

## Article

---

« Taux de roulement et permanence de l'emploi dans l'industrie canadienne »

R. A. Jenness

*L'Actualité économique*, vol. 50, n° 2, 1974, p. 152-176.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/803041ar>

DOI: 10.7202/803041ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

---

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

---

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : [erudit@umontreal.ca](mailto:erudit@umontreal.ca)

## TAUX DE ROULEMENT ET PERMANENCE DE L'EMPLOI DANS L'INDUSTRIE CANADIENNE

Cette étude ne fait que poser la question suivante : « Combien de temps l'employé nouveau moyen demeurera-t-il vraisemblablement avec son employeur ? » Curieusement, même si cette question est des plus pertinentes à l'étude de l'activité du marché du travail, les économistes se sont rarement préoccupés directement de cette question. Les causes d'abandons ou de mises à pied varieront, bien entendu, d'une industrie à l'autre, dépendant de la nature des emplois : emplois de courte durée, sujets aux variations saisonnières, aux changements technologiques, aux déclins cycliques, etc., mais dépendant des motivations des travailleurs et des employeurs. Dans ce texte, nous explorons d'abord la pertinence du problème de persévérance dans l'emploi suivant un certain nombre d'approches, pour développer, ensuite, un modèle simple d'estimation de la persévérance attendue dans l'emploi chez les travailleurs entrant dans des industries canadiennes spécifiques. Même si les résultats se basent sur des statistiques qui datent quelque peu, ils demeurent toutefois révélateurs. A l'intérieur d'un intervalle de confiance acceptable, ils suggèrent que l'employé nouveau moyen demeurera avec son employeur pour une période courte — moins de deux ans pour la plupart des industries et seulement quelques mois pour quelques autres.

D'après la théorie traditionnelle, lorsqu'on parle de l'offre d'emplois et de main-d'œuvre sur le marché du travail, il s'agit d'emplois permanents et à plein temps. Après tout, parmi les Canadiens désireux de travailler, environ 19 sur 20 ont un emploi qu'ils détiennent déjà depuis un certain temps dans la majorité des cas. La plupart des entreprises sont en mesure d'offrir des emplois relativement stables, la croissance normale et la diversification des ventes ayant sur l'emploi plus d'effet que toutes les innovations auxquelles chaque entreprise a recours pour réduire la main-d'œuvre. Evidemment, il y aura toujours un certain degré de discontinuité en raison des changements de goûts des consommateurs, des variations des prix relatifs des biens et services ou

des facteurs de production, ou enfin des vues trop optimistes ou trop pessimistes des responsables des décisions quant aux perspectives du marché. Toutefois, à part des « imperfections » ou « adaptations », la relation entre un travailleur et son employeur est théoriquement d'une permanence relative. En ce monde néoclassique stable, lorsqu'il se produit des démissions et des mises à pied, elles sont généralement bénéfiques, et il en est de même du changement d'un emploi pour un autre. La mobilité de la main-d'œuvre résulte ordinairement du mouvement volontaire des travailleurs vers des emplois plus avantageux ou plus recherchés ; elle confère aux employeurs la flexibilité voulue pour régler le volume de production suivant la demande des consommateurs ; elle tend aussi à rémunérer le travail en fonction de l'effort fourni, compte tenu des aptitudes et de la productivité individuelles. Dans cette théorie, on admet que le désœuvrement transitoire et les mouvements de la main-d'œuvre occasionnent des coûts, considérés cependant beaucoup moins importants que ceux qui résulteraient d'une mauvaise allocation des ressources.

Evidemment, la réalité est assez différente si l'on examine les faits. Les jeunes qui entrent dans le monde du travail s'attendent à changer d'employeurs de temps à autre au cours de leur carrière. On a récemment affirmé que la durée moyenne de l'emploi au Canada diminue régulièrement et n'est plus que d'environ quatre années<sup>1</sup>. Elle est encore beaucoup plus courte dans certaines sphères d'activité. Dans la construction à contrat, par exemple, le travailleur a moins de 50 p.c. de chances de demeurer au service du même employeur pendant un an sans interruption et s'il vient à perdre son emploi, il doit faire face à une période de chômage d'une durée moyenne de 10 à 12 semaines<sup>2</sup>. Dans l'industrie minière, on se plaint souvent qu'il est difficile d'embaucher et de retenir les travailleurs, et l'on constate par ailleurs que le taux de roulement du personnel est élevé dans d'autres industries fortement exposées aux fluctuations saisonnières. Evidemment, la mobilité d'un emploi à l'autre est souvent involontaire.

La nature et la continuité de l'emploi sont des domaines qui ont depuis longtemps retenu l'attention des analystes de la gestion et des psychologues du travail, alors que les économistes les ont négligés. Depuis quelques années, toutefois, ces derniers se sont intéressés davantage à la durée de l'emploi des travailleurs dans leur entreprise. La situation opposée, c'est-à-dire les périodes de désœuvrement ou de chômage, dont la durée semble plus difficile à réduire aujourd'hui

---

1. H. M. Smith, « Address to the North American Society for Corporate Planning », cité par R. Anderson, dans l'article « Disposable Jobs », *Toronto Globe and Mail*, Business Section, p. 2, le 8 février 1974.

2. Conseil économique du Canada, *Pour une croissance plus stable de la construction*, Ottawa, Information Canada, 1974.

que par le passé, est l'une des raisons auxquelles on peut attribuer cet intérêt. En outre, on s'est aussi penché sur la théorie de la recherche d'emploi et sur l'application de la théorie du capital humain aux questions telles que le roulement du personnel, les coûts qui en résultent pour les secteurs public et privé, ainsi que les arbitrages entre l'efficacité de la production et le traitement équitable des travailleurs. Une troisième raison tient à l'importance que les syndicats ouvriers attachent à la sécurité d'emploi et aux droits d'ancienneté, ainsi qu'aux tendances récentes des lois sur les normes industrielles. Quatrièmement, face à la gamme de programmes du ministère fédéral de la Main-d'œuvre et d'autres organismes publics qui sont destinés à réduire ou à combattre le chômage, par le recyclage ou le déplacement des travailleurs inactifs ou par la création de nouveaux emplois, un nombre croissant d'analystes et d'administrateurs ont dû s'interroger sur les effets attendus de ces initiatives, y compris la durée probable de l'emploi de ces travailleurs dans leur nouveau poste.

#### *L'importance des problèmes de durée d'emploi*

A la fin des années 50 et au milieu des années 60, la plupart des observateurs auraient considéré comme tolérable un taux moyen de chômage de 3 p.c. en période de forte conjoncture, le taux étant plus élevé dans le cas des jeunes et des travailleurs ruraux et saisonniers, et plus faible dans le cas des travailleurs urbains du groupe primaire (24 à 65 ans) employés durant toute l'année. Ce taux de 3 p.c. résultait principalement du roulement des travailleurs, compte tenu des taux normaux d'abandon, du caractère saisonnier de certains emplois, ainsi que d'autres facteurs d'ordre technologique et du chômage « frictionnel ». Depuis lors, l'un de ces éléments, la saisonnalité, semble avoir diminué en importance au Canada ; pourtant, le taux de chômage gravite maintenant autour de 6 p.c. malgré le niveau apparemment élevé de la demande globale. Dans ces conditions, il n'est pas inutile de réexaminer nos données sur le roulement et sur la permanence de l'emploi afin de déterminer dans quelle mesure le taux de chômage frictionnel s'est modifié au cours de la dernière décennie.

