

AC

*Réactions des employeurs
aux contraintes de
l'assurance-chômage :
établissements canadiens
et américains*

par Gordon Betcherman
et Norm Leckie



Développement des
ressources humaines Canada

Human Resources
Development Canada

Incidence
de l'assurance-chômage
sur le comportement
des employeurs

Canada



*Réactions des employeurs
aux contraintes de
l'assurance-chômage :
établissements canadiens
et américains*

**par Gordon Betcherman
et Norm Leckie**

Ekos Research Associates et Université Queen's

Incidence
de l'assurance-chômage
sur le comportement
des employeurs

Mars 1995
Also available in English.
IN-AH-202F-03-95

Remerciements

Le présent document est le troisième d'une série de publications coparrainée par Développement des ressources humaines Canada. Nous remercions Laurie Bassi, Ging Wong et Tom Siedule qui nous ont fait de précieux commentaires sur une version antérieure de ce document. Le contenu de ce document demeure toutefois la seule responsabilité des auteurs et ne reflète pas nécessairement le point de vue de DRHC.

****La mise en page de ce document a été refaite pour faciliter la diffusion électronique. Veuillez cependant noter que, pour fin de référence, la pagination de la version originale a été conservé.**

Série d'évaluations de l'assurance-chômage

Dans le cadre de sa politique et de ses programmes, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) s'engage à aider tous les Canadiens et les Canadiennes à vivre une vie productive et enrichissante et à promouvoir un milieu de travail juste et sécuritaire, un marché du travail compétitif avec équité en matière d'emploi et une solide tradition d'acquisition du savoir.

Afin de s'assurer qu'il utilise à bon escient les fonds publics pendant qu'il remplit cet engagement, DRHC évalue de façon rigoureuse dans quelle mesure les objectifs de ses programmes sont atteints. Pour ce faire, le Ministère recueille systématiquement des renseignements qui lui permettent d'évaluer le programme, son incidence nette et des solutions de rechange aux activités subventionnées par l'État. Les renseignements obtenus servent de point de départ pour mesurer le rendement et évaluer les leçons tirées en matière de politique stratégique et de planification.

Dans le cadre de ce programme de recherche évaluative, le Ministère a préparé une importante série d'études en vue de l'évaluation globale du programme de prestations ordinaires d'assurance-chômage. Les études ont été réalisées par les meilleurs experts en la matière, provenant de sept universités canadiennes reconnues, du secteur privé et de la Direction générale de l'évaluation. Même si chacune des études constitue une analyse distincte portant sur un point particulier de l'assurance-chômage, elles reposent toutes sur le même cadre analytique. L'ensemble de ces études représente la plus importante recherche évaluative en matière d'assurance-chômage jamais faite au Canada et s'avère par le fait même un ouvrage de référence capital.

La série d'évaluations de l'assurance-chômage permet d'éclairer le débat public sur une composante principale du système de sécurité sociale canadien.

I.H. Midgley
*Directeur général,
Évaluation*

Ging Wong
*Directeur,
Programmes d'assurance*



Table des matières

Résumé	7
Introduction	11
1. Étude documentaire	13
2. Méthodologie et données	19
3. Financement de l'assurance-chômage par l'employeur et taux de roulement	28
4. Formation	39
5. Conclusion	42
Annexe A : Tableaux supplémentaires	45
Annexe B : Questionnaire de l'enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre	50
Bibliographie	60
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage	63



Résumé

Objet

Le présent résumé expose les résultats d'une étude sur ce qui différencie les employeurs canadiens et américains dans leurs réactions face aux contraintes de l'assurance-chômage. Les recherches visaient principalement le rapport existant entre le financement de l'assurance-chômage et les licenciements ainsi que les programmes de formation subventionnés par les employeurs. Le principal sujet étudié concerne les retombées de la fixation de taux particuliers sur ces deux aspects du comportement des employeurs. Plus précisément, on a voulu vérifier deux hypothèses : 1) toutes choses étant égales, plus un établissement a tendance à recourir aux licenciements pour s'adapter à une chute de la demande de personnel, moins la fixation de taux particuliers pour ses cotisations à l'assurance-chômage est exacte, et 2) toutes choses étant égales, moins un établissement est porté à investir dans la formation, moins la fixation de ses taux de cotisation à l'assurance-chômage est exacte. Il se greffe là-dessus une question secondaire, à savoir le rapport entre les allocations de chômage de courte durée (ou les emplois partagés) et les licenciements.

Contexte

Les décideurs et les économistes connaissent bien tout ce qui s'écrit à propos des effets de l'assurance-chômage sur le comportement des travailleurs. Il ressort globalement de cette étude que l'existence de prestations d'assurance-chômage a véritablement pour effet d'allonger la durée d'inactivité, mais on ne s'accorde pas pour dire dans quelle mesure. En comparaison, on s'intéresse beaucoup moins à l'influence de l'assurance-chômage sur le comportement des entreprises. Pourtant, théoriquement, il y a tout lieu de penser que les modalités d'un régime d'assurance-chômage, notamment son financement, ont des retombées sur les décisions des employeurs, en particulier au chapitre des licenciements.

En effet, plusieurs études effectuées récemment aux États-Unis confirment empiriquement l'hypothèse selon laquelle le mode de financement de l'assurance-chômage par les employeurs influe sur les licenciements. Aux États-Unis, les cotisations des entreprises sont en partie « fondées sur des taux particuliers » en ce sens qu'elles dépendent plus ou moins des licenciements effectués dans le passé. L'importance de cette modulation — c'est-à-dire de l'accroissement marginal de la contribution provoquée par un licenciement supplémentaire — varie selon les États, et certains chercheurs américains s'appuient sur ces variations pour mesurer l'incidence des taux particuliers sur les licenciements. Ces études aboutissent essentiellement à la conclusion qu'une modulation « incomplète » encourage les employeurs à pratiquer des licenciements, surtout des licenciements temporaires et saisonniers. En outre, d'après ces chercheurs, en liant plus étroitement aux licenciements passés les cotisations des employeurs à l'assurance-chômage, on limite les risques de futurs licenciements mais on peut aussi abaisser le niveau d'emploi en décourageant l'embauche par crainte d'une augmentation ultérieure du coût des licenciements.

Au Canada, les licenciements passés n'influent pas sur les cotisations des employeurs. Les recherches américaines amènent à se demander si l'absence de

taux particuliers incite les entreprises canadiennes à licencier davantage que leurs homologues américains. Et, en toute logique, cette question doit être rapprochée du problème de la formation financée par les employeurs : si l'absence de taux particuliers a effectivement une incidence sur les licenciements, on peut penser qu'elle influe négativement sur la formation. La raison en est que des taux de licenciements importants sont associés à une faible stabilité du personnel et qu'il est bien connu que les mesures de formation jouent positivement sur la stabilité des employés.

Méthodologie et données

La conception d'une méthode pour analyser les incidences du régime d'assurance-chômage canadien sur le comportement des employeurs est foncièrement malaisée vu qu'il n'existe aucune variation quant aux modes de financement ou à d'autres caractéristiques du programme dignes d'intérêt. Pour obtenir la variation nécessaire, on a inclus des entreprises canadiennes et américaines dans l'étude. On a limité l'analyse à deux industries manufacturières (mécanique et métallurgie) et à quatre régions « frontalières » (Ontario, Pennsylvanie, Minnesota et Wisconsin) pour observer les tendances suivies en matière de licenciements et de formation par des employeurs qui fabriquent des produits comparables pour un même marché, mais qui dépendent de régimes d'assurance-chômage différents.

Dans chaque industrie, l'enquête a porté sur des établissements de l'Ontario (aucun mécanisme de taux particuliers), d'un État disposant d'un régime d'assurance-chômage « libéral » (entreprises soumises à certains taux particuliers) et d'un État possédant un régime d'assurance-chômage « strict » (système élaboré de taux particuliers). Dans le secteur de la mécanique, des enquêtes ont été réalisées en Ontario, au Wisconsin (libéral) et au Minnesota (strict) tandis que, dans le secteur de la métallurgie, on s'est intéressé à l'Ontario, à l'État de New York (libéral) et à celui de la Pennsylvanie (strict). L'analyse porte sur un échantillon final de 300 établissements appartenant à cinq « régions sectorielles » (l'État de New York a été abandonné à cause d'un taux de réponses trop faible). Dans chaque cas, des données ont été recueillies sur le roulement du personnel (licenciements et embauches) et la formation, ainsi que sur plusieurs autres variables susceptibles d'influencer ces derniers. On a pris pour hypothèses que, toutes choses étant égales, les entreprises ontariennes afficheraient un plus grand nombre de licenciements (surtout temporaires) et moins d'initiatives de formation que leurs homologues des États « libéraux » et, plus particulièrement, des États « stricts » en matière d'assurance-chômage.

