain nombre d'hypothèses quant à l'explication des disparités interindustrielles dans les taux de départs volontaires. La section 2 résume les éléments essentiels du modèle LISREL et présente les données statistiques utilisées. Les spécifications économétriques sont données à la section 3 et l'analyse des résultats est faite à la section 4. Les conclusions principales de cette recherche empirique sont tirées à la section 5.

## 1. L'APPROCHE THÉORIQUE

Dans ce qui suit, nous allons présenter un modèle simple de décision du travailleur quant à l'opportunité de changer d'emploi pour accroître l'utilité qu'il peut en retirer. Il s'agit essentiellement d'une adaptation du modèle que Farber et Saks (1980) avaient élaboré pour étudier la décision que doit prendre un travailleur quant à la syndicalisation de son emploi. Toutefois, il nous faudra, par la suite, passer de cette décision individuelle aux disparités interindustrielles dans les taux de départ qui font l'objet de cette recherche. En somme, on doit ultimement expliquer pourquoi une proportion plus élevée de travailleurs décident de changer d'emploi dans une industrie particulière.

### 1.1 Un modèle de décision individuelle

Soit :

$V_{ni}$  : l'utilité rattachée à l'emploi dans l'entreprise  $n$  par l'individu  $i$ ;

$P_{ni}$  : la probabilité de conserver l'emploi dans l'entreprise  $n$  pour l'individu  $i$ ;

$V_{ai}$  : l'utilité rattachée à un emploi alternatif certain;

$V_{mi}$  : utilité rattachée à un emploi pouvant être occupé par l'individu  $i$  dans l'entreprise  $m$ ;

$P_{mi}$  : probabilité de conserver son emploi dans l'entreprise  $m$  pour l'individu  $i$ ;

$C_i$  : coût relié à la perte d'utilité pour l'individu  $i$  de changer d'emploi.

On peut alors exprimer l'utilité attendue des emplois en  $m$  et  $n$  pour un individu  $i$  occupant déjà un emploi en  $n$  comme suit :

$$E(V_{ni}) = P_{ni} V_{ni} + (1 - P_{ni}) V_{ai} \quad (1)$$

$$E(V_{mi}) = P_{mi} V_{mi} + (1 - P_{mi}) V_{ai} - C_i \quad (2)$$

L'individu  $i$  décidera de changer d'emploi si :

$$E(V_{mi}) > E(V_{ni})$$

ou encore, si  $Z_i > 0$  où

$$Z_i = E(V_{mi}) - E(V_{ni}) \quad (3)$$

En substituant (1) et (2) dans (3) et en réarrangeant les termes, on obtient :

$$Z_i = P_{mi} (V_{mi} - V_{ni}) - C_i + (P_{mi} - P_{ni}) (V_{ni} - V_{ai}) \quad (4)$$

On sait que  $(V_{mi} - V_{ni}) > 0$  puisque, s'il en était autrement, le travailleur  $i$  aurait passé de l'emploi dans l'entreprise  $n$  à l'emploi alternatif. Dès lors, à partir de l'équation (4) et compte tenu des manipulations qu'on peut en faire, on voit que trois composantes sont cruciales dans la prise de décision d'un individu  $i$  de quitter l'emploi qu'il détient : 1) la différence dans l'utilité rattachée aux emplois comparés  $(V_{mi} - V_{ni})$ ; 2) le coût de la mobilité  $C_i$ ; 3) la différence dans la probabilité de conserver les emplois comparés  $(P_{mi} - P_{ni})$ . Comme les informations disponibles ne nous permettent pas d'évaluer  $P_{mi}$  et  $P_{ni}$ , nous devons nous limiter aux deux premières composantes. Il faut reconnaître que si  $P_{mi}$  diffère significativement de  $P_{ni}$ , alors une erreur de spécification pourrait affecter les résultats empiriques du modèle.

On s'entend généralement pour dire que l'utilité qu'un travailleur retire de son emploi est principalement fonction du salaire et des avantages sociaux qu'il peut en tirer, du climat des relations de travail dans son milieu de travail et des risques d'accidents encourus. Ainsi, c'est en partie en fonction d'écart entre l'un ou l'autre ou entre l'ensemble de ces facteurs qu'est prise la décision du travailleur de quitter l'emploi occupé pour en prendre un autre.

On relie généralement le coût de la mobilité pour un individu : 1) à certaines de ses caractéristiques personnelles telles que son âge, son sexe, son statut matrimonial, etc. ; 2) à la formation générale et spécifique qu'il a acquise; 3) aux particularités de son milieu de travail telles que la dimension de l'entreprise, la dimension de la ville où il habite, etc. Toutes choses étant égales par ailleurs, ce sont les individus qui auront les coûts de mobilité les plus bas qui seront les plus mobiles.

### 1.2 De la décision individuelle aux taux de départ industriels

D'un ensemble de décisions individuelles résultent des taux de départ industriels qui sont très différents d'une industrie à l'autre. Comment expliquer ces différences? Il faut d'abord souligner que le taux de départ volontaire rattaché à une industrie résulte et de la mobilité interne à l'industrie et des passages d'une industrie

à l'autre. Il est d'ailleurs probable que la mobilité interne à une industrie soit, de façon générale, plus élevée que la mobilité interindustrielle. Nos données ne nous permettent pas de distinguer ces deux types de mobilité. Nous avons donc retenu des variables explicatives susceptibles d'expliquer l'une, l'autre ou les deux formes de mobilité.

Pour que le taux de départ volontaire soit plus élevé dans une industrie  $x$  qu'il l'est dans l'industrie  $y$ , il faut que, toutes proportions gardées, il y ait davantage d'occasions économiques (c'est-à-dire que le travailleur maximisant son utilité a intérêt à saisir) de changements d'emplois dans la première industrie. En d'autres mots, il faut qu'en moyenne, les travailleurs de l'industrie  $x$  puissent trouver davantage d'emplois leur permettant d'accroître leur salaire et leurs avantages sociaux, de réduire leurs risques d'accidents ou que les coûts encourus par le changement d'emploi soient plus faibles que pour les travailleurs de l'industrie  $y$ . Ce sont donc ces différences au sein des industries et entre les industries que nous retiendrons dans notre analyse empirique des disparités interindustrielles dans les taux de départs volontaires.

On voit immédiatement à quel point les questions de simultanéité jouent dans ce genre d'étude. Ainsi, s'il est vrai que les départs volontaires sont favorisés par l'importance des occasions économiques de changements d'emplois, il n'est pas moins vrai que cette mobilité réduira l'importance des occasions économiques<sup>1</sup>. De la même façon, si les risques d'accidents peuvent affecter les départs volontaires, ils ont aussi une incidence sur les occasions économiques de changements d'emplois.

Nous avons retenu le modèle d'estimation LISREL qui permet, entre autres, de tenir compte de toutes les possibilités de simultanéité.

## 2. LE MODÈLE LISREL ET LES DONNÉES STATISTIQUES

### 2.1 *Le modèle LISREL*

LISREL est un modèle d'estimation de coefficients inconnus d'un ensemble d'équations structurelles *linéaires*. Les variables peuvent être des variables directement observées ou latentes. Le modèle LISREL est constitué de trois équations<sup>2</sup>:

$$\text{équation de structure: } \eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta; \quad (1)$$

$\eta$  est un vecteur  $m$  par 1 de variables latentes endogènes;

$B$  est une matrice  $m$  par  $m$  de coefficients à estimer;

$\Gamma$  est une matrice  $m$  par  $n$  de coefficients à estimer;

$\xi$  est un vecteur  $n$  par 1 de variables latentes exogènes;

$\zeta$  est un vecteur  $m$  par 1 de résidus aléatoires.