Abstraction faite des phénomènes démographiques reliés à l'arrivée sur le marché du travail des enfants nés après la guerre <sup>3</sup>, on pourrait distinguer trois éléments principaux où des changements ont pu contribuer à accélérer les taux de roulement de l'emploi et à élever le taux de chômage frictionnel tant aux États-Unis qu'au Canada. Le

3. Voir, par exemple, F. Lazar et A. Donner, 'The Dimension of Canadian Youth Unemployment, A Theoretical Explanation', *Relations industrielles*, vol. 28, n° 2, 1973 ; et Conseil économique du Canada, *La poursuite de l'expansion*, Dixième Exposé annuel, Ottawa, Information Canada, Ottawa, 1973, chap. 8, (« Le chômage »).

premier a été identifié il y a plusieurs années dans une étude effectuée aux Etats-Unis sur la technologie, l'automatisation et le progrès économique<sup>4</sup>. Tout en admettant qu'il est difficile de mesurer la rapidité du progrès scientifique et technologique, l'étude montrait que la diffusion et l'adaptation de l'innovation technologique se sont accélérées durant les années d'après-guerre, ce qui devrait vraisemblablement provoquer une hausse de la demande pour de nouveaux travailleurs qualifiés et la mise à la retraite des travailleurs âgés, comme conséquences des changements dans les procédés et les biens d'équipement. Si le progrès technologique se révélait aussi rapide au Canada, nous pourrions nous attendre également à des taux de roulement plus élevés et à une diminution de la durée des emplois dans certaines professions.

Le second phénomène a été l'accroissement de la consommation des services et, en corollaire, l'augmentation de la main-d'œuvre dans le secteur tertiaire. On estime généralement que la durée des emplois dans le secteur des services est souvent assez courte, soit en raison de leur caractère saisonnier, soit parce qu'ils sont offerts par de petites entreprises ou franchises incapables d'en assurer la stabilité. Plusieurs de ces emplois sont offerts à temps partiel seulement. Dans la mesure où ces conditions existent, on pourrait s'attendre à des emplois de plus courte durée, à un taux plus élevé de rotation du personnel et à moins de continuité dans la carrière des employés.

Troisièmement, on constate l'afflux sur le marché du travail d'une main-d'œuvre de soutien, en majorité des femmes mariées. Au Canada, par exemple, de 1961 à 1971, le nombre de femmes dans la population active s'est accru de 5 p.c. par année en moyenne (comparativement à moins de 2 p.c. dans le cas des hommes), soit le taux d'augmentation le plus rapide de tous les pays occidentaux. Les taux de participation chez les femmes canadiennes du groupe primaire, soit de 24 à 65 ans, se sont élevés régulièrement depuis 1961 au rythme d'un point de pourcentage par année, vraisemblablement par suite des perspectives économiques plus avantageuses offertes dans le secteur des services et les professions connexes. Récemment, les taux de chômage plus élevés chez les femmes, de même que l'accroissement et l'extension des prestations d'assurance-chômage, ont amené certains à prétendre qu'elles s'inscrivent comme sans travail en période de relâche économique, au lieu de se retirer simplement de la population active comme elles le faisaient auparavant. On n'a pas encore déterminé dans quelle mesure la présence sur le marché du travail de femmes mariées plus nombreuses, moins persévérantes dans leur emploi que les hommes du groupe primaire qui doivent soutenir une famille, a contribué à des

---

4. *Automation and Economic Progress, A Survey of the Report of the National Commission on Technology, Automation and Economic Progress*, H. R. Bowen et Mangum, éd., Englewood Cliffs (N.J.), Prentice-Hall Inc., 1966.

taux plus élevés de chômage frictionnel. La situation est complexe et se transforme rapidement. Elle n'est pas sans relations, d'une part, avec le budget familial et la hausse des prix, d'autre part, avec l'accessibilité à des emplois à plein temps ou à temps partiel. (Aux termes de la Loi sur l'assurance-chômage, les employés à temps partiel gagnant un minimum de 32 dollars par semaine participent au régime et sont admissibles à recevoir des prestations.) Au moins un quart de toutes les femmes travaillent à des emplois définis dans l'enquête sur la population active comme emplois à temps partiel (c'est-à-dire comportant moins de 35 heures de travail par semaine), comparativement à moins de 7 p.c. chez les hommes.

En théorie, on s'attendrait que, au moment de choisir un emploi, chaque travailleur calcule les revenus qu'il espère toucher au cours de sa carrière en faisant les déductions requises, compte tenu de ses prévisions quant au risque de mise à pied et de chômage, quant à ses droits à une pension, etc. Les travailleurs devraient, *ceteris paribus*, demander un salaire plus élevé d'un employeur offrant une sécurité d'emploi moindre, et un salaire moins élevé d'un autre qui offre plus d'assurances de continuité et une pension de retraite plus généreuse. Ce cas, naturellement, est analogue à celui des travailleurs qui demandent un salaire plus élevé pour un travail plus désagréable ou plus fatigant, ou comportant un plus grand danger d'accident ou d'épuisement. Or, comme les jeunes travailleurs célibataires prêtent moins d'attention aux questions de sécurité, ils seraient relativement plus nombreux à détenir des emplois mieux rémunérés mais plus dangereux, que les travailleurs plus âgés qui ont charge de famille. Par contre, les entreprises hésiteraient à investir dans de longues périodes de formation à des emplois particuliers, ou dans des régimes dispendieux de pension ou de bien-être, avant que les employés qui en bénéficieront n'aient été à leur service depuis un certain temps. Ou encore, les entreprises comptant plusieurs jeunes employés à leur service pourraient insister sur des engagements contractuels relatifs à l'apprentissage, à une période minimale d'emploi (contrat synallagmatique), ou à des retenues de salaire, avant d'instaurer des programmes de formation coûteux. L'industrie de la construction illustre bien ce genre de situation. Les salaires y sont plus élevés que dans presque toutes les autres industries canadiennes, et les taux de roulement y sont également parmi les plus considérables. Travailleurs jeunes, brèves périodes d'emploi. Un système élaboré d'apprentissage et faible intérêt des employeurs à l'égard de la sécurité à long terme de leurs employés, voilà autant de caractéristiques de la construction à contrat.

Il existe, cependant, une seconde théorie, non moins plausible, décrite par Harberger et Ulman, et, dans un style plus populaire, par

Galbraith<sup>5</sup>. On l'appelle parfois la « théorie du double marché », et elle peut être exposée à peu près comme suit. Le marché se divise en deux secteurs. Le premier, fortement industrialisé, est formé des grandes entreprises, où les salaires sont élevés et où les syndicats ouvriers sont puissants ; il est dominé par des structures technocratique de gestion qui exercent un contrôle considérable sur les prix et la production, plutôt axées sur la croissance régulière de l'entreprise que sur la maximisation des bénéfices immédiats. Ici, les travailleurs sont protégés par des conventions collectives et des clauses d'ancienneté, ils reçoivent des salaires relativement élevés, et leur taux de roulement est relativement bas. L'autre secteur du marché est plus traditionnel, fortement concurrentiel, et comprend nombre de petites entreprises où les salaires sont bas et où la sécurité d'emploi est à son minimum. Galbraith donne une bonne description de ce secteur où le chef d'entreprise s'exploite lui-même et exploite ses employés.

« Le petit chef d'entreprise, dont l'emprise sur son marché est relativement faible, n'est pas assuré de pouvoir répercuter sur ses clients les hausses des salaires ou des bénéfices. Il sait que pour survivre, il lui faut accepter un salaire réduit pour ses efforts. Il cherche, de plus, à exercer le droit d'agir de même envers ceux qu'il emploie. De là vient son opposition aux syndicats ouvriers, aux lois sur le salaire minimal et à tout ce qui pourrait augmenter les sommes qu'il paie en salaires. »<sup>6</sup>

Il n'est donc guère surprenant que les démissions et les licenciements soient chose courante dans ces circonstances. D'après cette théorie, les industries où les salaires sont élevés ont des taux d'abandon et de licenciement plus faibles, même si l'on tient compte des différences de compétence. Les partisans de cette théorie soutiennent qu'elle est vérifiée par une comparaison entre les industries canadiennes de l'automobile, du fer et de l'acier, et des produits pétro-chimiques, d'une part, et les restaurants et la vente au détail, d'autre part.

Des études récentes sur les démissions et les licenciements publiées dans les revues économiques se fondaient principalement sur l'application de la théorie du capital humain, et reliaient la permanence de l'emploi à la formation institutionnelle conçue pour des emplois particuliers, ainsi qu'à l'éventail des salaires offerts<sup>7</sup>. Dans un article des

5. Voir A. C. Harberger, « On Measuring the Social Opportunity Cost of Labour », *International Labour Review*, vol. 103, n° 6, juin 1971 ; Lloyd Ulman, « The Uses and Limits of Manpower Policy », *The Public Interest*, n° 34, hiver 1974 ; et J. K. Galbraith, *Economics and the Public Purpose*, Houghton Mifflin Co., Boston, 1973.