Résultats

En général, les renseignements obtenus sur les licenciements de 1993 ont été conformes aux prévisions. Dans les deux secteurs, les établissements ontariens ont déclaré les taux de licenciements les plus élevés, que ce soit pour les licenciements temporaires ou permanents. Il est clair que les écarts observés entre les territoires peuvent être dus à de nombreux facteurs, y compris à des régimes d'assurance-chômage différents. Pour connaître l'influence des diverses causes possibles, on a défini et expérimenté plusieurs modèles sur le roulement des effectifs. Ces modèles englobaient un certain nombre de variables sur les

établissements (augmentation du chiffre d'affaires, effectifs, changements technologiques récents, innovations dans la gestion des ressources humaines, régime de négociations collectives, proportion de femmes et de jeunes dans le personnel), une variable fictive par industrie ainsi qu'une variable fictive par territoire visé (taux de chômage local) et le degré d'application de taux particuliers pour tout le territoire. Cette dernière variable — variable clé dans l'analyse — a été remplacée par le « coût financier marginal » (CFM) de l'assurance-chômage, extrait de publications antérieures (et égal à zéro pour les entreprises de l'Ontario).

Les modèles étudiés ont expliqué entre 25 et 30 p. 100 des écarts entre les taux de licenciements et d'embauches. Au vu de l'analyse, ces écarts s'expliquent principalement par des taux de chômage plus élevés en Ontario qu'aux États-Unis. Le coefficient du CFM n'a eu de signification statistique dans aucune des estimations, ce qui ne permet pas de savoir si l'application de taux particuliers (du moins l'observation des écarts entre les moyennes des territoires étudiés) constitue véritablement un facteur dissuasif contre les licenciements.

Ce résultat confirme les données qualitatives obtenues auprès des entreprises sondées concernant le rôle des taux particuliers sur les licenciements qu'elles ont effectués. Sur ce plan, les établissements américains, même ceux des États « stricts » au regard de l'assurance-chômage, ont accordé relativement peu d'importance au système de taux particuliers. Dans chacun des États, en effet, ils ont été moins de 5 p. 100 à indiquer que ce système avait exercé une influence marquée, et plus de la moitié ont répondu qu'il n'avait eu qu'une influence négligeable, voire aucune. En revanche, les employeurs ontariens, exposés à la menace théorique des taux particuliers, ont vu dans cette dernière un facteur qui peut être beaucoup plus important.

On a aussi demandé aux employeurs auprès desquels le sondage a été effectué quelles mesures ils prenaient pour éviter les licenciements : arrêt de l'embauche, gel ou diminution des salaires, réduction du nombre d'heures, recyclage et retraite anticipée. On s'attendait à ce que la fréquence de ces mesures augmente avec la sévérité du système de taux particuliers. Or, les résultats économétriques révèlent qu'il n'en est rien : dans la plupart des cas, les différences entre les territoires ne sont pas significatives et, lorsqu'elles le sont, elles indiquent que les entreprises ontariennes seraient plus portées à essayer d'éviter les licenciements.

On s'est servi du sous-échantillon de l'Ontario pour analyser le rapport existant entre l'attribution d'une allocation de courte durée (ACD), ou le travail partagé, et les taux de licenciements. (Aucun des États américains étudiés n'accorde d'ACD au titre de l'assurance-chômage.) On s'aperçoit qu'il existe un rapport positif et important entre l'utilisation de l'ACD et la proportion de licenciements temporaires. On pourra y voir un résultat anormal vu que les ACD ont pour but de freiner les licenciements temporaires, mais cela révèle que presque tous les employeurs qui mettent sur pied un plan de partage du travail recourent souvent aux licenciements. Toutefois, il ressort aussi que le partage du travail peut avoir légèrement influé sur le nombre de licenciements (qui aurait pu être plus élevé).

En dernier lieu, on s'est demandé si les différences entre les paramètres qui régissent l'assurance-chômage influent sur l'importance de la formation en entreprise d'après les données fournies par les diverses régions étudiées. Comme on a

procédé pour cela à partir d'hypothèses antérieures concernant les effets de l'assurance-chômage sur les licenciements, qui n'étaient pas étayées par l'analyse, il n'est pas étonnant que l'on n'ait trouvé aucun lien entre le régime d'assurance-chômage et les activités de formation.

Conclusions

L'analyse ne confirme pas les hypothèses voulant que l'assurance-chômage ait une incidence sur le comportement des entreprises. Plus précisément, en renforçant le système des taux particuliers dans un régime d'assurance-chômage, on ne décourage pas les employeurs, toutes choses étant égales, de recourir aux licenciements pour s'adapter à une diminution de la demande de personnel, pas plus qu'on ne les encourage à faire plus de formation. Cela ne signifie pas que le régime d'assurance-chômage ne pèse pas sur les décisions des employeurs concernant les licenciements ou la formation. Simplement, rien n'indique que leur comportement dans ces domaines varie selon le degré de modulation des cotisations.

Ces conclusions, notamment en ce qui a trait aux licenciements, contredisent celles de certaines études. Il peut y avoir plusieurs raisons à cela dont les limites probables de la présente étude qui tiennent à sa nature exploratoire. Cette analyse, par exemple, est restreinte à deux secteurs qui ne sont peut-être pas représentatifs de l'économie générale. L'importance des taux particuliers n'est pas mesurée par entreprise mais, dans un territoire, à l'échelle d'un groupe d'industries dont on tire une moyenne. La qualité des données laisse aussi peut-être à désirer, ce que doit prendre en compte tout chercheur qui utilise des données d'enquêtes recueillies auprès des employeurs.

Mais il se peut aussi que les aspects de l'assurance-chômage examinés ici n'aient pas vraiment de retombées significatives sur le comportement des employeurs. Les études sur ce point sont relativement peu nombreuses, et très rares sont celles pour lesquelles on a utilisé des données par entreprise se rapportant à un large éventail de variables de contrôle. Peut-être que le système des taux particuliers, plus précisément sous sa forme incomplète, n'est pas assez convaincant pour vraiment influencer les employeurs au chapitre des licenciements. Par ailleurs, les entreprises des territoires qui appliquent des taux particuliers s'arrangent peut-être pour en limiter les effets en concentrant les licenciements parmi les employés exclus et en déguisant autant que possible les licenciements par des démissions.

Pour terminer, disons que cette étude, bien qu'exploratoire, attire l'attention sur plusieurs questions que la plupart des chercheurs passent sous silence. Pour comprendre l'incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des employeurs, il importe de recueillir et d'analyser des données plus complètes au niveau des établissements dans plusieurs industries.



Introduction

Les décideurs et les économistes connaissent bien tout ce qui s'écrit à propos des effets de l'assurance-chômage sur le comportement des travailleurs. Mais on s'intéresse beaucoup moins à la façon dont l'assurance-chômage agit sur le comportement des employeurs. Pourtant, le peu d'études qui existent indiquent que certaines dispositions d'un régime d'assurance-chômage peuvent avoir véritablement une incidence importante sur les décisions des employeurs, notamment en matière de licenciements.

Nous présentons dans ce document les résultats de nos recherches sur le rapport entre l'assurance-chômage et le comportement des employeurs. Nous nous sommes surtout intéressés au financement du régime d'assurance-chômage par les employeurs — notamment l'application de taux particuliers à leurs cotisations — et à l'influence de ceux-ci sur les licenciements et, plus globalement, sur les roulements de personnel décidés par les employeurs. Étant donné les liens bien établis qui existent entre le taux de roulement, la stabilité des employés et la formation, nous vérifions ensuite l'hypothèse voulant que le régime d'assurance-chômage influe aussi sur les décisions des employeurs au chapitre de la formation.

Il est difficile de concevoir une méthode de recherche qui permette d'examiner les effets du régime d'assurance-chômage sur la contribution financière des employeurs parce que la façon dont cette contribution est évaluée ne varie pas. Pour remédier à ce problème, nous avons élaboré une formule pour comparer les taux de roulement et les activités de formation entre les employeurs de l'Ontario et ceux de trois États américains frontaliers (Pennsylvanie, Minnesota et Wisconsin) qui appliquent des paramètres très différents pour le financement de l'assurance-chômage.

Notre analyse empirique repose sur les résultats d'une enquête auprès d'établissements de ces territoires¹. En limitant l'échantillon à deux industries manufacturières dont le marché se situe en Amérique du Nord — métallurgie et mécanique —, nous avons voulu concentrer le plus possible notre attention sur la conjoncture sectorielle et d'autres facteurs propres aux industries qui influencent sensiblement le taux de roulement et les initiatives de formation. À partir de là, nous avons mis au point et à l'essai plusieurs modèles sur le roulement et la formation par établissement pour isoler les incidences enregistrées à l'échelle des différents territoires étudiés et, notamment, les paramètres qui régissent le financement de l'assurance-chômage par les employeurs.