1. Osberg, Mazany, Apostle et Clairmont (1986) ont montré que la mobilité entre emplois est un élément déterminant des salaires des individus.

2. La notation et le développement statistique sont largement inspirés par Jöreskog (1977) et Jöreskog et Sörbom (1984).

Les éléments de la matrice  $B$  représentent les effets directs des variables latentes endogènes  $\eta$  sur d'autres variables latentes  $\eta$  et les éléments de la matrice  $\Gamma$  représentent les effets directs des variables latentes exogènes  $\xi$  sur les variables latentes  $\eta$ . Le vecteur  $\eta$  est mesuré par le vecteur  $y$  et le vecteur  $\xi$  est mesuré par le vecteur  $x$ .

$$\text{équation de mesure pour } y: y = \Lambda_y \eta + \varepsilon; \quad (2)$$

$$\text{équation de mesure pour } x: x = \Lambda_x \xi + \delta; \quad (3)$$

$y$  est un vecteur  $p$  par 1 de variables observées endogènes;  
 $\Lambda_y$  est une matrice  $p$  par  $m$  de coefficients inconnus;  
 $\varepsilon$  est un vecteur d'erreurs de mesure associées à  $y$ ;  
 $x$  est un vecteur  $q$  par 1 de variables observées exogènes;  
 $\Lambda_x$  est une matrice  $q$  par  $n$  de coefficients inconnus;  
 $\delta$  est un vecteur d'erreurs de mesure associées à  $x$ .

On suppose:

- 1)  $\zeta$  n'est pas corrélié avec  $\xi$ ;
- 2)  $\varepsilon$  n'est pas corrélié avec  $\eta$ ;
- 3)  $\delta$  n'est pas corrélié avec  $\xi$ ;
- 4)  $\zeta$ ,  $\varepsilon$  et  $\delta$  ne sont pas corréliés entre eux;
- 5)  $I-B$  est une matrice non singulière.

Soit  $\Phi$  ( $n$  par  $n$ ) et  $\psi$  ( $m$  par  $m$ ) les matrices de variance-covariance de  $\xi$  et  $\zeta$ , respectivement, et  $\theta_\varepsilon$  et  $\theta_\delta$  les matrices de variance-covariance de  $\varepsilon$  et  $\delta$ , respectivement. Alors, la matrice de variance-covariance  $\Sigma$  ( $p + q$  par  $p + q$ ) de  $z = (y', x')'$  est donnée par (4)

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Lambda_y(I-B)^{-1}(\Gamma\Phi\Gamma' + \psi)(I-B')^{-1}\Lambda_y' + \theta_\varepsilon & \Lambda_y(I-B)^{-1}\Gamma\Phi\Lambda_x' \\ \Lambda_x\Phi\Gamma'(I-B')^{-1}\Lambda_y' & \Lambda_x\Phi\Lambda_x' + \theta_\delta \end{bmatrix} \quad (4)$$

L'estimation du modèle consiste en une tentative d'ajustement de la matrice  $\Sigma$  impliquée par le modèle à la matrice des variances-covariances échantillonnale  $S$  impliquée par les données. Si on suppose que la matrice  $S$  est positive définie et que les variables observées  $z = (y', x')'$  sont normales, la fonction à minimiser est

$$F = \log |\Sigma| + \text{tr}(S\Sigma^{-1}) - \log(S) - (p + q). \quad (5)$$

La minimisation de la fonction  $F$  nous donne des estimés de vraisemblance maximale.

Lorsqu'un modèle implique des variables latentes, habituellement on a plus de variables inobservées qu'observées. Ceci implique que le modèle n'est pas estimable ou testable au niveau des variables. Cependant, on peut tester si une certaine structure de matrice de variance-covariance impliquée par le modèle LISREL est cohérente. Pour cette raison, avant d'essayer d'estimer un modèle, il faut examiner le problème d'identification. Le problème d'identification est relié à la question suivante : existe-t-il un ensemble unique de paramètres cohérents avec nos

données? Si tous les paramètres du modèle sont identifiés, alors on peut dire que le modèle est identifiable.

Puisqu'il n'existe pas, en pratique, de conditions générales pour l'identification du modèle général LISREL, il est suggéré d'étudier le problème d'identification cas par cas en examinant les équations:

$$\sigma_{ij} = f_{ij}(\alpha), \quad i \leq j \quad (6)$$

définissant les  $\sigma$  comme des fonctions de  $\alpha$ .

Soit  $(p + q)(p + q + 1)/2$  le nombre total d'équations et  $t$  le nombre total de paramètres:  $\alpha_1, \dots, \alpha_t$ . Alors, la condition nécessaire pour l'identification de tous les paramètres est

$$t \leq (p + q)(p + q + 1)/2.$$

Si un paramètre  $\alpha$  peut être déterminé de ces équations, alors ce paramètre est identifiable.

Soulignons que dans la plupart des cas, le problème d'identification est trop difficile à résoudre. Le programme LISREL le fait pour nous en vérifiant si la matrice d'information (la matrice des dérivées secondes de la fonction à minimiser (5)) est positive définie. Le programme indique, dans le cas d'un modèle non identifiable, quels sont les paramètres qui ne peuvent être identifiés (l'expérience a démontré que, dans la plupart des cas, cette vérification est exacte).

Le modèle LISREL nous permet de calculer certaines statistiques qui nous donnent de l'information sur la façon de modifier le modèle pour qu'il s'ajuste mieux aux données. Cette information nous provient entre autres des indices de modification. Ces derniers nous indiquent quels paramètres estimer pour améliorer l'ajustement du modèle aux données. Pour chaque paramètre du modèle qui est fixe, l'indice de modification indique quelle serait la diminution dans la statistique  $\chi^2$  si le paramètre en question était libre<sup>3</sup>.

Lorsque l'on impose des contraintes appropriées, le modèle LISREL devient un des modèles bien connus dans la littérature. Par exemple, si l'on suppose qu'il n'y a pas de variables endogènes dans le modèle, on obtient un modèle d'analyse factorielle; si l'on pose  $\Lambda_y = \Lambda_x = I$  et  $var(\epsilon) = var(\delta) = 0$  dans les équations (2) et (3), LISREL représente un système traditionnel d'équations simultanées linéaires.

## 2.2 Les données

En fonction des différents facteurs explicatifs des départs volontaires inférés à la section 1 et compte tenu des données disponibles, nous avons retenu l'ensemble des variables présentées au tableau 1<sup>4</sup>. Les données sur les départs volontaires

3. LISREL calcule la statistique  $\chi^2$  qui est la statistique du test du ratio de vraisemblance sous l'hypothèse nulle que le modèle testé est probable. Donc, dans LISREL, on veut accepter  $H_0$ .

4. Plusieurs variables autres que celles présentées au tableau 1 ont été construites et analysées. Les détails sont disponibles auprès des auteurs.



proviennent d'une enquête réalisée au Québec en 1982 auprès des entreprises montréalaises. Les données sur les autres variables portent sur la même année ou sur l'année la plus rapprochée lorsque les données pour 1982 ne sont pas disponibles. Dans la définition des variables, on notera la référence à deux indices. L'indice  $i$  ( $i = 1, \dots, 225$ ) définit les sous-secteurs d'activité. Les variables pour lesquelles les données ne sont disponibles que par secteur d'activité sont en indice  $j$  ( $j = 1, \dots, 30$ ). Au tableau 1, nous présentons comme mesure descriptive les moyennes et les écarts-types des variables retenues. La liste des secteurs d'activité économique avec les taux de départs volontaires par secteur est présentée dans l'annexe 1, alors que la définition précise des variables et les sources de données sont respectivement présentées aux annexes 2 et 3.