6. J. K. Galbraith, *op. cit.*, p. 74 (traduction libre).

7. Voir V. Stoikov et R. Rasmon, « Determinant of Differences in the Quit Rate Among Industries », *American Economic Review* (58), décembre 1968 ; Peter S. Barth, « A Time Series Analysis of Layoff Rates », *Journal of Human Resources*, vol. VI, n° 4, 1971 ; et Donald O. Parsons, « Specific Human Capital : An Application to Quit Rates and Layoff Rates », *Journal of Political Economy*, vol. 80, n° 6, 1972.

plus intéressants, Donald Parsons met au point un modèle empirique traduisant certaines implications particulières du capital humain en constatations tirées de données transversales sur les taux de démission et de licenciement dans diverses industries de fabrication aux États-Unis. Ses principales conclusions sont les suivantes :

« ... L'important corollaire statique selon lequel les taux moyens de démission et de licenciement seraient plus faibles, toutes choses étant égales, dans les industries où les investissements particuliers financés par les travailleurs et par l'entreprise sont plus considérables, a été bien accueilli. La disponibilité d'une formation conçue expressément par l'entreprise, les coûts de mutation (par exemple, les coûts de déménagement), et les coûts de la recherche d'un emploi modifient de façon fondamentale la nature des relations entre les travailleurs et l'entreprise, et se répercutent, du point de vue de l'entreprise en cause et des autres, tant sur l'offre que sur la demande de travailleurs. »<sup>8</sup>

Au chapitre des salaires, les analyses de Parsons ont confirmé que les taux d'abandon varient en proportion inverse des salaires, tandis que les taux de licenciement varient en proportion directe. En d'autres mots, plus les salaires sont élevés, moins les travailleurs sont tentés d'abandonner ; par ailleurs, plus la pression des salaires est forte, plus les employeurs seront enclins à renvoyer leurs employés. Même si Parsons a strictement restreint ses observations au secteur de la fabrication à l'exclusion de tous les autres, et s'il ne s'est pas saisi directement de la théorie du « double marché », ses constatations au sujet d'une corrélation négative entre la concentration et les taux de licenciement en constituent un appui indirect.

#### *Taux de roulement, permanence de l'emploi et relations industrielles*

Si, comme on l'a vu plus haut, la durée prévue d'un emploi a diminué et que le taux de roulement ait augmenté, ceci intéresse également tout le domaine des relations de travail et de la négociation collective. Bien que les changements fréquents d'emploi puissent représenter pour certains travailleurs un défi de nature à les motiver, la plupart des observateurs estiment que l'insécurité de l'emploi et la discontinuité des relations patronales-ouvrières ne sont pas des objectifs souhaitables en soi. Tout travailleur qui a obtenu un prêt bancaire sait pertinemment que la continuité de l'emploi et son ancienneté représentent pour lui des actifs à long terme. Il en résulte que la sécurité de l'emploi et la protection du revenu demeurent des questions très importantes dans la négociation collective<sup>9</sup>. Les représentants des syn-

8. Parsons, *op. cit.*, p. 1140 (traduction libre).

9. Dans un discours qu'il prononçait récemment devant le conseil d'Edmonton des syndicats de cheminots, le ministre canadien du Travail, M. John Monro, a mentionné

dicats ouvriers sont conscients qu'en plus de rassurer leurs membres, ces dispositions imposent des responsabilités aux employeurs, réduisent leur indifférence envers la sécurité et le moral des travailleurs et diminuent les sujets de désaccord entre patrons et ouvriers.

Peu d'employeurs sont indifférents à la perte d'employés consciencieux et expérimentés. Les congédiements et les mises à pied représentent souvent des coûts directs sous forme d'allocations de cessation d'emploi, et des coûts indirects tels que les déboursés irrécouvrables pour la formation, en plus évidemment de la recherche et de l'embauchage de nouveaux employés. Donc, la plupart des entreprises dont la masse salariale est suffisamment stable ont tout intérêt à offrir la plus grande sécurité d'emploi possible à leurs employés. Presque toutes les revues patronales sont éloquentes à ce sujet, surtout lorsqu'il s'agit d'ouvriers qualifiés.

Il est peut-être utile de mentionner que les questions comme la permanence, la sécurité d'emploi et la responsabilité des employeurs ont depuis longtemps fait l'objet de mesures législatives au Canada, aux Etats-Unis et surtout en Europe. Ainsi, en Allemagne fédérale, en France et en Grande-Bretagne, il existe des lois très précises protégeant les individus et les groupes dans le cas de congédiement par les employeurs. En France, toute personne employée depuis six mois ou plus a droit de recevoir, en cas de congédiement, un préavis d'un mois, ou à défaut, un mois de salaire. En Grande-Bretagne, le même employé a droit à un avis de congédiement d'une semaine (cet avis doit être de 8 semaines s'il a 15 ans de service), mais ce qui est plus important encore, la loi lui donne le droit de contester la décision de l'employeur devant un tribunal impartial. En Allemagne, les employeurs doivent informer les conseils des relations de travail de l'avis de licenciement et leur en donner les raisons, avant d'adresser l'avis à l'employé. Au Canada, tout comme aux Etats-Unis, ces questions sont discutées dans le cadre des négociations collectives. Ce n'est que depuis quelques années que les provinces ont pris l'initiative de légiférer en matière de préavis obligatoire en cas de congédiements individuels. En 1972, huit provinces avaient adopté des mesures relatives au préavis par l'employeur, tandis que cinq provinces obligeaient les employés désirant quitter leur travail à donner un préavis à leur employeur. A l'heure actuelle, quatre provinces seulement, dont le Québec et l'Ontario, ont incorporé dans le code du travail des dispositions relatives aux congédiements collectifs. En 1971, le gouvernement fédéral a adopté des mesures obligeant les employeurs tombant sous le coup

---

que la sécurité d'emploi et les régimes de retraite sont pour les cheminots deux objets d'inquiétude qui ont été traités de façon satisfaisante dans l'arbitrage rendu par le juge Emmet Hall en janvier 1974. Voir le communiqué du ministère canadien du Travail, daté du 11 février 1974.

de la législation fédérale du travail à adresser un préavis et/ou à verser une indemnité de cessation d'emploi dans le cas des licenciements individuels ou collectifs. En général, cependant, la législation canadienne permet à l'employeur, sous réserve de l'obligation d'adresser un avis à cet effet, de congédier les employés à sa discrétion, et ceux-ci n'ont aucun recours, comme en Europe, dans le cas de congédiements « injustes <sup>10</sup> ». En 1967, la dernière année où les données ont été recueillies, seulement 17 p.c. des cols bleus avaient droit à une indemnisation de cessation d'emploi <sup>11</sup>.

### *La permanence de l'emploi et les programmes publics*

En dernier lieu, la permanence potentielle et réelle de l'emploi des salariés dans les entreprises où ils travaillent intéresse ou devrait intéresser les administrateurs des programmes fédéraux et provinciaux ayant trait à la main-d'œuvre et à l'emploi. Si, par exemple, le taux de départ des travailleurs spécialisés s'est accéléré, les travailleurs pourront s'attendre à remplir un plus grand nombre de ces emplois durant leur carrière. La période de rendement étant plus brève, les employeurs seront moins enclins à investir dans le développement de compétences pour des emplois spécifiques. Aussi, des pressions accrues s'exerceront-elles sur les systèmes publics — le programme de formation de la main-d'œuvre, par exemple — qui devront assumer une charge plus lourde dans la formation des travailleurs en début de carrière ou entre deux emplois. Les centres de main-d'œuvre du Canada et ceux du Québec, ainsi que les autres organismes publics de placement, devront accélérer et améliorer leurs procédés en vue de faire correspondre travailleurs et emplois, afin de réduire les coûts que crée la recherche tant pour les employeurs que pour les travailleurs. Le programme fédéral de mobilité de la main-d'œuvre, qui finance les travailleurs recherchant un emploi ou obligés de passer à de nouveaux marchés du travail, devra également intensifier ses activités. Dans tous les cas, les fonctionnaires responsables de l'évaluation des bénéfices nets des divers programmes relatifs à l'emploi, pourraient le faire plus facilement s'ils disposaient de plus de renseignements sur la durée prévue de l'emploi des travailleurs chez leurs nouveaux employeurs.