Pour terminer cette introduction, insistons sur la nature exploratoire de notre étude. Elle présente l'avantage que cette analyse restreinte des retombées de l'assurance-chômage sur le comportement des employeurs repose pour une grande part sur des données recueillies auprès des employés; très peu d'études dont il est question ici s'appuient sur des données obtenues auprès d'établissements ou d'entreprises². En outre, l'utilisation de données obtenues au Canada et

L'utilisation de données obtenues au Canada et aux États-Unis constitue un très bon moyen d'établir, entre les régimes d'assurance-chômage, la variation nécessaire à l'observation de leurs retombées sur le comportement des employeurs.

1 Des établissements de l'État de New York ont également fait l'objet d'un sondage mais, faute d'un nombre suffisant de réponses utilisables, cet État a été exclu de la présente analyse.

2 Font exception Osberg, Apostle et Clairmont (1986) et Anderson et Meyer (1993b).

aux États-Unis constitue un très bon moyen d'établir, entre les régimes d'assurance-chômage, la variation nécessaire à l'observation de leurs retombées sur le comportement des employeurs. Mais, tandis que l'on s'est efforcé d'isoler le plus possible les incidences des régimes d'assurance-chômage, les tendances en matière de roulement et de formation sont déterminées par un ensemble complexe de facteurs qu'il est difficile de prendre entièrement en compte dans une étude quantitative de ce genre. Enfin, comme il ressort de nos résultats, les échantillons utilisables sont relativement petits, surtout lorsqu'on élimine les observations pour lesquelles on manque de données.

Ce rapport est divisé en cinq chapitres. Dans le premier, nous passons en revue les documents se rapportant aux retombées de l'assurance-chômage sur le roulement et la formation. Au chapitre 2, nous examinons en détail la méthode et les données employées dans l'analyse. Les résultats auxquels nous avons abouti concernant les effets du financement de l'assurance-chômage sur le roulement sont présentés au chapitre 3. Puis nous passons aux résultats relatifs à la formation. On trouvera au chapitre 5 un résumé de nos conclusions et de leurs conséquences.



1. Étude documentaire

Nous commençons ce chapitre par un résumé des recherches réalisées dans le passé sur le rapport qui existe entre l'assurance-chômage et les licenciements, en insistant plus particulièrement sur les effets des modes de financement de l'assurance-chômage par les employeurs. Cette analyse est ensuite étendue à la formation.

Assurance-chômage et licenciements

L'incidence de l'assurance-chômage sur le marché du travail a fait l'objet de nombreuses études. La plus grande part d'entre elles portent sur l'offre et, notamment, sur la façon dont l'assurance-chômage peut inciter un travailleur à sortir de sa situation de chômeur³. On s'entend en général pour dire que l'attribution de prestations d'assurance-chômage a pour effet d'allonger la période d'inactivité et, donc, la durée du chômage officiel; toutefois, l'ampleur de cet effet est sujette à une certaine controverse⁴.

Alors que les analystes spécialisés s'intéressent surtout à l'offre, on accumule depuis deux décennies une quantité croissante de preuves indiquant que les décisions des employeurs peuvent aussi être influencées par le régime d'assurance-chômage. Plusieurs chercheurs, qui ont utilisé des méthodes et des données très diversifiées, ont abouti à la conclusion que le régime d'assurance-chômage influe sur l'importance des licenciements temporaires, saisonniers et, dans une moindre mesure, permanents (Becker, 1972, Feldstein, 1978, Saffer, 1982, Burdett et Wright, 1989a, Anderson et Meyer, 1993a)⁵.

Il semblerait que *la plupart* des incidences de l'assurance-chômage sur le chômage trouvent leur origine du côté de la demande (augmentation des risques de chômage) plus que du côté de l'offre (augmentation des probabilités de sortir du chômage). Topel (1983), par exemple, explique la croissance du taux de chômage dû aux licenciements beaucoup plus par le nombre de nouveaux licenciements (décision de l'employeur) que par la durée de la période d'inactivité (décision de l'employé).

Dans les recherches qui traitent des retombées de l'assurance-chômage sur les licenciements, trois aspects du régime d'assurance-chômage sont étudiés : le financement, les prestations et le travail partagé, ou l'allocation de courte durée. Après les avoir passés en revue, nous examinerons les facteurs qui conditionnent les retombées de l'assurance-chômage sur les licenciements.

On accumule depuis deux décennies une quantité croissante de preuves indiquant que les décisions des employeurs peuvent aussi être influencées par le régime d'assurance-chômage.

3 Au Canada, jusqu'à récemment, il était aussi logique de s'interroger, toujours du côté de l'offre, sur l'influence de l'assurance-chômage sur les employés qui envisagent de démissionner. Depuis 1992, les requérants de ce type n'ont plus droit aux prestations.

4 Voir, par exemple, Osberg, Apostle et Clairmont (1986), Atkinson et Micklewright (1991), et Phipps (1993).

5 À l'exception de celle d'Anderson et Meyer, toutes les recherches citées reposent sur des enquêtes menées auprès des employés; pour obtenir des renseignements sur l'employeur, on leur a posé des questions sur l'entreprise, ou on a établi des liens avec les données existantes. Pour une récapitulation des études réalisées dans la première moitié des années 1980, voir Hammermesh (1990).

Financement

Sur le plan du financement, la principale question abordée dans les documents consultés est celle des taux particuliers. Cela reflète à la fois la domination des recherches américaines et le fait que l'imposition de taux particuliers est caractéristique des régimes d'assurance-chômage américains. Comme ceux-ci n'existent pas dans le régime d'assurance-chômage canadien, nous allons voir brièvement comment ce système fonctionne.

Aux États-Unis, contrairement au Canada, les employeurs seuls financent le régime d'assurance-chômage par leurs cotisations ou leurs impôts, qui sont en partie « modulés » en fonction des licenciements effectués dans le passé. L'État calcule la contribution financière d'une entreprise en fonction des prestations d'assurance-chômage versées aux employés qu'elle a récemment mis à pied.

Tous les États suivent généralement cette ligne de conduite, mais ils se distinguent grandement par la façon dont ils calculent exactement la contribution à acquitter. Dans la grande majorité des États, il existe deux formules possibles : la méthode du « ratio des prestations » ou celle du « coefficient de couverture »⁶. Chaque méthode permet de savoir dans quelle mesure les employés licenciés par une entreprise ont profité du régime d'assurance-chômage au cours des trois années antérieures. Plus ils en profitent et plus la contribution de l'entreprise augmente, mais dans une proportion qui varie d'un État à l'autre.

Dans tous les États, l'imposition de taux particuliers n'est que partielle : la contribution demandée à l'entreprise n'augmente pas au même rythme que les prestations retirées par les employés qu'elle a licenciés. Cela s'explique par plusieurs raisons. Premièrement, les augmentations du taux de contribution dues à un changement du ratio réserves/prestations (ajustement du taux de contribution par rapport au nombre de licenciements) ne suffisent habituellement pas à absorber tout le coût des prestations accordées après un licenciement. Deuxièmement, lorsqu'une entreprise se trouve déjà au niveau de contribution maximal ou au-dessous du plancher de contribution, la décision de licencier n'influe pas sur le montant qu'elle paie. Troisièmement, des États n'imputent pas certaines prestations d'assurance-chômage aux entreprises, comme les prestations versées aux employés occasionnels, aux étudiants qui retournent aux études, ou sous la forme d'allocations pour personnes à charge.

Les études sur cette question aboutissent à une conclusion importante : un système de taux particuliers incomplet incite les employeurs à licencier⁷. Card et Levine (1994) ont trouvé que cet effet s'exerce principalement sur les licenciements temporaires et saisonniers. Selon eux, les licenciements permanents sont dus en général à des raisons « internes » comme une inadéquation du poste ou une fermeture d'usine. Ils pensent qu'une modulation plus intégrale des taux

6 Quinze États appliquent la formule du « ratio des prestations » : la contribution acquittée par l'entreprise est proportionnelle au ratio entre, d'une part, les (1) prestations imputées à son compte (versées à ses employés licenciés) et, d'autre part, les (2) salaires imposables (moyenne des trois années antérieures dans les deux cas). Trente-deux États appliquent un système de « coefficient de couverture » : la contribution acquittée par l'entreprise est fonction du ratio entre, d'une part, ses (1) réserves (différence entre les contributions déjà acquittées et les prestations versées au cours des trois années antérieures) et, d'autre part, les (2) salaires imposables (moyenne des trois dernières années).

7 Voir Hammermesh (1990) pour les exemples.

entraînerait une diminution du nombre de licenciements. Mais Card et Levine croient aussi qu'elle entraînerait un ralentissement de l'emploi en incitant les entreprises à allonger la semaine de travail et en les décourageant d'embaucher pendant les périodes de reprise face à la perspective d'une augmentation du coût des licenciements⁸.