Selon notre discussion théorique précédente, on peut regrouper les variables retenues de la façon suivante. La variable *TROUL* mesure les départs volontaires. C'est une mesure de la mobilité qui résulte de la comparaison entre l'utilité attendue et les coûts associés à cette mobilité. Les variables *SINTERM* et *TIG* représentent l'utilité attendue telle que définie par les occasions économiques et les facteurs de risque. Ces trois premières variables sont endogènes et traitées de façon simultanée dans notre modèle. Parmi les variables exogènes du modèle, un premier groupe est associé aux coûts de la mobilité qui dépendent 1) des caractéristiques des employés, soit la structure d'âge, *AGET2*, et la part de l'emploi occupée par les femmes, *EMPFM*; 2) de la formation spécifique et générale des employés telle que mesurée par la part des travailleurs professionnels dans l'emploi total, *MAINSP*, et celle ayant des études postsecondaires dans l'emploi total, *SCOLT2*; 3) des caractéristiques du milieu de travail définies: a) par la part du secteur d'activité économique  $j$  dans l'emploi total du Montréal métropolitain, *STRUM*; b) par l'indice de concentration d'emploi à l'intérieur des grandes entreprises, *CEMG*; c) par la taille moyenne des entreprises dans le sous-secteur d'activité économique  $i$ , *TAI*. Un deuxième groupe porte sur les relations de travail et comprend des variables pouvant avoir une incidence sur l'utilité des travailleurs, mais dont le sens de la causalité nous paraissait suffisamment clair pour les considérer comme exogènes. Il s'agit a) de l'importance relative du nombre de jours/personne perdus résultant des conflits de travail légaux, *GREVL*, et illégaux, *GREVL*; b) et du taux de syndicalisation, *TSYNDIC*.

### 3. SPÉCIFICATION ÉCONOMÉTRIQUE

Comme mentionné ci-dessus, la variable «départs volontaires» (*DV*) ne peut être directement observée, mais cette variable latente peut être mesurée par *TROUL*, le taux de roulement moyen dans le sous-secteur d'activité économique  $i$ , qui est défini comme le minimum entre le taux d'embauches et le taux de séparation du même sous-secteur. Les *embauches* effectuées par l'entreprise au cours des 12 mois couverts par l'enquête ont été calculées en tenant compte des embauches permanentes et temporaires, à temps plein et à temps partiel moins les rappels suite aux mises à pied saisonnières et conjoncturelles. Les *séparations* sont les départs

TABLEAU 1  
LES VARIABLES DU MODÈLE

Symbole	Description	Moyenne (écart-type)
<i>Variables endogènes</i>		
<i>TROUL</i>	Taux de roulement moyen des entreprises dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en octobre 1982	20,97 (17,86)
<i>SINTERM</i>	Écart du salaire médian du secteur d'activité économique <i>j</i> par rapport au salaire médian de l'ensemble de l'économie en 1982	0,91 (0,21)
<i>TIG</i>	Facteur de risque d'accidents de travail dans le secteur d'activité économique <i>j</i> en 1981	2,10 (1,39)
<i>Variables exogènes</i>		
<i>Caractéristiques personnelles</i>		
<i>AGET2</i>	Part de l'emploi occupé par les 25 ans et plus dans l'emploi total du sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en 1981 (en %)	76,95 (7,12)
<i>EMPFM</i>	Part de l'emploi occupé par les femmes dans l'emploi total du secteur d'activité économique <i>j</i> en 1981 (en %)	32,81 (18,22)
<i>Formation</i>		
<i>MAINSP</i>	Part de l'emploi occupé par les travailleurs des groupes professionnels dont le code CCDP est inférieur à 4110 (groupes professionnels spécialisés) dans l'emploi total du secteur d'activité économique <i>j</i> en 1981 (en %)	21,80 (17,93)
<i>SCOLT2</i>	Part de l'emploi occupé dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> par ceux ayant des études postsecondaires avec ou sans certificat ou diplôme et ceux qui possèdent un baccalauréat ou plus en 1981 (en %)	32,72 (16,52)
<i>Milieu de travail</i>		
<i>STRUM</i>	Part de l'emploi du secteur d'activité économique <i>j</i> dans l'emploi total du Montréal métropolitain en 1983-84 (en %)	3,96 (3,41)
<i>CEMG</i>	Indice de concentration de l'emploi à l'intérieur des grandes entreprises dans le secteur d'activité économique <i>j</i> en 1983-84 (en %)	0,63 (2,01)
<i>TAI</i>	Taille moyenne des entreprises dans le secteur d'activité économique <i>i</i> en octobre 1982	37,89 (43,99)
<i>Relations de travail</i>		
<i>GREVL</i>	Part du nombre de jours/personne perdus en raison de conflits de travail légaux dans le nombre estimatif de jours/personne travaillés dans le secteur d'activité économique <i>j</i> entre 1980 et 1982 (en %) x 1000	88,9 (105,88)
<i>GREVIL</i>	Part du nombre de jours/personne perdus en raison de conflits de travail illégaux dans le nombre estimatif de jours/personne travaillés dans le secteur d'activité économique <i>j</i> entre 1980 et 1982 (en %) x 1000	6,93 (14,51)
<i>TSYNDIC</i>	Taux de présence syndicale dans le secteur d'activité économique <i>j</i> en 1985 (en %)	40,45 (24,45)

totaux dans l'entreprise durant la période considérée par l'enquête, incluant les mises à pied permanentes et temporaires. La définition du taux de roulement que nous utilisons a été suggérée par Statistique Canada, lors du lancement de son enquête semestrielle en 1948. En période d'accroissement du niveau d'emploi, le taux de séparation devient le taux de roulement et, lorsqu'on observe une baisse de niveau d'emploi, le taux de roulement est égal au taux d'embauche.

La variable latente «occasion économique» (*OE*) est mesurée par la variable *SINTERM*, le salaire interindustriel, qui est défini comme étant le rapport entre le salaire médian dans le secteur d'activité économique *j* et celui de l'ensemble de l'économie. Avec cette mesure de la variable *OE*, si le salaire médian du secteur *j* est inférieur à celui de l'ensemble de l'économie, il existe des occasions économiques pour les travailleurs dans ce secteur. Finalement, la variable observée *TIG*, une variable d'interaction entre le taux d'incidence (*TI*) et l'indice de gravité des accidents du travail (*IG*) dans le secteur *j*, est un indicateur de la variable latente endogène «facteur de risque» (*FR*). Donc, le vecteur des variables endogènes latentes est

$$\eta' = (DV, OE, FR)' \quad (7)$$

et le vecteur des résidus de l'équation structurelle devient

$$\zeta = (\zeta_1, \zeta_2, \zeta_3)' \quad (8)$$

et la matrice des variances-covariances de  $\zeta$  retenue est diagonale.

Pour compléter l'équation de mesure (2) pour les *y*, on définit

$$y = \begin{bmatrix} TROUL \\ SINTERM \\ TIG \end{bmatrix} \quad \Lambda_y = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Le coefficient  $-1$  dans la matrice  $\Lambda_y$  rappelle que la variable latente *OE* varie inversement avec la définition de la variable observée *SINTERM*.