La continuité de l'emploi a également des répercussions sur le droit à une pension de retraite et sur la transférabilité des régimes de pension. Si les périodes d'emploi sont brèves et intermittentes, l'individu perd

10. Peter Macarthy, *A Survey of Industrial Job Termination, Collective Dismissals and Severance Pay Provisions in Canada and Other Selected Industrialized Countries*, document inédit préparé par la Direction de l'économique et des recherches du ministère du Travail, juillet 1972.

11. Ministère du Travail du Canada, *Conditions de travail dans l'industrie canadienne*, Rapport n° 11, 1967.

son droit à une pension, et la responsabilité des régimes publics de retraite tels que le régime de pensions du Canada en est alourdi d'autant. Ainsi, dans la plupart des régimes privés, lorsqu'un travailleur quitte son emploi avant d'y avoir travaillé cinq ans, il n'a droit ordinairement qu'au remboursement de ses propres cotisations, rarement de celles de l'employeur. Ce qui est plus grave, cependant, c'est l'effet négatif qu'exerce un taux de roulement élevé sur les décisions des employeurs quant à l'adoption d'un régime de pension. En 1970, la dernière année pour laquelle les données sont disponibles, les trois quarts des travailleurs du secteur privé n'avaient accès à aucun autre programme de pension que le régime de pensions du Canada<sup>12</sup>.

Enfin, il est bien évident que les répercussions se font également sentir sur le régime d'assurance-chômage. Quand le taux de roulement est élevé, les travailleurs sont plus sujets au chômage périodique. Sans doute les dispositions de la loi de 1971 sur l'assurance-chômage élargissent-elles la couverture et accroissent-elles les prestations — offrant par là-même une plus grande sécurité financière aux travailleurs exposés aux arrêts de travail involontaires —, mais, d'aucuns prétendent qu'en réduisant les coûts privés du chômage pour l'individu, on encourage tant les abandons volontaires que le prolongement des périodes de recherche entre deux emplois. Ces mesures ont peut-être favorisé aussi un certain déplacement de l'offre de main-d'œuvre vers des emplois comportant moins de sécurité. Ces hypothèses ne peuvent être confirmées ou contestées que par un examen détaillé des données empiriques<sup>13</sup>. Aux États-Unis, les entreprises dont le taux de roulement est élevé sont frappées d'une pénalisation dans les taux des cotisations qu'elles doivent verser au régime d'assurance-chômage, et il existe dans la loi canadienne une disposition semblable. Bien que théoriquement compatible avec les principes de l'assurance et l'aversion des risques, cette disposition n'a pas été appliquée car elle comporte de sérieuses difficultés administratives et requiert l'examen continu de la liste de paie des centaines de milliers d'entreprises canadiennes. En outre, étant donné que les cotisations des employeurs représentent actuellement moins de 2 p.c. des salaires horaires qui, eux, augmentent annuellement d'une marge beaucoup plus considérable, on peut s'interroger sur l'effet de persuasion ou de dissuasion que des dispositions utilisant l'expérience passée pour calculer le montant de la cotisation à verser, produisent

---

12. Statistique Canada, *Les régimes de pensions au Canada, 1970*, n° 74,401F.

13. Dans un document présenté au congrès de l'Association canadienne d'économie à Montréal en 1973, D. Maki et H. Grubel exposent les données analytiques des premiers effets de la Loi de 1971 sur l'assurance-chômage; le Conseil économique du Canada effectue présentement une étude importante de l'évolution récente du marché canadien du travail; elle comprendra une évaluation des effets institutionnels connexes sur l'offre et la demande de travail.

sur les décisions des employeurs quant aux promotions, à l'embauchage et au licenciement.

Telles sont les considérations générales touchant les prévisions au sujet du taux de roulement et de la permanence de l'emploi dans l'industrie canadienne. Quelle connaissance avons-nous de questions particulières telles que la ventilation des taux de démission et de licenciement au Canada par industrie ou par profession ? Malheureusement, les données empiriques dont nous disposons sont insuffisantes. Statistique Canada produisait d'abord des données mensuelles sur les taux d'embauche et de licenciement dans l'industrie canadienne, mais cessa d'effectuer ce relevé en 1967. Celui-ci était restreint aux entreprises comptant 10 employés et plus, excluant ainsi un grand nombre de petites entreprises qui comptent ordinairement les taux de roulement les plus élevés. Il sera peut-être possible dans l'avenir d'utiliser les dossiers administratifs de la Commission d'assurance-chômage par échantillon, mais pour l'instant, nous devons nous en tenir aux données sur les taux d'embauche et de licenciement de l'ancien Bureau fédéral de la statistique, ainsi qu'à certains postulats plutôt primitifs.

*Ebauche d'un modèle approximatif pour évaluer la durée prévue de l'emploi*

Nous examinerons maintenant une méthode permettant d'évaluer la durée prévue de l'emploi des nouveaux travailleurs embauchés dans les industries au Canada<sup>14</sup>. Il s'agit simplement d'un premier exercice pour vérifier des hypothèses dont la portée est limitée, et pour obtenir certains renseignements pouvant être utiles ultérieurement à l'étude des questions plus fondamentales touchant les programmes de main-d'œuvre et d'emploi et les niveaux de plus en plus élevés de chômage frictionnel. Il est à espérer que grâce à des données plus récentes et plus complètes, y compris des facteurs comme l'âge, le sexe, le degré de compétence, etc., des travailleurs, les analyses prévisionnelles pourront progresser plus rapidement.

Un travailleur accédant à un nouvel emploi n'y demeure pas nécessairement jusqu'à la fin de sa carrière. Il peut changer pour un emploi plus agréable soit dans la même entreprise, soit dans une autre ; il peut aussi démissionner, ou être congédié, soit individuellement, soit en groupe. La probabilité qu'il demeure avec la même entreprise jusqu'à la fin de sa carrière est certainement inférieure à l'unité.

14. La persévérance attendue dans l'emploi est ici définie comme la période de temps avant que 50 p.c. d'une cohorte de travailleurs embauchés au même moment n'abandonne l'emploi ou ne soit mis à pied. L'utilisation de la médiane plutôt que la moyenne pour estimer la persévérance attendue est donnée, comme nous le verrons, par la distribution non aléatoire de persévérance à l'intérieur de l'échantillon.

Au moment où il est embauché, ses prévisions quant à sa permanence d'emploi dans l'entreprise dépendent principalement de deux genres de conditions :

- 1) Celles qui déterminent l'effort qu'il fournit, c'est-à-dire sa personnalité, sa compétence, son état de santé et son adaptabilité ;
- 2) Celles qui sont reliées aux conditions de travail et aux perspectives d'emploi à long terme à l'intérieur de l'entreprise et de l'industrie.

La première série peut être calculée en postulant un « coefficient personnel de stabilité » déterminé fonctionnellement par des régressions utilisant l'âge des travailleurs, leurs antécédents professionnels, leur niveau d'instruction ainsi que leurs autres caractéristiques personnelles comme variables indépendantes. Une telle ventilation par profession n'existe pas encore pour les industries canadiennes, mais les données de la Commission d'assurance-chômage, désagrégées d'après les démissions et les caractéristiques personnelles, pourraient permettre de mettre au point une telle fonction lorsqu'elles seront disponibles. La seconde série est déterminée principalement par des facteurs particuliers à chaque industrie et à chaque entreprise. Ceux-ci peuvent être prédits à partir des données sur le roulement du personnel et sur les taux de « persévérance » — soit le pourcentage de ceux qui restent — parmi les cohortes de travailleurs entrés à l'emploi d'une entreprise particulière à un moment donné <sup>15</sup>.

Les taux de roulement varient considérablement d'une industrie à l'autre. Toutefois, ces taux ne peuvent à eux seuls permettre de prédire le degré de permanence des nouveaux travailleurs, car ils n'indiquent que la probabilité d'abandonner un stock qui se renouvelle continuellement. Or, pour déterminer la durée prévue des emplois, il faudrait des taux de persévérance tirés d'un stock composé d'employés embauchés au même moment et qui ne serait pas renouvelé. Il faudrait alors convertir les données mensuelles sur le roulement par industrie en des estimations de la durée prévue de l'emploi d'un travailleur chez un nouvel employeur.