En résumé, les taux particuliers peuvent être appliqués de façon plus ou moins stricte, plus ou moins extrême :

- À une extrémité se trouve le système de taux particuliers parfait (encore inexistant) : tous les employeurs sont tenus responsables de la totalité du coût (prestations d'assurance-chômage) du chômage créé par leurs licenciements.
- Entre les deux extrêmes se trouvent les systèmes de d'application partielle, comme ceux qui sont en vigueur aux États-Unis : pour diverses raisons, seule est imputée aux employeurs une partie des prestations d'assurance-chômage versées aux employés qu'ils ont licenciés. Certains chercheurs jugent que ces systèmes incitent plus ou moins les employeurs à licencier pour s'adapter à la situation.
- À l'autre extrémité, on trouve les systèmes non modulés, comme le système canadien : les entreprises versent une contribution forfaitaire sans rapport avec les licenciements qu'elles effectuent. Si une modulation partielle risque d'inciter au licenciement, les choses ne peuvent être que pires en l'absence totale de taux particuliers.

Prestations

Nous traiterons rapidement de cette question parce que les effets des prestations versées ne sont pas directement abordés dans notre analyse empirique. Mais le niveau des prestations représente effectivement un aspect de l'assurance-chômage qui peut influencer le comportement des employeurs. On s'attendrait a priori à ce que les prestations d'assurance-chômage aient un effet positif sur les licenciements : plus les prestations sont élevées et moins les employés licenciés ont tendance à chercher un autre emploi, ce qui réduirait les dépenses de réembauchage prévues par les employeurs au moment de la reprise et ce qui les inciterait à s'adapter en décidant des licenciements temporaires. Or, d'après les études empiriques menées aux États-Unis, les prestations d'assurance-chômage n'ont, au mieux, qu'un effet modérément positif sur les licenciements, en tout cas moins prononcé que la formule des taux particuliers.

Par exemple, Topel (1983), a montré que la « subvention » par l'assurance-chômage (application de taux particuliers) a deux fois plus d'effet sur le nombre de chômeurs licenciés que l'aide apportée par les prestations d'assurance-

8 Un autre facteur financier explique que cette pondération est incomplète : aux États-Unis, le maximum de la rémunération assurable se situe bien au-dessous des revenus moyens enregistrés dans les États. Cela limite les effets dissuasifs du mécanisme de modulation sur les entreprises qui envisagent de licencier (Anderson et Meyer, 1993a). En abaissant le plafond des revenus assurables, on encourage aussi les entreprises à supprimer des postes et non à réduire le nombre d'heures (Fitzroy et Hart, 1985), et on les dissuade d'embaucher du personnel à faible salaire (Wright et Loberg, 1987, Burdett et Wright, 1989a).

*Il apparaît que
plusieurs facteurs
déterminent les effets de
l'assurance-chômage
sur les licenciements.
Le plus important
est la conjoncture
économique.*

chômage⁹. De même, Kaiser (1987) a constaté que l'incidence des prestations plafonnées sur la moyenne mensuelle des licenciements dans un État est, dans la plupart des industries, bien inférieure à l'incidence de l'imposition de taux particuliers. En fait, dans les industries (les États) où le nombre d'employeurs qui versent de faibles salaires (dont les frais de réembauchage prévus sont peu élevés) dépasse le nombre d'employeurs qui paient bien leur personnel (frais de réembauchage prévus et élevés), les prestations d'assurance-chômage ont un effet *néгатif* sur les licenciements.

Il est intéressant de voir que l'influence limitée exercée par les prestations d'assurance-chômage sur les employeurs américains est probablement attribuable en partie à la présence d'un mécanisme de taux particuliers. Avec ce mécanisme, une augmentation des prestations d'assurance-chômage entraîne une augmentation de la contribution que les entreprises doivent s'attendre à verser au titre de l'assurance-chômage; cela les dissuade de licencier car les employés « remerciés » recevraient (peut-être pendant une plus longue durée) des prestations d'assurance-chômage plus élevées qui seraient imputées en retour aux entreprises. On pourrait donc penser que, dans un régime exempt de taux particuliers, comme au Canada, l'incidence des prestations d'assurance-chômage sur les licenciements est plus marquée. Or, Osberg, Apostle et Clairmont (1986) ont remarqué qu'au Canada, cette incidence était faible.

Allocation de courte durée

Nous avons aussi étudié ici un autre élément du régime d'assurance-chômage qui peut agir sur le comportement des employeurs : il s'agit de l'allocation de courte durée (ACD), ou partage du travail financé par l'assurance-chômage. En théorie, l'ACD a pour objet d'encourager les employeurs, pendant les périodes de ralentissement, à réduire le nombre d'heures plutôt que le nombre d'emplois, les travailleurs touchés recevant une partie de leur salaire par le biais de l'assurance-chômage. Selon Grais (1983), l'absence d'ACD aux États-Unis fait que les taux de licenciements y sont plus élevés qu'en Europe. Au Canada, l'ACD a pour effet de freiner les licenciements mais aussi, peut-être, de ralentir les initiatives de recyclage et de retarder les mesures d'adaptation nécessaires (Ekos Research Associates, 1994)¹⁰.

Facteurs contribuant aux effets de l'assurance-chômage

Il apparaît que plusieurs facteurs déterminent les effets de l'assurance-chômage sur les licenciements. Le plus important est la conjoncture économique. Card et Levine (1994) montrent que l'effet dissuasif des taux particuliers est plus fort pendant les périodes de crise. De même, Topel (1983) a constaté qu'en intégrant le taux de croissance d'un État dans un modèle qui sert à expliquer le nombre de

9 Il s'agit de l'effet à la fois sur le nombre de nouveaux licenciés et sur celui des personnes réintégrées. Il est intéressant de voir que les prestations d'assurance-chômage augmentent légèrement plus les probabilités de nouveaux licenciements que le financement de l'assurance-chômage. Par ailleurs, les prestations d'assurance-chômage ont un effet positif sur les réintégrations, contrairement au financement de l'assurance-chômage. L'incidence nette sur le nombre de chômeurs licenciés s'avère donc limitée pour ce qui est des prestations d'assurance-chômage et importante dans le cas du financement de l'assurance-chômage.

10 L'ACD a pour autre effet secondaire d'entraîner une mauvaise utilisation (un sous-emploi) du personnel (Burdett et Wright, 1989b, Hammermesh, 1990).

chômeurs licenciés par rapport aux prestations d'assurance-chômage et à l'imposition de taux particuliers, on aboutit à une atténuation de l'incidence des deux paramètres.

On a aussi remarqué que l'incidence de l'assurance-chômage sur les licenciements dépend des caractéristiques de l'entreprise, comme l'ont vu des chercheurs étudiant le phénomène de l'interfinancement par l'assurance-chômage (Karagiannis, 1993, au Canada, et Adams, 1986, Deere, 1991, Anderson et Meyer, 1993a aux États-Unis). Cet interfinancement survient dans des régimes d'application partielle de taux particuliers, où certains groupes qui recourent fréquemment aux licenciements reçoivent des montants supérieurs à leurs contributions, à l'inverse d'autres groupes. Il ressort de plusieurs études que les industries qui versent des salaires médiocres et qui licencient peu (comme les services) subventionnent les industries qui paient bien, qui licencient beaucoup et à caractère saisonnier (comme la construction), et que les petites entreprises subventionnent les grandes.

L'incidence de l'assurance-chômage sur les licenciements dépendrait aussi des caractéristiques des effectifs. Les attributs démographiques sont particulièrement importants : toutes choses étant égales, le fait d'être une femme, sans instruction, jeune ou vieille (par opposition à l'âge mûr), malade ou liée à un conjoint qui travaille augmente les risques de licenciement. L'appartenance à un syndicat a un effet ambigu sur les licenciements. Le coût relativement élevé de la main-d'œuvre syndiquée incite les entreprises à licencier mais, lorsque les syndicats ont réussi à négocier la sécurité d'emploi, l'employeur a les coudées moins franches pour licencier.

Licenciements et formation

Dans nos recherches, nous nous sommes aussi intéressés aux effets de l'assurance-chômage sur la formation donnée en entreprise. Si effets il y a, ils s'exerceront sur les licenciements. Ce raisonnement s'appuie sur le lien étroit que nous avons observé entre la formation et, d'autre part, la stabilité ou le roulement du personnel. Ce lien s'explique évidemment par le fait que les employeurs investissent dans la formation lorsqu'ils espèrent qu'elle sera très rentable, c'est-à-dire lorsqu'ils s'attendent à ce que les employés visés resteront longtemps à leur poste¹¹.

Plusieurs grandes lignes se dégagent au niveau des industries et des pays. Par exemple, l'Organisation de coopération et de développement économiques (1993) a comparé l'ancienneté des employés et la formation en entreprise entre les États-Unis et la France, et elle a constaté qu'il existe un rapport positif entre l'ancienneté moyenne et l'importance de la formation. Ce lien apparaît aussi très marqué à l'échelle nationale, les pays dans lesquels le personnel est stable faisant plus de formation en entreprise.