Toutes les variables exogènes du modèle considéré sont observables, c'est-à-dire

$$\zeta' \equiv x' = (AGET2, EMPFM, MAINSP, SCOLT2, STRUM, CEMG, TAI, GREVL, GREVIL, TSYNDIC) \quad (10)$$

avec  $\Lambda_x = I$  et  $var(\delta) = 0$ .

Comme l'un des objectifs de notre modèle de départs volontaires est d'insister sur le caractère de simultanéité des déterminants des départs vis-à-vis les occasions économiques et les facteurs de risque, la matrice *B* est définie pleine :

$$B = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & 0 & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 0 \end{bmatrix} \quad (11)$$

La matrice  $\Gamma$  finale retenue en tenant compte des éléments théoriques du modèle et des problèmes d'identification et de convergence au niveau de l'estimation est :

$$\Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & 0 & \gamma_{14} & \gamma_{15} & \gamma_{16} & \gamma_{17} & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} & 0 & \gamma_{26} & 0 & \gamma_{28} & \gamma_{29} & \gamma_{2,10} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} & \gamma_{35} & \gamma_{36} & 0 & 0 & \gamma_{39} & \gamma_{3,10} \end{bmatrix}. \quad (12)$$

Dans ce modèle  $m = 3$ ,  $p = 3$  et  $q = 10$ , le nombre de paramètres à estimer  $t = 32$  ( $6\beta$ ,  $22\gamma$ ,  $2\zeta$  et  $2\theta_e$ ). D'autre part,  $(p + q)(p + q + 1)/2 = 91$ , donc la condition nécessaire pour l'identification du modèle est satisfaite.

#### 4. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES

La spécification économétrique décrite dans la section précédente a été estimée à l'aide du programme LISREL VI de Jöreskog et Sörbom (1984) pour un échantillon de 225 sous-secteurs d'activité économique du Québec<sup>5</sup>.

Le tableau 2 présente les résultats. Globalement, on peut considérer cette spécification comme très satisfaisante : la valeur faible des  $\chi^2$  indique un bon ajustement aux données et les indices de modification, tous nettement inférieurs à 1,64, montrent qu'il serait inutile d'ajouter des paramètres à la spécification retenue. Pour chaque entrée du tableau, trois éléments sont présentés. Le premier élément est le coefficient estimé indiquant le signe des relations entre variables dépendantes et indépendantes du modèle. Il indique également l'effet direct de la variable sur les variables à expliquer du modèle. Le second élément, entre parenthèses, est la statistique  $t$  usuelle, une indication du niveau de confiance que le coefficient estimé soit significativement différent de zéro. Finalement, le troisième élément, entre crochets, représente l'effet total (tenant compte de la simultanéité du modèle) de chacune des variables sur les variables à expliquer du modèle. Comme la solution obtenue est une solution standardisée, l'effet total comme l'effet direct sont comparables d'une variable à l'autre. On notera qu'une variable endogène a un effet sur elle-même en raison du caractère de simultanéité du modèle.

Si l'on examine en premier lieu l'importance de la simultanéité de notre modèle de départs volontaires, les résultats les plus intéressants concernent les départs volontaires et les facteurs de risque. Les départs volontaires sont très significativement reliés à la variable «facteur de risque» avec, comme résultat, qu'une hausse du «facteur risque» réduit les départs volontaires. Ce résultat mérite qu'on s'y arrête, car il est nouveau, robuste et important si l'on regarde l'effet total engendré par la variable «risque» sur les départs volontaires. Il faut souligner que les risques

5. LISREL est une spécification économétrique très générale. En pratique, cependant, des problèmes de convergence et d'identification peuvent en limiter la généralité. C'est partiellement vrai pour notre problème. Pour fins de comparaison, nous avons aussi appliqué à nos données la méthode d'équations simultanées sans variables latentes. Lorsque l'on compare les deux spécifications, on note en général qu'il y a plus de coefficients significatifs dans le modèle avec variables latentes que dans celui sans variables latentes avec résultat que le premier s'ajuste mieux aux données que le second. Les résultats non rapportés sont disponibles sur demande.

TABLEAU 2  
 MODÈLE DE DÉPARTS VOLONTAIRES

Variables	DV	OE	FR
<i>Variables endogènes</i>			
DV		0,166 (1,37) [0,09]	0,168 (0,84) [0,25]
OE	0,196 (1,09) [-0,21]		1,077 (2,66)* [0,79]
FR	-0,448 (-2,41)* [-0,36]	-0,251 (-3,94)* [-0,23]	
<i>Variables exogènes</i>			
<i>Caractéristiques personnelles</i>			
AGET2	-0,057 (-0,69) [-0,07]	-0,156 (-3,89)* [-0,16]	0,145 (1,58) [-0,04]
EMPFM	-0,183 (-1,42) [0,18]	0,236 (4,20)* [0,42]	-1,106 (-5,33)* [-0,62]
<i>Formation</i>			
MAINSP		-0,324 (-5,25)* [0,04]	0,082 (0,53) [-0,20]
SCOLT2	0,063 (0,54) [0,05]	-0,156 (-2,57)* [-0,14]	0,101 (0,80) [-0,04]
<i>Milieu de travail</i>			
STRUM	-0,232 (-3,12) [-0,30]		0,262 (2,40)* [0,12]
CEMG	-0,029 (-0,36) [-0,08]	-0,229 (-6,11)* [-0,24]	0,267 (2,21)* [-0,004]
TAI	-0,101 (-1,51) [-0,09]		
<i>Relations de travail</i>			
GREVL		-0,267 (-5,40)* [0,06]	
GREVIL		-0,135 (-3,83)* [-0,05]	0,208 (2,24)* [0,04]
TSYNDIC		0,047 (0,74) [-0,30]	0,806 (5,46)* [0,59]

NOTES: \* Le coefficient est statistiquement significatif à 95 %.

$\chi^2(4)$  pour le modèle = 2,73 (niveau de probabilité de 0,604).

$\psi_2 = \theta_{\varepsilon_3} = 0,001$  pour éviter des variances négatives. En ce sens, les estimés du tableau 2 sont conditionnels. Les estimés négatifs initiaux de  $\psi_2$  et de  $\theta_{\varepsilon_3}$  n'étaient pas statistiquement significatifs.

$\hat{\psi}_1 = 0,561$  (1,337).  $\hat{\psi}_3 = 0,481$  (3,926).  $\hat{\theta}_{\varepsilon_1} = 0,333$  (0,814).  $\hat{\theta}_{\varepsilon_2} = 0,237$  (9,363).

d'accidents de travail réduisent l'utilité attendue d'un emploi et cela principalement pour trois raisons. D'abord, dans la mesure où l'accident de travail interrompt temporairement ou de façon permanente le flux des revenus d'un individu, il affectera négativement son utilité. Ensuite, l'accident de travail occasionne généralement des frais médicaux. Enfin, un accident de travail peut modifier temporairement ou de façon permanente la capacité d'un individu de retirer de l'utilité d'une consommation donnée.

Dans un monde où il n'existerait pas, au départ, de compensations pour les risques d'accidents du travail, on constaterait une tendance à la mobilité des travailleurs des secteurs à risque vers les secteurs moins risqués et un ajustement graduel des salaires qui tiendrait compte de plus en plus de ces facteurs de risque. À un moment donné du temps, on pourrait donc avoir un effet positif des risques d'accidents du travail sur la mobilité des travailleurs. À l'autre extrême, s'il advenait que les travailleurs soient parfaitement compensés pour les risques d'accidents du travail dont il serait parfaitement informé, ces risques ne devraient pas être un facteur de mobilité des travailleurs.