L'absence presque totale d'études canadiennes sur le roulement ou la permanence de l'emploi nous a contraint à consulter des travaux réalisés à l'étranger. Même là, malgré les études déjà mentionnées, très peu de recherches ont été effectuées sur le sujet même de la permanence de l'emploi. Nous avons finalement examiné les études réalisées

---

15. La corrélation réciproque entre les emplois spécifiques à une industrie et le genre de travailleurs embauchés dans chaque industrie soulève bien sûr des difficultés. Néanmoins, lorsque c'est possible, les données devraient être corrigées pour éliminer les différences dans la composition de la main-d'œuvre de chaque industrie, de façon que les cohortes choisies soient comparables quant au sexe, à l'âge, au degré de compétence, etc. Les données sur le roulement du personnel au Canada avant 1967 ne sont ventilées que selon l'industrie et le sexe.

par le British Institute of Management <sup>16</sup>, en 1951, et nous avons adopté une méthode empirique pour calculer les taux de persévérance, qui est fondée principalement sur une analyse du roulement du personnel dans la société United Steel Company Ltd., effectuée en 1955 par K. F. Lane et J. F. Andrews <sup>17</sup>. Ces études sont malheureusement vieilles de 20 ans. Cependant, les méthodes d'analyse nous ont paru raisonnables, et il est probable que les conditions de travail donnant lieu à des différences de roulement du personnel et de permanence de l'emploi entre les industries n'ont pas tellement changé.

Sur le plan méthodologique, le B.I.M. a observé des ensembles de travailleurs appartenant à un éventail de 33 groupes industriels, pendant quatre périodes consécutives de six mois. Les auteurs ont distribué des questionnaires demandant aux démissionnaires durant chacune des périodes, pendant combien de temps ils avaient travaillé dans l'entreprise qu'ils abandonnaient. Les résultats des quatre relevés ont ensuite été groupés et les données réparties selon l'industrie et selon la durée du service avant le départ.

Les résultats globaux pour l'ensemble des données exprimés en pourcentages, ont été les suivants (tableau 1).

Les auteurs ont ensuite désagrégé les résultats selon les industries principales. Ces résultats peuvent être considérés comme des instantanés de chaque sous-groupe de démissionnaires à un moment donné,

TABLEAU 1

SOMMAIRE DES DONNÉES DU B.I.M. POUR TOUTES LES INDUSTRIES

Taux moyen de roulement en 6 mois : 12.1 p.c.						
Nombre de mois de service des démissionnaires	Moins de 1	1-3	4-12	12-60	Plus de 60	
Pourcentage des démissionnaires	21.9	20.2	21.4	23.7	12.8	100.0
Taux de persévérance	—	78.1	57.9	36.5	12.8	

Le taux de persévérance est simplement le pourcentage de travailleurs demeurant au début de chaque période de temps par rapport à l'ensemble de ceux qui partent dans chacune des cohortes démissionnaires, et par hypothèse, de chacune des cohortes nouvellement embauchées.

16. British Institute of Management, *Labour Turnover Analysis, 1949-1950*, B.I.M., Londres, 1951.

17. K. F. Lane et J. F. Andrews, « A Method of Turnover Analysis », *Journal of Royal Statistical Society*, vol. 118, 3<sup>e</sup> partie, 1955, pp. 296-323.

indiquant quelle a été la durée de leur emploi jusqu'à leur départ. Si nous supposons qu'à court terme les taux respectifs de démission et d'embauche sont constants, et que les travailleurs arrivant dans l'entreprise ont *a priori* les mêmes perspectives, quant à la permanence de l'emploi, que les démissionnaires, nous pouvons grouper les pourcentages selon la durée de l'emploi et obtenir une fonction de persévérance prévue pour les travailleurs arrivant dans chaque entreprise.

Notre hypothèse au sujet de la similitude entre l'expérience *a posteriori* des démissionnaires et les perspectives *a priori* des travailleurs nouvellement embauchés est évidemment critique. Elle nous semble pourtant raisonnable dans le contexte d'équilibre statique de cette analyse où sont éliminées les différences dues au caractère saisonnier, à l'expansion ou à la réduction des grandes usines, ou aux changements dans les méthodes d'embauche des entreprises ou dans les qualifications des travailleurs<sup>18</sup>.

Un second point doit être souligné. Les perspectives de permanence d'emploi auxquelles fait face une cohorte de travailleurs nouvellement embauchés sont différentes de celles d'une cohorte déjà au travail depuis un certain temps. En effet, plus la durée d'emploi est longue, plus les perspectives de permanence sont élastiques, sous réserves évidemment de l'âge des travailleurs par rapport à l'âge de la retraite. La pente de la courbe des perspectives de persévérance dans le cas des nouvelles recrues est donc beaucoup plus raide que dans le cas des personnes déjà employées. Par ailleurs, si nous portons notre attention principalement sur le nombre de travailleurs nouvellement embauchés, et sur le temps que durera leur séjour chez leur nouvel employeur, c'est cette fonction initiale de probabilité de persévérance moins élastique que nous devons utiliser pour estimer la durée prévue d'un nouvel emploi et, par là même, des bénéfices nets attachés à cet emploi.

#### a) Régressions s'appliquant aux industries britanniques

Le tableau A-1 de l'appendice indique les taux de persévérance des travailleurs masculins<sup>19</sup> et de 17 grandes industries britanniques, publiés

18. Si la persévérance de ceux qui sont partis de l'emploi n'est pas distribuée de façon aléatoire, par exemple, s'il existait une tendance de type dernier arrivé, premier sorti, l'échantillon des sortants entraînerait une sous-estimation de la persévérance attendue. Par contre, si nous ne prélevons que ceux qui demeurent à l'emploi, ceci créerait une surestimation de la persévérance attendue. Idéalement, les deux groupes devraient être prélevés et la distribution de persévérance en résultant serait combinée, mais, à notre connaissance, il n'existe pas d'étude qui a fait cela.

19. Comme ce sont les hommes qui sont les principaux gagne-pain dans la majorité des familles, qu'ils sont employés de façon plus continue et qu'ils ont besoin de cette continuité d'emploi, leur comportement semble être le plus pertinent. Lorsque l'on fait des comparaisons entre industries, il faut bien entendu apporter des ajustements pour tenir compte des proportions différentes d'hommes et de femmes au travail.

par le B.I.M. pour les années 1949 et 1950. Prenant comme points de référence les chiffres du premier mois, nous avons mesuré l'élasticité de la persévérance par mois dans chacune des 17 industries. Nous avons constaté que ces élasticités étaient fonctionnellement cohérentes pour chaque industrie à un seuil de signification de 1 p.c. Une représentation graphique sommaire des valeurs obtenues a montré qu'une fonction unique aurait pu représenter assez bien les pentes des courbes de chaque industrie en question.

A partir de cet examen préliminaire, nous avons ensuite élaboré l'hypothèse suivante :

La probabilité du départ d'un employé est reliée à la durée du service déjà accompli. Comme les conditions de travail varient énormément d'une industrie à l'autre, les taux d'abandon (y compris les licenciements) seront très différents au cours du premier mois. Par conséquent, dans le cas des nouveaux employés, le premier mois est en quelque sorte le pivot qui détermine par la suite les *niveaux* de persévérance. Mais, plus tard, le *taux* prévu de persévérance est une simple fonction de la durée de service d'un employé. Et cette *première* relation fonctionnelle (soit la pente de la courbe de persévérance prévue) est la même pour chaque industrie.

Aux fins de notre analyse, nous considérons comme homogènes les groupes d'employés qui entrent dans une entreprise à peu près en même temps. Mises à part les différences de personnalité et d'antécédents professionnels, on estime que chaque travailleur est assujéti à un ensemble de probabilités semblables qui déterminent combien de temps il travaillera pour une entreprise. Si notre hypothèse se vérifie nous pourrions, en appliquant une régression au point critique d'un mois, obtenir une seule estimation de la durée d'emploi prévue d'un travailleur *moyen* dans une entreprise de l'industrie en question. Lorsque nous disposerons de données au sujet des travailleurs seuls ou par cohortes, nous pourrions alors calculer de façon plus précise la durée d'emploi prévue *à priori*, en combinant la période moyenne de persévérance et le « coefficient de stabilité personnel » du travailleur.