Plusieurs études sur les employés et les entreprises aboutissent à la même conclusion. Les investissements effectués par les employeurs dans leur capital humain — notamment à l'égard des besoins propres de l'entreprise — augmentent avec

11 Le même principe de rentabilité et de stabilité influe aussi sur les décisions des employés en matière de formation.

la stabilité du personnel (p. ex. : Lynch, 1992, Bishop, 1990, Mincer, 1988, Brown, 1989). Et, au niveau de l'entreprise, Bishop (1989) et Osberg, Apostle et Clairmont (1986) ont trouvé que la formation a, statistiquement parlant, des effets négatifs importants sur les cessations d'emploi involontaires (licenciements et renvois).

Contrairement à la plupart des chercheurs, Simpson (1984) a indiqué dans son étude sur un échantillon d'établissements canadiens qu'un taux de roulement élevé contribue à la formation dans le sens où les actions de formation générale (sinon spécialisée) durent plus longtemps. Selon lui, les entreprises qui affichent un taux de roulement important font plus de formation puisque de nouveaux employés sont embauchés pour remplacer ceux qui partent.

Dernière chose à noter concernant la formation en entreprise : les liens qu'elle a avec la politique commerciale et du personnel suivie par l'employeur. Des études réalisées récemment au niveau de l'établissement révèlent une corrélation étroite entre des pratiques « à haut rendement » comme la formation, la promotion interne, le salaire au rendement et la participation des employés. En outre, les entreprises qui adoptent de telles pratiques sont plus nombreuses à afficher une diminution du nombre de départs et de licenciements que les entreprises qui appliquent une politique du personnel traditionnelle (Betcherman, McMullen, Leckie et Caron, 1994). Les causes de ce phénomène ne sont pas claires, mais ces études indiquent la présence d'un lien indéniable entre une gestion des ressources humaines centrée sur l'employé et un faible taux de licenciements.



2. Méthodologie et données

Nous verrons dans ce chapitre la méthodologie employée au stade empirique de la recherche. Nous commencerons par énoncer les hypothèses à vérifier, puis nous passerons à l'outil de recherche, au cadre et au modèle conceptuels, et aux données¹².

Hypothèses de recherche

Nous sommes partis de l'hypothèse suivante touchant l'incidence de la contribution des employeurs au financement de l'assurance-chômage sur les licenciements :

1. Toutes choses étant égales, lorsque la demande de personnel diminue, moins un établissement a tendance à recourir aux licenciements plutôt qu'à d'autres moyens pour s'adapter, plus ses cotisations à l'assurance-chômage sont modulées avec exactitude.

Cette hypothèse découle des recherches dont nous avons parlé au chapitre précédent. À partir de ce probable rapport entre l'assurance-chômage et les licenciements, nous émettons l'hypothèse suivante au chapitre de la formation :

2. Toutes choses étant égales, plus un établissement est porté à investir dans la constitution de capital humain (par la formation du personnel), plus la modulation de ses cotisations est exacte, vu qu'il semble y avoir un rapport positif entre la fixation des taux et le nombre de licenciements¹³.

Pour éclairer la justification de cette hypothèse, disons que lorsqu'un système d'assurance-chômage sans points encourage les licenciements, cela aura un effet négatif sur la permanence des emplois et, cela va de soi, sur les investissements en matière de formation. Cette hypothèse vaut particulièrement pour les licenciements permanents. Si le système d'assurance-chômage crée des stimulants pour les licenciements temporaires seulement, l'effet sur la formation ne sera pas nécessairement négatif. Une dernière précision : comme le suggère l'analyse de Simpson (1984), des taux élevés de licenciements (encore ici, les licenciements permanents) pourraient stimuler la formation, là où les employeurs doivent orienter les travailleurs de remplacement.

Outil de recherche

Pour vérifier ces hypothèses, on aurait besoin i) d'un outil de recherche qui permette de comparer des établissements semblables fonctionnant dans des régimes d'assurance-chômage différents (qui présentent des variations importantes quant aux paramètres appliqués), de ii) dégager les tendances suivies en matière de

¹² Pour plus de détails sur la méthodologie et les données, voir Leckie et Betcherman (1994).

¹³ Autrement dit, si un régime d'assurance-chômage sans taux particuliers encourage effectivement les licenciements, cela aura un effet négatif sur la stabilité du personnel et, par conséquent, sur les investissements effectués dans la formation. Cette hypothèse s'applique surtout aux licenciements permanents; si le régime d'assurance-chômage encourage uniquement les licenciements temporaires, les effets sur la formation ne seront pas nécessairement négatifs. Une dernière précision s'impose : comme Simpson (1984) le laisse entendre, des taux de licenciements élevés (on parle encore ici de licenciements permanents) pourraient stimuler les initiatives de formation, formation dont ont besoin les employés embauchés en remplacement.

Nous avons élaboré une méthode qui consiste à comparer des établissements canadiens et des entreprises américaines semblables au chapitre des licenciements et de la formation. Avec cet outil, il est possible de connaître les résultats d'employeurs comparables situés dans des territoires qui possèdent des régimes d'assurance-chômage différents.

licenciements et de formation et iii) d'analyser si ces modèles varient selon les divers régimes d'assurance-chômage, tout en étant attentif à d'autres facteurs éventuels.

Une telle étude pose des problèmes au Canada à cause de l'homogénéité de notre régime d'assurance-chômage sur le plan du financement, des prestations et des allocations de courte durée¹⁴. Pour obtenir la variation nécessaire, nous avons élaboré une méthode qui consiste à comparer des établissements canadiens et des entreprises américaines semblables au chapitre des licenciements et de la formation. Avec cet outil, il est possible de connaître les résultats d'employeurs comparables situés dans des territoires qui possèdent des régimes d'assurance-chômage différents¹⁵.

Pour les besoins de la comparaison, on a mené une enquête auprès d'employeurs installés dans des régions frontalières et desservant un même marché et un même secteur. On est parti de l'hypothèse selon laquelle (avec l'intégration économique du continent), les établissements canadiens et américains qui produisent des articles communs dans le même secteur feront en général face à une même demande, emploieront des techniques de production comparables et, en général, se ressembleront à d'autres égards susceptibles d'influer sur les licenciements et la formation. Aux États-Unis, on s'en est tenu à des États proches de la frontière pour limiter les disparités entre les deux pays, disparités qui peuvent être dues à des facteurs comme les pratiques de gestion et les relations de travail¹⁶.

Choix des États et des secteurs

Le choix des États américains frontaliers et des secteurs en vue de l'analyse a représenté une tâche très délicate. Il fallait tenir compte simultanément de la rigueur relative de leur régime d'assurance-chômage ainsi que de leur tissu industriel (qui devait comprendre un nombre important d'entreprises appartenant aux industries manufacturières étudiées). Un système d'assurance-chômage dit « strict » est caractérisé par un niveau relativement élevé de taux particuliers et de faibles prestations.

Nous avons commencé par un groupe de 20 États situés à proximité de la frontière canadienne, et nous avons examiné si leur régime d'assurance-chômage était plutôt généreux ou plutôt strict. Nous avons pour cela calculé les taux de remplacement des salaires sur la base des prestations hebdomadaires moyennes (supposées) et d'un pourcentage du salaire hebdomadaire dans un État (moyenne annuelle).¹⁷ Nous avons aussi vérifié si des allocations de courte durée étaient accordées.

14 La durée des prestations et les cotisations diffèrent d'une province à l'autre, mais ces différences sont dues à la situation du marché de l'emploi dans les régions, qui influe elle-même sur les mesures de licenciement et de formation.

15 Pour plus de détails sur le choix des secteurs et des territoires, voir Leckie et Betcherman (1994).

16 Quand on analyse en détail, par exemple, les coefficients de syndicalisation des États et des provinces, on voit que, malgré des différences au niveau national, beaucoup d'États affichent (notamment dans le secteur privé) des résultats très semblables à ceux des provinces canadiennes. Voir Meltz (1989).

17 Les données sur les prestations ont été obtenues auprès de la National Foundation for Unemployment Compensation and Workers' Compensation (1990) et celles sur les salaires proviennent du United States Department of Commerce (1993).

Pour les besoins de notre étude, l'indicateur le plus important touchant le régime d'assurance-chômage des États a été le degré d'assujettissement des contributions des employeurs à des taux particuliers. Cela n'a pas été un travail aisé car le degré d'assujettissement proprement dit ne transparait pas dans les documents d'intérêt public. Nous avons commencé par comparer les États en nous servant de renseignements récents sur la contribution financière des employeurs à l'assurance-chômage et sur le ratio entre le maximum de rémunération assurable (MRA) et les rémunérations moyennes; mais cela n'a rien donné, surtout parce que plusieurs États sont « durs » sur le plan des contributions (taux élevés et base de calcul large) mais « généreux » pour ce qui est du MRA¹⁸. De plus, les taux de cotisation mêmes ne permettent pas de savoir jusqu'à quel point le montant payé varie en fonction des licenciements passés (c.-à-d. dans quelle mesure des taux particuliers sont appliqués).