Au Québec, les compensations pour les pertes de revenu de même que les frais médicaux sont assumés par la CSST (Commission de la santé et de la sécurité au travail), organisme entièrement financé par les employeurs. Reste alors la compensation d'une éventuelle diminution de la capacité du travailleur accidenté de jouir d'un niveau de consommation donné. On peut la retrouver partiellement ou totalement sous forme de prime salariale de risque. Si l'on se fie aux résultats de Cousineau, Lacroix et Girard (1989), de telles primes salariales de risque existent au Québec. Dans ces conditions, les risques d'accidents pourront avoir une incidence sur les départs volontaires s'il advient que les primes salariales de risque ne sont pas adéquates ou que l'information sur les risques est imparfaite. Or, Viscusi (1979) a bien démontré qu'il y a plusieurs raisons qui peuvent pousser l'employeur à ne pas diffuser complètement l'information sur les risques d'accidents. C'est par ce dernier facteur qu'on relie généralement les risques d'accidents à la mobilité des travailleurs. S'il advient que les informations recueillies en emploi sur les accidents du travail révèlent un risque d'accident différent de celui anticipé à l'embauche, le travailleur sera incité à changer d'emploi.

Dans la même étude, Viscusi estime plusieurs équations de départ au niveau industriel avec le taux d'accidents comme une des variables indépendantes. Contrairement à nos propres résultats, il trouve un effet positif et significatif du taux d'accident de travail sur les départs. Comment expliquer cette différence? D'abord, il faut souligner que Viscusi ne tient compte d'aucune simultanéité dans son équation de départ. Or, non seulement nous savons théoriquement que cette simultanéité existe mais nos résultats empiriques le confirment clairement. Ensuite, notre variable d'accidents tient compte non seulement de l'incidence mais aussi de la gravité. Enfin, nous ne pensons pas qu'*a priori* et au niveau industriel nous puissions postuler une relation positive entre les taux de départ et les risques d'accidents. En effet, pour que cette relation existe, il faudrait que l'écart entre les risques d'accidents anticipés par les travailleurs en acceptant un emploi et les risques d'acci-

dents constatés lorsqu'il est en emploi s'accroisse avec l'importance du risque. Or, le contraire est peut être plus probable en ce sens que l'information publique sur les risques d'accidents serait plus importante et disponible pour les industries à hauts risques et les primes de risque y seraient plus adéquates. On n'a qu'à penser aux secteurs des mines, de la construction, de l'amiante, etc. Dans ces conditions et au niveau industriel, on peut avoir une relation négative entre les risques d'accidents et le taux de départs volontaires.

Dans une étude plus récente, Viscusi et Moore (1990) reviennent sur cette relation possible entre le risque d'accident et la mobilité. Cette fois, la variable de risque utilisée ne porte pas sur l'ensemble des risques d'accidents de travail, mais uniquement sur les risques d'accidents mortels. Lorsque les départs effectifs sont utilisés comme variable dépendante, le risque de décès n'a pas d'incidence significative sur les départs. Évidemment, ces résultats, autant que les nôtres, ne remettent pas en cause les conclusions théoriques de Viscusi et Moore, mais bien plutôt le fait que le risque d'accidents au niveau industriel n'est probablement pas un bon indicateur de l'écart entre le risque d'accidents anticipé et le risque constaté par le travailleur une fois dans l'emploi.

Un autre résultat important en termes d'effet total montre que les facteurs de risque sont positivement influencés par les occasions économiques. C'est un résultat logique dans la mesure où les occasions économiques plus grandes augmentent les départs volontaires : les hauts taux de départs volontaires devraient s'observer dans les industries offrant le plus d'opportunités à la mobilité, de faibles salaires étant un bon exemple d'une telle opportunité. Une augmentation de départs volontaires a la conséquence d'exposer les travailleurs dans ces secteurs à une situation constante d'adaptation où il est plus fréquent de commettre des erreurs, sources d'accidents ou de maladies. Pour qu'un tel scénario soit crédible, on doit retrouver dans notre système d'équations, d'une part, une influence positive des occasions économiques sur les départs volontaires et, d'autre part, une influence positive des départs volontaires sur les facteurs de risque. On retrouve effectivement ces résultats dans notre spécification. Malheureusement, les coefficients estimés des variables en cause ne sont pas statistiquement significatifs<sup>6</sup>. Toutefois, on peut considérer comme un appui à notre explication l'importance de l'effet total de la variable «occasions économiques» sur les facteurs de risque. Notons enfin que la relation positive entre *OE* et *FR* tendrait à suggérer que les secteurs à plus haut risque ne sont que très faiblement compensés en termes de prime salariale même s'ils le sont davantage que les secteurs moins risqués. Ce résultat suggère que les emplois plus risqués sont occupés par des rîscophiles qui n'exigent qu'une faible compensation.

Par ailleurs, comme on doit s'y attendre s'il y a des primes salariales de risque, on trouve dans le modèle avec variables latentes que les facteurs de risque influencent négativement, avec un coefficient estimé statistiquement significatif, les occasions économiques.

---

6. La faible relation entre «occasions économiques» et «départs volontaires» pourrait s'expliquer par la récession de 1982 qui ajoute des éléments d'incertitude à tout départ volontaire.

Notre spécification suggère également un lien positif entre les départs volontaires et la variable «occasions économiques» (sans cependant que le coefficient ne soit très significatif). C'est un résultat non anticipé, puisque les départs volontaires d'une industrie devraient amener une hausse des salaires dans cette industrie relativement aux autres industries et ainsi diminuer les occasions économiques. Par ailleurs, une autre explication, compatible avec les résultats observés, serait qu'à cause du taux de roulement élevé, les entreprises n'ont pas à investir dans des salaires élevés. C'est la situation des restaurants «fast food». L'explication précédente concernerait les entreprises avec des travailleurs plus spécialisés.

Au tableau 2, nous présentons également l'influence des variables exogènes du modèle sur nos trois variables endogènes. Examinons d'abord l'effet des variables exogènes sur les départs volontaires (*DV*). En général, les liens anticipés entre les départs volontaires et les variables exogènes du modèle se sont réalisés. Il s'agit en premier lieu de la variable *EMPFM* qui concerne la concentration des femmes dans un secteur. L'influence négative (importante en termes d'effet total mais non significative) de cette variable sur les départs volontaires souligne la stabilité relative des femmes causée, par exemple, par une moins grande scolarité et des contraintes familiales. Ici, il est intéressant de constater que l'effet total est de signe opposé à l'effet direct de cette variable sur les départs volontaires. Ce résultat semble provenir de l'effet direct positif de la variable *EMPFM* sur les occasions économiques qui, comme variable endogène explicative, affecte à son tour positivement les départs. Les autres variables intéressantes sont la part de l'emploi du secteur dans l'emploi montréalais, *STRUM*, et la taille moyenne des entreprises du secteur d'activité économique concerné, *TAI*. Dans les deux cas, les relations directes avec les départs volontaires sont négatives. Le lien négatif et statistiquement significatif qui existe entre la variable *STRUM* et les départs volontaires suggère une stabilité intersectorielle plus importante qu'anticipée et s'explique par le fait qu'un secteur, dont la part de l'emploi est élevée, a un nombre d'alternatives moins grand (rares départs à combler ailleurs, faible mobilité de la main-d'œuvre vers les autres secteurs). Dans le cas de la taille, deux raisons peuvent expliquer cet effet négatif, mais non significatif. Premièrement, les occasions de mobilité interne à l'entreprise augmentant avec la taille de cette dernière, on comprendra que la grande taille des entreprises diminue la nécessité d'un départ volontaire pour un travailleur voulant changer d'emploi puisqu'il peut souvent le faire au sein de son entreprise. Deuxièmement, nous savons que la taille d'une entreprise est un facteur important pour expliquer l'existence, la quantité et la qualité des avantages sociaux offerts aux employés (Cousineau et Lacroix, 1984). Or, certains de ces avantages sociaux (les fonds de pension, par exemple), n'étant pas toujours et complètement transférables, augmentent le coût de la mobilité et sont donc susceptibles de réduire les départs volontaires. On remarquera, cependant, que l'effet total de cette variable est relativement faible.