Nous avons, par conséquent, ajusté une seule régression linéaire englobant les 17 industries du B.I.M., afin de trouver la relation fondamentale entre le pourcentage d'employés *masculins* qui persévèrent et la durée de leur service.

Ce sont des transformations semi-logarithmiques et bilogarithmiques<sup>20</sup> au moyen du modèle semi-logarithmique, qui nous ont donné le meilleur résultat. Le modèle se présentait comme suit :

20. Lane et Andrews ont eu recours à une relation log-normale et ont mesuré sa variable dépendante en unités de probabilité (probits). Les taux de persévérance étant mesurés en pourcentage, nous avons trouvé la mesure semi-logarithmique plus utile à nos fins propres, mais, nous l'admettons, moins précise en longue période.

$$(1) \quad (Y_i)_t = \alpha + \beta \log t + \varepsilon ; \quad t = 1, 3, 12 \text{ et } 60 \text{ mois} \\ i = 1, 2, \dots, 17 \text{ mois,}$$

où :

$$(Y_i)_t = \text{taux de persévérance particulier à l'industrie } i \text{ au moment } t \\ e = \text{terme de l'erreur}$$

Les résultats étaient les suivants :

terme constant	$(\hat{\alpha})$ :	82.9
coefficient	$(\hat{\beta})$ :	-39.6 (significatif à un seuil de 1 p.c.)
	$(R^2)$ :	.88 (significatif à un seuil de 1 p.c.)

Malgré son degré de signification, il était évident que cette régression unique ne devait pas être utilisée pour représenter la courbe de persévérance des travailleurs de toutes les industries, car les ordonnées à l'origine dans le cas de chaque industrie (c'est-à-dire les taux de persévérance d'un mois) étaient très différents l'un de l'autre. Un test plus probant consisterait à déterminer si la courbe de persévérance de chaque industrie provenait de la même famille de courbes.

$(Y_i)_t = \alpha_i + \beta \log t + \varepsilon$  où  $(Y_i)_t$  était déterminé,  $\alpha_i$  représentait le taux de persévérance pour l'industrie  $i$  au point critique d'un mois et  $\beta$ , la pente du terme constant. L'estimation combinée du coefficient « bêta » (c'est-à-dire la pente pour toutes les industries), obtenue pour toute la famille des 17 courbes, a par conséquent donné l'équation suivante :

$$(2) \quad (Y_i)_t = \hat{\alpha}_i - 39.3 \log t ; \\ (4.2)$$

où l'estimation ponctuelle  $\hat{\beta}$  à un seuil de signification de 5 p.c. donne :

$$(3) \quad 33.2 < \hat{\beta} < 45.5$$

L'analyse de la variance<sup>21</sup> a montré que l'estimation combinée de « bêta » pouvait valablement s'appliquer. L'emploi des pentes propres à chaque industrie a contribué, évidemment, à réduire l'erreur, mais non pas de façon significative.

Nous avons par conséquent conclu, du moins sur la foi de l'étude du B.I.M., que si l'on excepte leur premier mois d'emploi dans une industrie, les travailleurs masculins quitteront probablement cette industrie au même rythme que ceux d'une autre industrie ou de toutes les industries.

21. Voir le tableau A-2 de l'appendice.

b) *L'expérience américaine*

Pour vérifier notre analyse, nous avons comparé les relations résultant de notre régression aux données américaines sur le roulement des effectifs. Si les taux prévus de persévérance tirés de l'étude du B.I.M. correspondaient aux taux réels chez les salariés masculins d'industries américaines semblables, cela justifierait encore beaucoup plus leur adoption dans le contexte canadien actuel.

Les principales sources de renseignements sur la durée d'emploi aux Etats-Unis se trouvent surtout dans divers rapports spéciaux sur la population active, publiés dans la revue mensuelle du Bureau américain des statistiques du travail <sup>22</sup>. Les méthodes de collecte des données et d'analyses employées dans cet organisme diffèrent cependant des méthodes du B.I.M. sous plusieurs rapports. Pour sa part, le B.I.M. a envisagé d'une façon longitudinale et rétrospective la durée d'emploi d'une cohorte de travailleurs qui avaient quitté leurs employeurs à peu près en même temps, tandis que le Bureau of Labor Statistics se fonde, lui, sur une coupe transversale des travailleurs encore au service d'une entreprise pour déterminer leur durée d'emploi. Les deux méthodes donnent des résultats impossibles à comparer, car, *ceteris paribus*, il est beaucoup moins probable que l'étude américaine mette en évidence des employés dont la durée d'emploi est courte, contrairement à l'étude du B.I.M. Toutefois, en recourant à plusieurs des hypothèses de simplification formulées dans l'étude de Lane et Andrews, nous avons pu comparer les deux séries de données (tableau 2).

TABLEAU 2

EXEMPLE DE COMPARAISON DES DONNÉES BRITANNIQUES ET AMÉRICAINES  
SUR LA DURÉE D'EMPLOI

Industrie	Source des données	Taux de persévérance (mois)			Nombre médian d'années de service
		3	12	18	
Produits métalliques	Prévisions du B.I.M.	72.3	42.3	35.0	
United Steel « A »	Lane et Andrews	64.5	42.6	38.8	6.0
Fabrication (E.-U.)	B.L.S.	—	—	—	6.3

22. Harvey R. Hamel, « Job Tenure of American Workers, 1963 », *Monthly Labour Review*, United States Bureau of Labour Statistics, octobre 1963, p. 1145 ; Hamel, « Job Terms of Workers, January 1966 », *Monthly Labour Review*, janvier 1967, p. 31 ; aussi Seymour L. Wolfbein, « Jobs Terms of American Workers », *Monthly Labour Review*, septembre 1952, p. 257.

Les résultats étaient encourageants, même s'ils sous-estimaient la nécessité de recourir à la méthode des probits pour réduire l'erreur de prévision sur des durées d'emploi plus longues. Somme toute, il semble qu'on puisse raisonnablement conclure que les taux de persévérance des travailleurs américains sont assez semblables à ceux de leurs collègues du Royaume-Uni, compte tenu, évidemment, de l'effet, au cours du premier mois, des différences de conditions de travail entre les diverses industries.

### *Les résultats au Canada*

Notre analyse nous justifiait donc d'appliquer aux données canadiennes le modèle et la régression combinée simple décrits précédemment. Nous avons, à cette fin, formulé plusieurs hypothèses :

- (i) Les caractéristiques fondamentales et les conditions de travail des principales industries canadiennes sont à peu près semblables à celles des mêmes industries en Grande-Bretagne et aux Etats-Unis.
- (ii) Nous répartirons selon l'industrie de la même façon normale qu'en Grande-Bretagne et aux Etats-Unis, les motifs qui poussent les travailleurs à quitter leur emploi ou à le conserver, ainsi que les employeurs à embaucher du personnel ou à en congédier.
- (iii) Pour un mois seulement, la distorsion causée par le problème du renouvellement des effectifs dont nous avons déjà parlé — c'est-à-dire l'embauchage de nouveaux employés pour remplacer les partants — n'est pas significatif.

Nous fondant sur ces hypothèses et sur celles qui ont été mentionnées précédemment, nous avons appliqué la régression combinée aux taux mensuels désaisonnalisés de roulement des travailleurs masculins, tirés de l'enquête de Statistique Canada sur les taux d'embauchage et de départs, et calculés sous forme de moyennes pour les trois années 1964 à 1966, période de resserrement du marché du travail<sup>23</sup>. Ce faisant, nous avons choisi le roulement moyen mensuel des effectifs, pour chaque industrie, comme terme pivot nommé « alpha ». La durée d'emploi prévue d'un travailleur masculin qui vient d'être engagé devient alors égale au nombre estimatif de mois nécessaires pour que le taux de persévérance d'une cohorte de nouveaux venus soit égal à 50 p.c.