Les chercheurs auxquels nous avons fait appel ont employé divers moyens pour déterminer le degré de modulation des contributions dans les États¹⁹. Cependant, la plupart de ces données ne nous ont pas satisfaits, étant périmées, non publiées, insuffisantes (trop peu d'États) ou imprécises.

Nous avons fini par adopter la formule suivie par Card et Levine (1992) et Topel (1985). Card et Levine ont publié des estimations sur les coûts financiers marginaux liés à l'assurance-chômage (CFM) pour cinq grands secteurs (construction, fabrication de biens durables, fabrication de biens non durables, services et commerce) dans 36 États, de 1978 à 1987. Les CFM, qui reprennent les « facteurs de modulation » de Topel, sont fondés sur cinq éléments : i) proportion de demandes de prestations d'assurance-chômage provenant d'anciens employés et qui ont été effectivement imputées à l'établissement (d'après la proportion moyenne de chômeurs assurés dans l'industrie de l'État; ii) coefficient de proportionnalité qui indique dans quelle mesure le taux de contribution varie avec le ratio des prestations ou le coefficient de couverture; iii) taux d'intérêt réel, les contributions étant déterminées par la valeur en dollars courants des prestations versées; iv) taux de progression du plafond des rémunérations assurables; et v) taux de croissance de l'emploi pour en connaître les incidences cycliques sur l'évolution des paramètres de l'assurance-chômage. Par eux-mêmes, les CFM recouvrent beaucoup d'aspects liés à la formule des taux particuliers²⁰.

18 Il apparaît en fait que certains États compensent de faibles taux de contribution en élargissant la base de calcul par rapport à leurs revenus annuels pour rester solvables. Il est à noter qu'une certaine convergence existe parmi les États d'une même région pour ce qui est de la base de calcul : la plupart des États du nord-ouest, par exemple, ont une base de calcul large, la plupart des États du centre-nord une base de calcul de taille moyenne, et la plupart des États du nord-est une base de calcul étroite.

19 Saffer, par exemple, s'est fié à l'écart existant entre les taux de contribution maximal et minimal (1982) et à la variation du taux de contribution d'une industrie par rapport à la médiane du barème de contribution (1983). Kaiser (1987) a utilisé plusieurs variables, dont le taux de contribution maximal et la courbe apparente du barème de contribution. Le mécanisme de taux particuliers jouant d'une façon incomplète, Anderson et Meyer (1993a,b) ont calculé le rapport entre les prestations reçues et les contributions versées dans huit secteurs industriels pour mesurer les « subventions » obtenues par chacun au titre de l'assurance-chômage.

20 On trouvera chez Leckie et Betcherman (1994, tableau 1) une liste des facteurs de modulation définis par Topel (1985) pendant la période de 1979-1981, et des CFM calculés par Card et Levine (1992) pour chaque secteur (entre 1978 et 1987) dans les États retenus à partir des 20 États frontaliers d'origine.

Dans les États où Card et Levine ont calculé les CFM, nous nous sommes servis de leurs estimations pour déterminer le degré de modulation à cause de leur ventilation sectorielle et des données relativement récentes utilisées par ces auteurs. Dans les autres cas, nous avons appliqué les facteurs de modulation (FM) de Topel. Il est à noter que, lorsque nous avons pu nous appuyer à la fois sur les CFM et les FM, nous avons observé une grande constante dans le classement des États. Cela signifie que les mesures obtenues sont très comparables et que les règles qui déterminent le degré de modulation n'ont pas beaucoup changé au fil des ans.

Au départ, nous pensions mener notre enquête auprès d'employeurs de trois régions continentales distinctes (Est, Centre et Ouest). Cependant, après avoir examiné des données détaillées sur l'emploi industriel dans les États dont nous connaissions les coûts financiers marginaux, nous avons décidé de limiter notre analyse à la région du Centre nord-américain²¹. Sur les marchés de l'Est et de l'Ouest, il n'a pas été possible de constituer un échantillon dans une province canadienne ni dans des États réputés « libéraux » et « stricts », le bassin d'emplois dans les industries visées n'y étant pas assez important.

Pour notre analyse, nous avons choisi l'industrie mécanique et l'industrie métallurgique. Dans chaque industrie, nous avons sondé des établissements de l'Ontario et de deux États américains, dont l'un possède un régime d'assurance-chômage « strict » (caractérisé par un degré de modulation des contributions relativement élevé et par des prestations faibles) et l'autre un régime « libéral » (bien que plus strict que le régime canadien). Pour l'industrie mécanique, nous avons mené notre enquête en Ontario, au Wisconsin (libéral) et au Minnesota (strict). Pour l'industrie métallurgique, nous avons prospecté en Ontario, et dans les États de New York (libéral) et de la Pennsylvanie (strict). Le tableau A.1 (en annexe) résume notre choix par secteur et par territoire, ainsi que les principaux paramètres qui régissent chacun des régimes d'assurance-chômage.

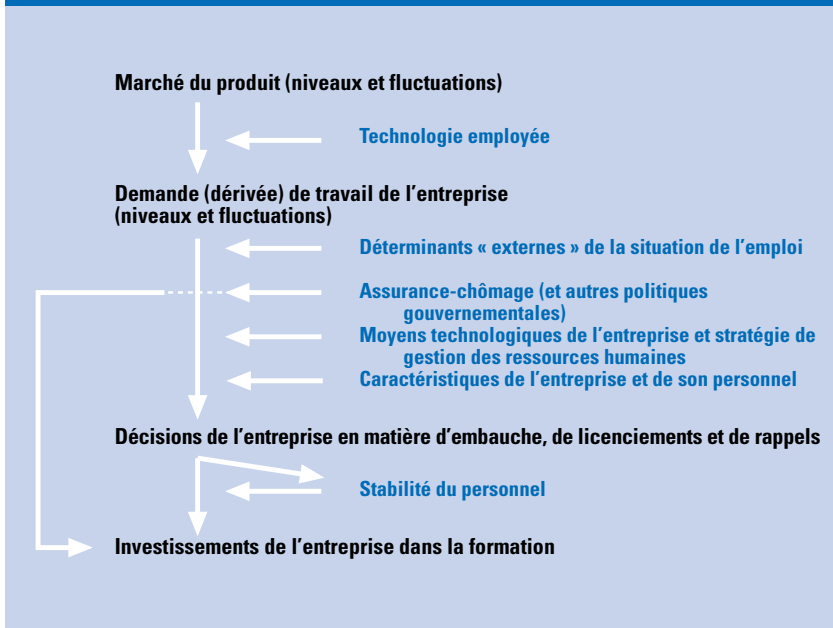
Cadre et modèle conceptuels

Le cadre conceptuel que nous avons employé est présenté à la figure 1. La demande de main-d'œuvre d'une entreprise dépend du marché du produit, ainsi que de ses techniques de production. La façon dont elle choisit de répondre à cette demande, ou à l'évolution de la demande, est déterminée essentiellement par l'offre de main-d'œuvre, sa politique de gestion des ressources humaines, les caractéristiques de l'entreprise même, la situation du marché de l'emploi local et le régime d'assurance-chômage (ainsi que par d'autres politiques des pouvoirs publics). Enfin, les investissements effectués par une entreprise dans le capital humain (dans la formation) sont fonction de plusieurs facteurs dont la stabilité (prévisible) de ses employés.

Nous avons d'abord analysé séparément par régression trois variables sur le roulement du personnel (par rapport aux effectifs de l'établissement) — taux de licenciements total, taux de licenciements temporaires (d'après le nombre de rappels) et taux d'embauche — en nous fondant sur plusieurs variables explica-

²¹ Nous tenons à remercier Paul Chester du Bureau of Labor Statistics au U.S. Department of Labor, pour les données qu'il nous a fournies sur l'emploi par industrie dans chacun des 20 États frontaliers (codes de classification à deux chiffres).

Figure 1
Cadre conceptuel



tives applicables aux établissements et aux territoires et tirées du cadre conceptuel. Les variables dépendantes et explicatives sont présentées dans l'encadré 1.