Bien que les coefficients estimés des variables ne soient pas statistiquement significatifs, on trouve des liens négatifs entre les départs volontaires et la proportion des travailleurs âgés de 25 ans et plus, *AGET2*, et la concentration de l'emploi



à l'intérieur des grandes entreprises dans un secteur d'activité économique donné, *CEMG*. Pour ce qui est de l'effet de *AGET2*, il s'explique tout simplement par l'augmentation du coût de la mobilité avec l'âge alors que dans le cas de *CEMG* ce sont les mêmes explications que nous avons données pour la variable *TAI* qui jouent.

Le coefficient de la variable *SCOLT2* a un signe positif mais n'est pas statistiquement significatif. Cette variable capte probablement deux effets jouant en sens inverse sur la mobilité des travailleurs. On s'attend à ce que les travailleurs les plus scolarisés soient plus mobiles et, en ce sens, à une relation positive entre les départs volontaires et le niveau d'éducation. Toutefois, la formation spécifique a, quant à elle, un effet négatif sur la mobilité des travailleurs. Comme la formation spécifique n'a été prise qu'imparfaitement en compte dans ce modèle empirique et que l'on sait qu'elle s'accroît avec le niveau d'éducation, cela pourrait expliquer la faiblesse du coefficient de *SCOLT2* et le fait qu'il ne soit pas statistiquement significatif.

Finalement et encore une fois résultant de notre système d'équations simultanées, on trouve, malgré l'absence d'effet direct, un effet total négatif de la variable «taux de syndicalisation» (*TSYNDIC*) sur les départs volontaires. Ceci vient du rôle positif important que joue cette variable sur les facteurs de risque qui à leur tour influencent négativement *DV*.

Pour l'équation «occasions économiques», à l'exception d'une seule variable, le degré de syndicalisation, *TSYNDIC*, tous les coefficients des autres variables exogènes retenues sont statistiquement significatifs. Ainsi, on constate que les jeunes travailleurs ont plus d'occasions économiques que les travailleurs plus âgés (variable *AGET2*). Ce résultat ne surprend pas, étant donné le nombre important de jeunes travailleurs que l'on retrouve dans le secteur du petit commerce et de la restauration, par exemple, qui sont payés au salaire minimum.

Les secteurs, dont la part de l'emploi occupée par les femmes, *EMPFM* est importante, bénéficient d'occasions économiques plus élevées. Ceci semble vouloir refléter le fait que les salaires de départ des femmes sont souvent inférieurs à ceux des hommes et que leurs possibilités de promotion sont plus lentes que celles des hommes. Finalement, nous observons un signe négatif entre la variable «occasions économiques» et la variable «pourcentage de l'emploi concentré dans les grandes entreprises»: au Québec comme ailleurs, les salaires sont plus élevés dans les grandes entreprises que dans les autres (Marion, Lacroix et Latraverse, 1979).

La présence d'une part importante de main-d'œuvre spécialisée, *MAINSP*, réduit les occasions économiques pour ces travailleurs par le fait que la mobilité interindustrielle leur est moins facile en raison de leur spécialisation réduisant ainsi le taux de départs volontaires d'un secteur vers un autre. La scolarité (*SCOLT2*) plus poussée engendre généralement un niveau de revenu supérieur, réduisant l'incitation à la mobilité pour des raisons d'occasions économiques plus avantageuses. Les secteurs à grèves légales, *GREVL*, et illégales, *GREVIL*, sont négativement reliés à la variable «occasions économiques». On sait que ces secteurs sont des

secteurs où l'ensemble des conditions de travail, et en particulier les salaires, sont supérieures à la moyenne (Lacroix, 1987), ce qui explique les résultats obtenus.

On constate que les effets totaux ne divergent que peu des effets directs pour l'ensemble des variables. Il y a cependant deux exceptions intéressantes. C'est le cas de la variable *EMPFM* qui voit son effet direct positif doublé par l'ajout de son effet sur les «facteurs de risque» (*EMPFM* influence négativement *FR* qui, à son tour, influence négativement *OE*). Quant à la variable *TSYNDIC*, elle offre un effet total négatif en raison de son effet sur les facteurs de risque et de l'effet de cette dernière variable sur les occasions économiques.

Comme pour l'équation précédente, il existe plusieurs coefficients de variables exogènes statistiquement significatifs pour expliquer l'équation «facteurs de risque». Ainsi, il est intéressant de constater que la variable «grèves illégales», *GREVIL*, va dans le même sens que le «facteur risque». La causalité pourrait être renversée en ce sens que le recours à des grèves illégales résulterait de situation de forte tension où possiblement la sécurité des travailleurs est mise en cause.

Les femmes se concentrant davantage dans des industries à faibles risques (en particulier le secteur des services), il n'est pas surprenant de retrouver un coefficient de signe négatif reliant la variable «facteur risque» et *EMPFM*. Par contre, on notera le coefficient de signe positif (même si la statistique *t* n'est pas des plus élevées) entre «facteur de risque» et *AGET2* : un personnel âgé accroîtrait le facteur de risque. Un taux de syndicalisation, *TSYNDIC*, élevé dans un secteur hausserait les facteurs de risque selon nos résultats. Il serait probablement plus juste, cependant, d'interpréter ce résultat comme découlant d'une situation où le taux de syndicalisation est souvent plus élevé dans des secteurs à hauts risques.

Oi (1974) a avancé plusieurs hypothèses pour expliquer un taux d'accidents moins élevé dans les grands établissements. Ces derniers peuvent 1) avoir un taux de roulement moins élevé; 2) une plus large part de leurs employés dans le travail de bureau et de vente; 3) embaucher moins de jeunes travailleurs; 4) substituer du capital au travail dans les occupations les plus dangereuses. De plus, les grandes entreprises pourraient bénéficier d'économie d'échelle dans la production de moyens de prévention des accidents. Ceci dit, il semble, par ailleurs, que les accidents les plus graves seraient davantage concentrés dans les grandes entreprises. Tant et si bien que les études empiriques présentent généralement un signe négatif lorsque la variable dépendante est le taux d'accidents (Kriebel, 1982 et Chelius, 1974) mais positif lorsque cette variable est la gravité des accidents (Curington, 1986). Comme notre variable d'accidents contient l'incidence et la gravité et que notre variable d'indice de concentration de l'emploi à l'intérieur des grandes entreprises (*CEMG*) a un coefficient positif et significatif, on doit inférer que *CEMG* a un effet prédominant sur la gravité dans les accidents de travail.

Le coefficient de signe positif reliant la variable «facteur risque» et la variable «part de l'emploi d'un secteur dans l'ensemble de l'économie», *STRUM*, montre que le «facteur risque» augmente avec une part plus grande du secteur.

Possiblement, ce résultat est lié à la dimension incidence dans notre mesure de «facteur de risque».