Au moyen de l'estimation combinée de « bêta » ( $\beta = 39.3$ ), nous résolvons l'équation (2) pour obtenir :

$$(4) \quad E_i = \text{antilog} [50 - (100 - T_i)] / 39.3$$

23. Le roulement des effectifs est la moyenne mensuelle des taux d'embauchage et de départs.

TABLEAU 3

DURÉE D'EMPLOI AU CANADA, PAR INDUSTRIE

Industrie	Roulement mensuel moyen des effectifs 1964-1966	Durée d'emploi prévue *			Proportion des employés rémunérés couverts par l'Enquête
		Moy- enne	Cour- te	Lon- gue	
	%	(mois)	(mois)	(mois)	%
Exploitation forestière (surtout l'abattage)	29.8	3.3	2.7	4.7	76.6
Industrie minérale	5.6	13.5	9.5	21.9	91.5
Métaux	5.1	13.9	9.8	22.9	
Combustibles	6.1	13.1	9.1	21.4	
Minéraux non métalliques	4.3	14.5	10.0	24.0	
Carrières	9.6	10.7	7.8	17.0	
Fabrication	5.2	13.8	9.5	22.4	88.0
Aliments, etc.	7.6	12.0	8.5	19.0	
Tabac	6.1	13.1	9.1	21.4	
Caoutchouc	3.9	14.9	10.2	24.5	
Cuir	4.9	14.1	9.8	22.9	
Textiles	4.2	14.6	10.2	24.0	
Vêtements	6.1	13.1	9.1	21.4	
Bois	8.0	11.7	8.3	18.6	
Papier	3.5	15.2	10.5	25.1	
Imprimerie	3.8	15.0	10.5	25.1	
Fer et acier	4.8	14.1	9.8	23.4	
Matériel de transport	4.8	14.1	9.8	23.4	
Produits en métal non ferreux	4.3	14.5	10.0	24.0	
Appareils électriques	3.8	15.0	10.5	25.1	
Produits minéraux non métalliques	6.1	13.1	9.1	21.4	
Dérivés du pétrole et du charbon	2.0	16.6	11.4	28.2	
Produits chimiques	3.3	15.4	10.7	25.7	
Divers	6.5	12.8	9.1	20.4	
Construction	16.0	7.3	5.6	12.9	65.9
Entrepreneurs généraux	18.1	6.5	5.0	9.1	
Sous-traitants	12.7	8.9	6.5	13.5	
Transports, etc.	3.4	15.3	10.5	25.7	72.0
Transports	3.5	15.2	10.5	25.1	
Entreposage	4.9	14.1	9.8	22.9	
Communications	2.5	16.2	11.0	27.6	

\* Durée d'emploi prévue =  
antilogarithme  $\left[ \frac{50.0 - (100.0 - \text{roulement mensuel moyen des effectifs})}{-39.3} \right]$

où, pour l'industrie (*i*) :

*E* = Durée d'emploi prévue ;

*T* = Roulement moyen mensuel des effectifs (1964-1966).

Les résultats obtenus sont présentés au tableau 3, colonne 2. Il faut cependant les interpréter avec prudence, même en tenant compte des hypothèses précédentes. Premièrement, l'intervalle de confiance de  $\hat{\beta}$  représenté par l'équation (3) est assez grand, et l'emploi d'une fonction logarithmique signifie que la distorsion de l'erreur dans l'estimation ponctuelle de  $E_i$  se produira dans le cas des durées d'emploi courtes. Une deuxième distorsion vient de la source de données elle-même. Les petits sous-traitants, les entrepreneurs, les marchands détaillants, les compagnies à responsabilité limitée ainsi que les entreprises constituées en sociétés qui emploient moins de 10 personnes sont exclues, et pourtant elles dominent certains secteurs du marché et comptent pour une grande proportion des déplacements bruts de travailleurs. Par conséquent, les estimations de durées d'emploi fondées sur les taux d'embauchage et de départs de Statistique Canada auront tendance à donner des durées d'emploi plus longues, suivant la proportion de chaque industrie échantillonnée où dominent les entreprises comptant 10 employés et plus.

TABLEAU 3 (suite)

DURÉE D'EMPLOI AU CANADA, PAR INDUSTRIE

Industrie	Roulement mensuel moyen des 1964-1966 effectifs	Durée d'emploi prévue *			Proportion des employés rémunérés couverts par l'Enquête
		moyenne	Courte	Longue	
	%	(mois)	(mois)	(mois)	%
Services d'utilité publique	2.9	15.8	11.0	26.3	85.8
Commerce	5.3	13.7	9.5	22.4	69.4
Gros	4.8	14.1	9.8	23.4	
Détail	5.7	13.4	9.3	21.9	
Finances, etc.	4.0	14.8	10.2	24.6	73.0
Services, sauf publics	5.8	13.3	9.3	21.9	37.9
Communautaires	2.8	15.9	11.0	26.9	
Récréatifs	10.7	10.0	7.2	15.5	
Commerciaux	5.7	13.4	9.3	21.9	
Personnels	9.1	11.0	8.0	17.4	

Pour ces raisons, il nous a semblé plus sûr d'inclure dans nos calculs pour chaque industrie l'intervalle de signification de 95 p.c. dans lequel se situaient les estimations faibles et fortes des durées d'emploi prévues. Celles-ci sont indiquées aux colonnes 3 et 4. Pour l'ensemble du secteur de la fabrication, par exemple, ces estimations faibles et fortes pour une personne qui vient juste d'être engagée sont de 9.5 et de 22.4 mois respectivement. On peut supposer que, pour des entreprises plus grandes où les conditions de travail sont bonnes, où des clauses de sécurité syndicales sont appliquées, etc., la durée d'emploi se rapprocherait de l'estimation forte, tandis que pour les entreprises moins « attirantes », elle serait plutôt faible. La colonne 5 du tableau 3 indique le pourcentage de tous les employés rémunérés de chaque principale industrie, qui étaient couverts par l'enquête sur les taux d'embauchage et de départs. Dans l'ensemble, l'enquête n'englobait que les deux tiers de tous les travailleurs rémunérés et déclarés au cours des trois années 1964-1966.

Deux mises en garde avant de terminer. Les chiffres du tableau 3 relatifs au roulement des effectifs et utilisés pour le calcul des coefficients individuels « alpha » pour chaque industrie sont des moyennes annuelles pour trois ans qui compriment la fourchette des variations saisonnières mensuelles des embauchages et des licenciements. Les fluctuations saisonnières des taux de roulement dans certaines industries ont plus d'amplitude que celles des taux annuels de roulement d'une industrie à l'autre. Deuxièmement, le coefficient combiné « bêta » a été calculé à partir de données portant sur *l'industrie manufacturière britannique*. Comme ce secteur, tant en Grande-Bretagne qu'au Canada, est mieux organisé et plus stable que certains secteurs de services, notre hypothèse initiale au sujet du taux constant de travailleurs qui « délaissent » leur emploi après le premier mois ne s'applique peut-être pas à toutes les industries ou professions. Nous espérons que d'autres chercheurs utilisant des données canadiennes examineront chaque industrie séparément.

### *Conclusions*

Malgré les limites de notre analyse, les résultats sont révélateurs et ont d'importantes implications à l'égard de l'emploi. Ils mettent en lumière également l'incertitude relative qui étreint tant les employeurs que les employés au moment de l'embauchage. Même dans le cas des industries les plus stables où le roulement des effectifs est très faible, où il y a de bonnes conditions de travail et des avantages accessoires pour les travailleurs — comme dans les services d'utilité publique ou les sociétés pétrolières — nos résultats indiquent qu'un nouvel employé ne gardera pas son emploi en moyenne plus de 2.5 ans. En outre, dans

les industries dont l'activité est sujette aux fluctuations saisonnières, comme l'exploitation forestière et la construction, la durée d'emploi prévue variera de moins de trois mois à un an au maximum. Il n'est donc pas surprenant qu'en raison d'une syndicalisation très poussée et du critère de maximisation du revenu actualisé, auquel nous avons déjà fait allusion, les travailleurs de ces deux industries soient proportionnellement plus jeunes et mieux rémunérés par spécialisation, que ceux des autres industries.