Nous nous attendons à ce que le taux de licenciements total et le taux de licenciements temporaires diminuent à mesure qu'augmentent le chiffre d'affaires, les effectifs, le nombre d'heures passées à recruter et l'innovation en matière de gestion des ressources humaines, et à ce qu'ils croissent en proportion du pourcentage de femmes et de jeunes dans le personnel, et du taux de chômage local. En ce qui a trait aux changements technologiques et aux négociations collectives, leurs effets sur les licenciements ne sont pas clairs, *a priori*. Les retombées des changements technologiques varient selon qu'elles entraînent principalement des déplacements de main-d'œuvre ou une augmentation de la productivité. Dans le domaine des négociations collectives, l'action des syndicats peut amener une multiplication des licenciements si elle entraîne une augmentation du coût de la main-d'œuvre, ou au contraire une compression des licenciements si elle aboutit à l'adoption de mesures de protection. Enfin, si nous reprenons notre principale hypothèse, nous nous attendons à ce que les licenciements aient un effet négatif sur les coûts financiers marginaux relatifs à l'assurance-chômage; en conséquence, l'Ontario devrait enregistrer les taux de licenciements les plus élevés, suivi par les États de New York et du Wisconsin, puis par la Pennsylvanie et le Minnesota²².

²² Toutefois, les allocations de courte durée, qui n'existent qu'en Ontario, devraient freiner les licenciements.

*Les données utilisées
proviennent princi-
palement de l'Enquête
sur l'adaptation de la
main-d'œuvre, conçue
par les auteurs et
réalisée par Ekos
Research Associates.*

Pour ce qui est du taux d'embauche, l'augmentation du chiffre d'affaires, les innovations technologiques et le taux de chômage local devraient avoir des retombées positives. En revanche, nous pensons que l'augmentation du nombre d'heures passées à recruter aura un effet négatif. Nous prévoyons aussi que des coûts financiers marginaux élevés auront des conséquences négatives à cause des frais que les employeurs devront subir s'ils doivent finir par licencier des personnes nouvellement embauchées.

Après avoir analysé le taux de roulement, nous avons fait de la formation une fonction du taux de roulement et d'autres variables. Nous avons employé trois critères de mesure : durée de la formation (nombre moyen d'heures de formation professionnelle par employé), incidence de la formation (pourcentage d'employés recevant une formation professionnelle) et formation non professionnelle (pourcentage d'employés recevant une formation aux techniques de communication ou à la solution d'un problème, par exemple). Les variables explicatives comprennent le taux de roulement, plus d'autres variables désignées dans l'encadré 1²³.

Données

Les données utilisées proviennent principalement de l'Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre (voir annexe B), conçue par les auteurs et réalisée par Ekos Research Associates²⁴. Nous les avons complétées avec les données de Statistique Canada et du U.S. Bureau of Labor Statistics sur les taux de chômage des divisions de recensement. Les renseignements sur les paramètres qui régissent l'assurance-chômage nous ont été fournis par les sources indiquées à l'annexe A, au tableau A.1.

Pour arrêter la forme de l'enquête et, surtout, la méthode d'échantillonnage, nous avons consulté plusieurs experts²⁵. On s'est entendu sur le fait qu'étant donné la taille relativement petite de l'échantillon à prévoir (environ 300 établissements) et la complexité du problème, il était préférable de s'intéresser en priorité à la validité interne des données plus qu'à leur validité externe. Autrement dit, il convenait d'éliminer le plus de sources de variation possible pour isoler les effets de la variable clé, c'est-à-dire des paramètres de l'assurance-chômage qui nous intéressaient. Mais c'était au prix de données moins généralisables, c'est-à-dire sans validité externe. Par conséquent, si nous avons prévu dans notre méthode d'enquête des moyens de contrôler les facteurs qui « contaminent » le lien existant entre l'assurance-chômage et les licenciements, nous ne prétendons pas par cette étude rendre compte du comportement de tous les employeurs.

23 Au lieu d'utiliser les variables UPROTECT et UNOPROT, on a inclus une variable aléatoire simple (COLLECT) selon qu'il existe des négociations collectives ou non.

24 Pour plus de détails sur le travail effectué sur le terrain, voir Ekos Research Associates (1994).

25 Nous avons eu des entretiens avec Jim Cameron, directeur des Relations industrielles à General Motors du Canada, un expert en méthodes d'enquête, Frank Graves, de Ekos Research Associates, et quatre chercheurs qui ont étudié les retombées de l'assurance-chômage sur la politique des employeurs des deux côtés de la frontière (Miles Corak, de Statistique Canada, David Card, de l'Université Princeton, Philip Levine, du Collège Wellesley et Bruce Meyer, de la Northwestern University).

Encadré 1
Variables incluses dans les modèles sur le roulement du personnel

Variables	Description
A. VARIABLES INDÉPENDANTES	
CHAF9293	Croissance réelle du chiffre d'affaires, 1992-1993.
EMP93	Effectif total en décembre 1993.
HITECH	Variable effective indiquant si des changements technologiques importants ont eu lieu au cours des trois dernières années (référence = changements « modérés » ou « aucun changement »).
PROGRH	Nombre de programmes dans les catégories suivantes : participation des employés, salaire variable, et conception des tâches.
UPROTECT	Variable fictive indiquant l'existence de négociations collectives et de clauses contractuelles concernant au moins un des points suivants : préavis de licenciement, indemnité de départ, ou comités d'adaptation de la main-d'œuvre (référence = pas de négociations collectives).
UNOPROT	Variable fictive indiquant l'existence de négociations collectives mais l'absence de clauses contractuelles (référence = pas de négociations collectives).
JEUN	Proportion d'employés de moins de 25 ans.
FEMM	Proportion de femmes dans les effectifs.
MECA	Variable fictive indiquant que l'établissement exerce dans l'industrie mécanique (référence = industrie métallurgique).
HRREC	Nombre moyen d'heures passées à recruter, sélectionner, interroger et initier un nouvel employé.
TXCHOM	Taux de chômage local en 1993.
CFM	Coût financier marginal de l'assurance-chômage dans le territoire.
ICD93	Pourcentage d'employés ayant reçu une allocation de courte durée en 1993 (Ontario uniquement).
MIN.	Variable fictive indiquant que l'établissement exerce au Minnesota (référence = Ontario).
PEN.	Variable fictive indiquant que l'établissement exerce en Pennsylvanie (référence = Ontario).
WIS.	Variable fictive indiquant que l'établissement exerce au Wisconsin (référence = Ontario).
B. VARIABLES DÉPENDANTES	
LIC93	Taux de licenciements en 1993 (en % du total des effectifs).
TEMP93	Taux des licenciements temporaires en 1993 (rappels, en % du total des effectifs).
EMB93	Taux d'embauche en 1993 (en % du total des effectifs).

Questionnaire

Après une première prise de contact par téléphone, on a envoyé aux intéressés un questionnaire à remplir au nom de Développement des ressources humaines Canada. Dans ce questionnaire, on a interrogé les établissements sur les points suivants : situation du marché, stratégie commerciale, technologie, chiffre d'affaires, effectif et taux de roulement, méthode d'adaptation de la main-d'œuvre, recrutement, formation, gestion des ressources humaines, syndicats et négociations collectives, et plusieurs autres variables de base. Le questionnaire est présenté à l'annexe B.

Échantillon consulté

Le premier échantillon, acheté à Dun and Bradstreet, consistait en des listes d'entreprises canadiennes et américaines à établissement unique. Ce groupe a été réduit aux établissements d'au moins 30 employés sur place. Pour commencer, on a communiqué par téléphone avec un échantillon aléatoire de 1 882 entreprises pour leur demander leur coopération et connaître la personne la mieux à même de recevoir le questionnaire détaillé. Parmi ces entreprises, 1 530 ont donné leur accord. Au bout du compte, nous avons reçu 331 questionnaires dûment remplis, soit un taux de réponse de 21,6 p. 100.

Comme chaque fois que l'on étudie des données fournies par des volontaires, il y a évidemment lieu de se demander si les réponses sont biaisées ou non. Ce peut être un problème particulièrement important lorsque seule une minorité de gens consultés répond. Même lorsque l'échantillon initial n'est pas biaisé²⁶, les chercheurs doivent s'attendre à la possibilité que les entreprises qui décident de participer soient radicalement différentes de celles qui s'abstiennent, au point que cela limite l'intérêt de l'étude.

Pour vérifier ce gauchissement éventuel des réponses, on a interrogé tous les établissements contactés au départ par téléphone sur deux facteurs susceptibles de fausser sensiblement les réponses : la croissance du personnel et le taux de syndicalisation. Le tableau A.2, (qui se trouve à l'annexe A) fait une comparaison entre l'échantillon initial et l'échantillon définitif par rapport à ces facteurs et à d'autres caractéristiques (chiffre d'affaires, niveau d'emploi, secteur et territoire) que l'on trouve dans les données fournies par Dun and Bradstreet. En moyenne, les établissements consultés se sont classés derrière les entreprises de l'échantillon initial pour ce qui est du chiffre d'affaires et du niveau d'emploi, mais ils se sont comparés à elles sur le plan de la croissance du personnel, du taux de syndicalisation et du secteur. On remarquera que les États de la Pennsylvanie et de New York sont sous-représentés dans l'échantillon final; comme on l'a dit plus haut, les réponses obtenues dans l'État de New York n'étaient pas suffisantes pour qu'on les inclue dans l'analyse.