Généralement, les effets totaux des variables sont inférieurs aux effets directs. Dans le cas des variables *GREVIL* et *CEMG*, l'effet total devient négligeable en raison de l'effet direct de ces variables sur les occasions économiques et de l'interaction de cette dernière variable avec les facteurs de risque.

## CONCLUSION

Notre analyse détaillée des résultats empiriques a fait clairement ressortir, croyons-nous, l'intérêt du modèle LISREL dans l'étude du phénomène complexe des départs volontaires. Le fait que LISREL nous permette de tester la simultanéité des variables latentes présente un avantage important sur les modèles plus traditionnels, bien qu'en pratique, des problèmes de convergence et d'identification imposent souvent des contraintes sérieuses à la généralité de cette spécification économétrique.

Notre résultat très significatif voulant que les «facteurs de risque» réduisent les départs volontaires s'ajoute non seulement au peu de résultats empiriques à ce sujet, mais est contraire à ces derniers. Nous avons donc été amenés à examiner de plus près les fondements théoriques des attentes empiriques sur cette relation pour en conclure que l'attente traditionnelle d'une relation positive entre les «facteurs de risque» et les départs volontaires n'était pas fondée et que l'on pouvait tout à fait appuyer une relation négative entre ces deux variables. Il s'agit d'un résultat important, mais inattendu au départ, de cette étude empirique.

La majorité des variables exogènes dans les équations de départs volontaires, de «facteur de risque» et d'«occasions économiques» ont le signe attendu et plusieurs sont statistiquement significatives.

Finalement, il faut rappeler notre incapacité à tenir compte explicitement des probabilités de conserver l'emploi dans une entreprise donnée. Ceci pourrait expliquer que dans nos estimations, les occasions économiques n'expliquent pas davantage les départs volontaires relativement aux facteurs de risques. Sans études plus poussées sur cette dernière question, il est difficile de tirer de nos résultats des conclusions précises de politique économique.

## ANNEXE 1

## TAUX DE DÉPARTS VOLONTAIRES PAR SECTEUR D'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE

Secteur	Nombre de sous-secteurs	Taux de départs
Aliments et boissons	9	24,50
Tabac	1	7,69
Caoutchouc et matières plastiques	2	28,09
Cuir	3	25,28
Textile	8	22,65
Habillement et bonneterie	8	29,27
Bois	5	33,34
Meubles	5	22,41
Papier	4	11,68
Imprimerie et édition	4	16,40
Métaux primaires	7	7,81
Produits métalliques	9	21,53
Machines (sauf électriques)	3	21,31
Équipement de transport	8	12,18
Produits électriques	8	13,65
Produits minéraux non métalliques	8	10,35
Pétrole et charbon	2	11,99
Produits chimiques	8	23,28
Produits manufacturiers divers	6	26,53
Transport et entreposage	14	8,01
Communications et autres services publics	8	16,97
Commerce de gros	19	18,37
Commerce de détail	22	19,77
Institutions financières et assurances, immeubles	7	16,91
Enseignement et services connexes	9	18,96
Services médicaux et sociaux	8	11,84
Services aux entreprises	12	43,95
Services personnels	6	47,24
Hébergement et restauration	4	29,25
Services divers	8	29,69

Nombre de secteurs retenus = 30

Nombre de sous-secteurs retenus = 225

## ANNEXE 2

## DÉFINITION DES VARIABLES

Symbole	Définition
<i>TEMB</i>	Taux d'embauches moyen des entreprises dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en octobre 1982 (en %) : $TEMB = \frac{\text{nombre d'embauches} - \text{nombre de rappels}}{\text{emploi moyen}} \times 100;$
<i>TSEP</i>	Taux de séparation moyen des entreprises dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en octobre 1982 (en %) : $TSEP = \frac{\text{nombre de séparations}}{\text{emploi moyen}} \times 100.$
<i>TROUL</i>	$\min (TEMB, TSEP)$
<i>TI</i>	Taux d'incidence d'accidents du travail dans le secteur d'activité économique <i>j</i> en 1981 (en %) : $\frac{\text{nombre annuel total de lésions professionnelles (IT, IP, MPJ)}^7}{\text{nombre annuel moyen de travailleurs occupés}} \times 100$
<i>IG</i>	Indice de gravité des accidents du travail dans le secteur d'activité économique <i>j</i> en 1981 (en jours): $\frac{\text{nombre total de jours indemnisés pour les lésions survenues en 1981}}{\text{nombre total de lésions survenues en 1981}} \times 100$
<i>TIG</i>	$TIG = \frac{TI \times IG}{100}$
<i>AGE1</i>	Part de l'emploi occupé par les 15-19 ans dans l'emploi total du sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en 1981 (en %)
<i>AGE2</i>	Part de l'emploi occupé par les 20-24 ans dans l'emploi total du sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en 1981 (en %)
<i>AGE3</i>	Part de l'emploi occupé par les 25-54 ans dans l'emploi total du sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en 1981 (en %)
<i>AGE4</i>	Part de l'emploi occupé par les 55 ans et plus dans l'emploi total du sous-secteur d'activité économique <i>i</i> en 1981 (en %)
<i>AGET1</i>	$AGE1 + AGE2$
<i>AGET2</i>	$AGE3 + AGE4$

7. *IT*: accidents avec interruption de travail;  
*IP*: accidents avec incapacité permanente;  
*MPJ*: maladies professionnelles avec jours indemnisés.

<i>SCOL1</i>	Part de l'emploi occupé dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> par ceux n'ayant pas atteint la 9 <sup>e</sup> année ou ceux avec 9 à 13 ans de scolarité sans certificat ou diplôme en 1981 (en %)
<i>SCOL2</i>	Part de l'emploi occupé dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> par ceux qui possèdent un certificat ou un diplôme d'études secondaires ou d'une école de métier en 1981 (en %)
<i>SCOL3</i>	Part de l'emploi occupé dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> par ceux ayant des études postsecondaires avec ou sans certificat ou diplôme en 1981 (en %)
<i>SCOL4</i>	Part de l'emploi occupé dans le sous-secteur d'activité économique <i>i</i> par ceux qui possèdent un baccalauréat ou plus en 1981 (en %)
<i>SCOLT1</i>	<i>SCOL1</i> + <i>SCOL2</i>
<i>SCOLT2</i>	<i>SCOL3</i> + <i>SCOL4</i>
<i>PEMG</i>	Part de l'emploi détenu par les grandes entreprises <sup>8</sup> dans l'emploi total du secteur d'activité économique <i>j</i> en 1983-84 (en %)
<i>PMAG</i>	Part du nombre de grandes entreprises dans le nombre total d'entreprises du secteur d'activité économique <i>j</i> en 1983-84 (en %)
<i>CEMG</i>	$\frac{PEMG \times PMAG}{100}$

*TAI* Taille des entreprises. Au départ on avait pour cette variable les catégories :

- 1 (5 à 19 employés)
- 2 (20 à 49 employés)
- 3 (50 à 99 employés)
- 4 (100 à 199 employés)
- 5 (200 à 299 employés)
- 6 (500 à 999 employés)
- 7 (1000 employés et plus)

Ensuite, on l'a agrégée par sous-secteur et, pour faciliter l'interprétation de cette variable, on l'a classée sous la forme :

Catégorie	Fréquence
5 (5 à 19 employés)	13
20 (20 à 49 employés)	128
50 (50 à 99 employés)	66
100 (100 à 199 employés)	13
200 (200 à 299 employés)	4
500 (500 employés et plus)	1