Comme la plupart des entreprises appliquent à leurs employés des règles tacites sinon explicites d'ancienneté, la plupart des travailleurs nouvellement embauchés sont jeunes. Qu'il le veuille ou non, le nouvel employé moyen ne doit pas s'attendre à rester longtemps dans l'entreprise où il travaille. Mais, bien entendu, plus il y reste, plus il est susceptible d'y demeurer. Dans une optique plus large, ces chiffres indiquent que le taux d'emploi mensuel de 93 à 97 p.c. au Canada cache des déplacements bruts considérables d'un emploi à l'autre. A son arrivée sur le marché du travail, le nouveau venu ne peut compter que sur une sécurité d'emploi très limitée. Ces constatations concordent assez bien avec celles de Vanderkamp qui a montré, à l'aide de données de la Commission d'assurance-chômage, qu'environ 35 p.c. des hommes de 20 à 24 ans (contre 18 p.c. pour ceux de 45 à 64 ans) vont et viennent chaque année entre les diverses industries (définies comme celles affectées d'un code de trois chiffres dans la classification type des industries) <sup>24</sup>.

Comme nous n'avons appliqué qu'une seule régression combinée, notre travail n'a jeté que peu de lumière sur la théorie du « marché double » de Harberger, Ulman et Galbraith. Cette théorie établit une relation entre un roulement considérable des effectifs et de faibles salaires, d'une part, et des marchés où la concurrence est très vive, d'autre part. Cependant, il ressort de notre analyse que la durée d'emploi dans le domaine des services personnels et récréatifs est en moyenne de deux à cinq mois plus courte que dans le secteur de la fabrication, mais la durée d'emploi prévue de travailleurs nouvellement embauchés dans le commerce de détail ou dans l'industrie du vêtement — où la concurrence est sans aucun doute intense — ne différerait pas tellement de la moyenne générale. Même corrigés pour tenir compte de la forte proportion de femmes travaillant dans ces industries, les résultats ne s'écartaient pas beaucoup des estimations générales des durées d'emploi. Bien entendu, les entreprises de services privés ayant 10 employés et plus couverts par l'enquête ne représentaient que 38 p.c. de tous les emplois dans ce secteur. En outre, si les conditions

---

24. J. Vanderkamp, *La mobilité de la main-d'œuvre au Canada*, Conseil économique du Canada, étude spéciale n° 16, Information Canada, Ottawa, 1973, p. 23.

de travail et la durée d'emploi y étaient plus stables que dans les autres 62 p.c., les résultats pourraient en être faussés.

Nos constatations confirment, semble-t-il, la sagesse des employeurs qui n'offrent pas de cours de formation coûteux, de régimes de pensions privés ou de programmes de partage des bénéfices à leurs nouveaux employés, tant qu'ils n'ont pas été au service de l'entreprise pendant au moins un an. De plus, elles montrent, d'une part, la nécessité de programmes publics de soutien du revenu pour aider, durant la transition vers un nouveau travail, ceux qui sont mis à pied ou qui quittent leur emploi, et, d'autre part, le besoin d'une aide publique pour assurer le recyclage et la mobilité des travailleurs, sous forme d'investissements dans leur spécialisation et leur allocation, investissements que les employeurs ne sont pas prêts à faire<sup>25</sup>. Finalement, et particulièrement pour les travailleurs qui se laissent entraîner dans le tourbillon des changements d'emploi continuels, notre analyse montre qu'il est sage d'établir des régimes publics de pensions qui sont attachés à l'individu et entièrement transférables.

Nous ne savons pas si ces constatations portant sur la période de 1964 à 1966 s'appliquent en 1974. Nous sommes toutefois portés à répondre affirmativement et à affirmer qu'en fait, la durée d'emploi prévue du travailleur nouvellement embauché est même plus courte aujourd'hui. Plusieurs raisons nous y incitent. Les proportions de jeunes dans la population active et d'emplois à temps partiel dans le secteur des services ont augmenté considérablement. En même temps, on a grandement amélioré les programmes de main-d'œuvre, l'assurance-chômage et les régimes publics de pensions, qui offrent des options ainsi que la sécurité aux ouvriers qui envisagent de se déplacer d'un emploi à l'autre. Il faut évidemment tenir compte aussi de l'importance que prennent les clauses de sécurité d'emploi dans les conventions collectives. Seule une étude plus approfondie que celle que nous avons pu faire ici, fondée sur des données plus à jour, pourrait permettre d'éclairer davantage ces questions.

R. A. JENNESS,  
*Conseil économique du Canada*

---

25. Nos résultats indiquent également que les avantages que représentent pour l'individu un emploi convenant à sa spécialisation, ainsi que les mesures de formation et d'aide à la mobilité ne devraient pas être amorties sur des périodes de beaucoup plus de deux ans.

APPENDICE  
TABLEAUX STATISTIQUES

TABLEAU A-1

DURÉE D'EMPLOI DES TRAVAILLEURS QUI ONT QUITTÉ LEUR EMPLOI DANS DIVERSES INDUSTRIES EN GRANDE-BRETAGNE, 1949-1950

Industrie	Taux de persévérance				Lignes de régression
	1 mois	3 mois	12 mois	30 mois	
Traitement de produits non métallifères et miniers	85.1	60.8	35.1	7.7	$Y = 85.1 - 44.6 \log T$
Pétrole	94.4	77.4	63.5	21.8	$Y = 94.4 - 37.4 \log T$
Produits chimiques et assimilés	89.6	75.1	54.4	24.9	$Y = 89.6 - 35.1 \log T$
Fabrication métallique	83.0	64.0	43.0	12.2	$Y = 83.0 - 39.1 \log T$
Industrie mécanique, construction navale et outils électriques	84.8	65.2	44.3	14.8	$Y = 84.8 - 39.0 \log T$
Véhicules, y compris les avions	79.8	58.1	32.2	6.7	$Y = 79.8 - 42.1 \log T$
Outils métalliques non précisés	85.3	68.0	44.8	11.0	$Y = 85.3 - 40.4 \log T$
Instruments de précision	85.8	74.5	54.2	16.9	$Y = 85.5 - 35.6 \log T$
Articles en bois et en liège	86.3	41.0	37.1	3.8	$Y = 86.3 - 48.6 \log T$
Textiles	76.9	57.1	29.0	4.8	$Y = 76.9 - 41.6 \log T$
Vêtements	84.6	65.5	43.2	10.5	$Y = 84.6 - 40.7 \log T$
Cuir, articles en cuir et fourrures	89.4	78.8	71.1	11.9	$Y = 89.4 - 35.7 \log T$
Papier et imprimerie	82.1	62.6	38.1	16.0	$Y = 82.1 - 38.3 \log T$
Aliments, boissons et tabac	85.0	61.1	37.1	15.5	$Y = 85.0 - 41.0 \log T$
Autres industries et services	83.8	65.4	48.0	5.6	$Y = 83.8 - 40.9 \log T$
Entreprises de distribution	55.3	34.4	20.2	5.2	$Y = 55.3 - 30.1 \log T$
Entreprises de construction et sous-traitants	70.7	50.0	28.8	2.9	$Y = 70.7 - 38.6 \log T$

SOURCE : British Institute of Management, *Labour Turnover Analysis, 1949-1950*, Londres, 1951.

NOTE : Les lignes de régression ont été estimées par la méthode des moindres carrés, avec la contrainte que l'ordonnée à l'origine est égale au taux de persévérance au moment 1. La pente moyenne des 17 lignes = 39.3.

TABLEAU A-2  
17 INDUSTRIES

Source de variation	d.l.	Somme des carrés	Carré moyen	Rapport F	Seuil de signification
Régression linéaire unique	1	47,269	47,269		
Résidu	66	6,511	98.7		
— Résidu expliqué par l'ajustement de régressions linéaires ayant la même pente pour chaque industrie.	16	3520.2	220.0	2.23	Significatif lorsque $\alpha = .01$
— Augmentation du résidu expliquée par l'ajustement de régressions linéaires comportant des pentes différentes plutôt que des pentes identiques.	16	1253.1	78.2	.79	n.s.
— Résidu inexpliqué	34	1737.7	51.1		
TOTAL	67	53,780			