*GREVL* Part du nombre de jours/personne perdus en raison de conflits de travail légaux dans le nombre estimatif de jours/personne travaillés dans le secteur d'activité économique *j* entre 1980 et 1982 (en %) :

8. 500 employés et plus.

$$\left[ \frac{\text{nombre de jours/personne perdus en raison de conflits de travail légaux entre 1980 et 1982}}{\text{nombre d'emplois entre 1980 et 1982} \times 250 \text{ jours}} \times 100 \right] \times 1000$$

*GREVIL* Part du nombre de jours/personne perdus en raison de conflits de travail illégaux dans le nombre estimatif de jours/personne travaillés dans le secteur d'activité économique *j* entre 1980 et 1982 (en %):

$$\left[ \frac{\text{nombre de jours/personne perdus en raison de conflits de travail illégaux entre 1980 et 1982}}{\text{nombre d'emplois entre 1980 et 1982} \times 250 \text{ jours}} \times 100 \right] \times 1000$$

*TSYNDIC* Taux de présence syndicale dans le secteur d'activité économique *j* en 1985 (en %):

$$\frac{\text{nombre de salariés visés par une convention collective}}{\text{nombre de salariés en emploi}} \times 100$$

### ANNEXE 3

#### SOURCES STATISTIQUES

Variables	Sources
<i>TEMB, TSEP</i>	: Commission de l'emploi et de l'immigration du Canada : Enquête auprès des employeurs, octobre 1982 (région: district Montréal métropolitain).
<i>SINTERM</i>	: Travail Canada : Enquête sur les salaires et les conditions de travail, 1982. Compilation spéciale du service de l'exploitation des systèmes, ministère du Travail du Québec (région: ensemble du Québec).
<i>TI, IG</i>	: Institut de recherche en santé et en sécurité du travail du Québec: L'inégalité des risques affectant la sécurité des travailleurs par secteur d'activité économique, Annexes statistiques, août 1986, Annexe B.5 (région: ensemble du Québec).
<i>AGE1, AGE2, AGE3, AGE4</i>	: Statistique Canada : Recensement du Canada de 1981, catalogue 92-921, vol. 1, tableau 3 (région : ensemble du Québec).
<i>EMPFM</i>	: Statistique Canada : Emploi, gains et durée du travail, catalogue 72-002, mensuel, novembre 1981, mars-juillet et novembre 1982, tableau 4 (région : district Montréal métropolitain).
<i>MAINSP</i>	: Statistique Canada : Recensement du Canada de 1981, structure professionnelle de recensement 1981 (région: district Montréal métropolitain).

- SCOL1, SCOL2, SCOL3, SCOLA* : Statistique Canada : Recensement du Canada de 1981, catalogue 92-921, vol. 1, tableau 4 (région: ensemble du Canada).
- STRUM, PEMG, PMAG* : Commission de l'emploi et de l'immigration du Canada : Listes des entreprises par territoire de CEC, 1983-84 (région: district Montréal métropolitain).
- TAI* : Même source que *TEMB, TSEP*.
- GREVL, GREVIL* : André Dompierre, Service de l'exploitation des systèmes, ministère du Travail, 1980-1982. Compilation spéciale (région: ensemble du Québec).
- TSYNDIC* : Centre de recherche et de statistique sur le marché du travail, «Les relations de travail en 1985» dans *Le marché du travail*, ministère du Travail, vol. 7, n° 1, janvier 1986 (région : ensemble du Québec).

## BIBLIOGRAPHIE

- BORJAS, GEORGE J. (1982), «Labor Turnover in the U.S. Federal Bureaucracy», *Journal of Public Economics* 19(2), 187-202.
- CHELIUS, JAMES (1974), «The Control of Industrial Accident : Economic Theory and Empirical Evidence», *Law and Contemporary Problems* 38, 700-729.
- COUSINEAU, J.-M. et R. LACROIX (1984), «La détermination des avantages sociaux au Canada», *Relations industrielles* 39(1), 3-22.
- COUSINEAU, J.-M., R. LACROIX et A.-M. GIRARD (1989), «Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials», Cahier 2789, C.R.D.E., Université de Montréal, à paraître dans *Review of Economics and Statistics*.
- CURINGTON, W.P. (1986), «Safety Regulations and Workplace Injuries», *Southern Economic Journal* 52(1), 51-72.
- DATCHER, LINDA (1983), «The Impact of Informal Networks on Quit Behavior», *Review of Economics and Statistics* 65(3), 491-495.
- FARBER, H.S. et D.H. SAKS (1980), «Why Workers Want Unions : The Role of Relative Wages and Job Characteristics», *Journal of Political Economy* 88, 349-369.
- JÖRESKOG, K.G. (1977), «Structural Equation Models in the Social Sciences : Specification, Estimation and Testing», in P.R. KRISHNAIAH (ed.), *Application of Statistics*, Amsterdam : North-Holland, 265-287.
- JÖRESKOG, K.G. et D. SÖRBOM (1984), *LISREL VI Analysis of Linear Structural Relationships by the Method of Maximum Likelihood, User's Guide*, Uppsala, Sweden : Department of Statistics, University of Uppsala.
- JOVANOVIC, BOYAN (1979), «Job Matching and the Theory of Turnover», *Journal of Political Economy* 87(5), part 1, 972-990.
- JOVANOVIC, BOYAN (1984), «Matching, Turnover, and Unemployment», *Journal of Political Economy* 92(1), 108-122.



- KRIEBEL, D. (1982), «Occupational Injuries : Factors Associated with Frequency and Severity», *Occupational and Environmental Health* 50, 209-218.
- LACROIX, ROBERT (1987), *Les grèves au Canada, causes et conséquences*, Les presses de l'Université de Montréal, Montréal.
- MARION, G., R. LACROIX et S. LATRAVERSE (1979), «Taille des établissements et taux de rémunération au Québec», *Relations industrielles* 34(3), 563-575.
- MITCHELL, OLIVIA S. (1982), «Fringe Benefits and Labor Mobility», *Journal of Human Resources* 17(2), 286-298.
- MORTENSEN, D. (1986), «Wages, Separations, and Job Tenure: On-the-Job Training or Matching?», Center for Mathematical Studies in Economic and Management Science, Discussion Paper No. 630, Northwestern University.
- OI, W.Y. (1974), «On the Economics of Industrial Safety», *Law and Contemporary Problems* 38, 41-106.
- OSBERG, LARS, R.L. MAZANY, RICHARD APOSTLE et DON CLAIRMONT (1986), «Job Mobility, Wage Determination and Market Segmentation in the Presence of Sample Selection Bias», *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique* XIX(2), 319-346.
- RAGAN, JAMES S. (1984), «Investigating the Decline in Manufacturing Quit Rates», *Journal of Human Resources* 19(1), 53-71.
- SHOREY, JOHN (1980), «An Analysis of Quits Using Industry Turnover Data», *The Economic Journal* 90(360), 821-837.
- TOPEL, ROBERT (1986), «Job Mobility, Search, and Earnings Growth : A Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions», *Research in Labor Economics* 8, 199-233.
- VISCUSI, W. KIP (1979), *Employment Hazards : An Investigation of Market Performance*, Harvard University Press, Cambridge.
- VISCUSI, W. KIP et M.J. MOORE (1990), *Compensation Mechanisms for Job Risks, Workers' Compensation and Product Liability*, Princeton, Princeton University Press.
- WEISS, Andrew (1984), «Determinants of Quit Behavior», *Journal of Labor Economics* 2(3), 371-387.