Au tableau 1, intitulé Caractéristiques de l'échantillon, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre, on compare les cinq échantillons par secteur utilisés dans l'analyse par rapport à un certain nombre de critères. Plusieurs points méritent d'être soulignés. Premièrement, le sous-échantillon de la mécanique était beaucoup plus important (n = 192) que le sous-échantillon de la métallurgie (n = 104). En ce qui a trait à la mécanique, les établissements de l'Ontario sont un peu plus petits, voient leur chiffre d'affaires progresser moins vite, affichent un taux de syndicalisation plus élevé et sont plus nombreux à faire partie d'une grande entreprise que leurs homologues américains. Dans le secteur de la métallurgie, les établissements de l'Ontario ont tendance à être beaucoup plus grands, enregistrent un taux de syndicalisation plus élevé, ont adopté davantage d'innovations

26 Les données de Dun and Bradstreet sont véritablement la seule source qui permette d'obtenir le genre d'échantillon dont on avait besoin pour cette enquête. Cependant, comme le savent tous ceux qui connaissent ces données, la liste d'établissements de Dun and Bradstreet n'est pas complète. Comme cette liste, par exemple, sert de source de renseignements sur le crédit des entreprises, on y trouve peu de sociétés dont les besoins financiers sont insignifiants. De même, les dossiers n'étant mis à jour que de temps à autre, certaines variables importantes (pour notre enquête), comme la situation et l'effectif, sont peut-être périmées.

technologiques au cours des dernières années et sont plus nombreux à faire partie d'une grande entreprise que les établissements de la Pennsylvanie.

Tableau 1
Caractéristiques de l'échantillon, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre

	Métallurgie		Mécanique		
	Ontario	Penn.	Ontario	Wis.	Minn.
Nombre d'établissements	68	36	72	70	50
Effectif moyen	122	69	79	95	103
Croissance moyenne du chiffre d'affaires ¹ en pourcentage, 1992-1993	28,3	20,7	12,0	20,6	24,3
Ancienneté moyenne de l'établissement (années)	38,9	32,2	27,0	29,7	36,9
Pourcentage d'établissements ayant signé une convention collective	34,9	25,0	28,2	18,6	12,7
Pourcentage moyen d'employés couverts par une convention collective	25,6	14,9	12,5	12,4	7,6
Pourcentage d'établissements ayant connu d'importants changements technologiques au cours des trois dernières années	44,1	16,7	45,5	42,9	41,7
Pourcentage moyen d'employés utilisant la technologie	34,2	32,2	41,8	45,9	52,5
Pourcentage d'établissements faisant partie d'une grande entreprise	53,9	16,7	40,9	21,4	27,8
Pourcentage moyen de femmes dans l'établissement	22,0	14,0	14,3	15,4	19,4
Pourcentage moyen de jeunes dans l'établissement	20,8	17,7	17,6	19,0	19,4
Pourcentages d'emplois atypiques	3,4	2,8	2,1	3,4	3,9

¹ Le chiffre d'affaires est donné en dollars canadiens de 1993.

Les différences observées entre les sous-échantillons, comme au tableau 1, peuvent être traitées au moyen de techniques statistiques multivariées. Mais il est possible qu'il existe des différences non observées qui interviennent dans les variations de comportement, ce qui est plus ennuyeux. L'exemple classique, quand on évalue un programme, est celui du choix biaisé qui résulte de différences non observées entre les gens qui participent au programme et les autres. Pour remédier à ce problème, les chercheurs recourent habituellement à des techniques comme la méthode Heckman.

Nous avons prévu des gauchissements analogues au moment de concevoir notre outil de recherche. Le plus susceptible de se produire tient au fait que les établissements peuvent choisir leur lieu d'installation en se fondant sur des stratégies ou des pratiques de l'entreprise qui sont, par elles-mêmes, des déterminants importants des comportements que nous voulons expliquer. Il se peut, par exemple, que des entreprises peu attachées à leur personnel et qui licencient beaucoup choisissent de s'installer dans un territoire « libéral » qui ne leur fera pas payer le prix de ce type de comportement. Si cette forme de gauchissement est possible, nous ne pensons pas qu'elle soit suffisamment répandue pour vraiment influencer nos résultats. Nous n'avons donc fait aucune rectification technique pour y remédier.



3. *Financement de l'assurance-chômage par l'employeur et taux de roulement*

Les variations observées partout au chapitre des licenciements, de l'embauche et du roulement du personnel peuvent évidemment s'expliquer par de nombreux facteurs, y compris par des différences entre les régimes d'assurance-chômage.

Nous présentons ici nos observations sur le rapport existant entre le financement de l'assurance-chômage par l'employeur et les diverses façons de mesurer le taux de roulement. L'essentiel de l'analyse a consisté à élaborer et expérimenter plusieurs modèles sur le taux de roulement en nous intéressant en priorité aux effets des taux particuliers (soit au coût financier marginal) sur les licenciements et l'embauche.

Comme nous l'avons vu au chapitre précédent, dans son enquête, Ekos Research Associates a recueilli des données dans des territoires qui se différencient par les paramètres qui régissent l'assurance-chômage dont le financement par les employeurs. Nous commençons ici par comparer les différences observées, en matière de taux de roulement, entre les territoires, dans chacune des industries étudiées. Puis nous faisons du taux de roulement des établissements une fonction des variables propres à chaque entreprise et à chaque territoire (dont les CFM). Nous examinons enfin le lien qui existe entre les allocations de courte durée et les licenciements.

Mesure du taux de roulement et moyennes enregistrées

Les sujets interrogés nous ont fourni des données annuelles sur les licenciements, les rappels et les nouvelles embauches. Pour notre analyse, nous en avons tiré des coefficients en divisant ces chiffres par les effectifs totaux des établissements. Les données demandées portaient sur la période 1991-1993, mais les résultats présentés ici ne concernent que 1993.

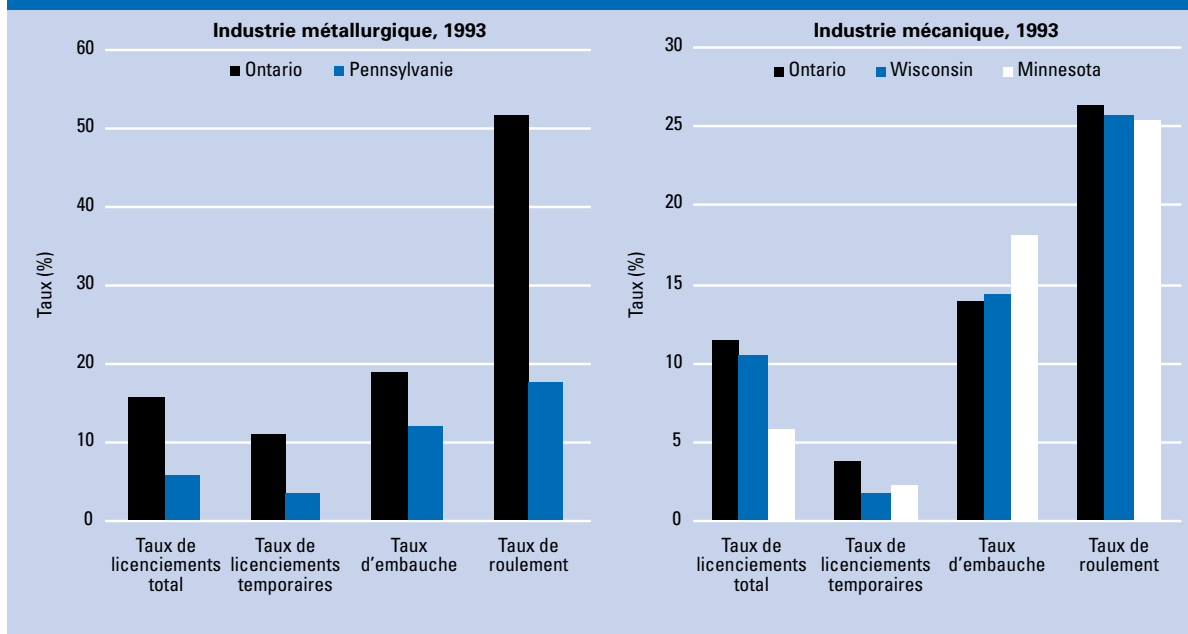
La figure 2 nous donne les taux moyens enregistrés par territoire et par secteur pour l'ensemble des licenciements, les licenciements temporaires (ou les rappels, comme variable substitutive), de l'embauche et le roulement global (somme des trois précédents). Nous avons posé comme hypothèse, rappelons-le, que les taux de licenciements, notamment ceux des licenciements temporaires, seront les plus élevés en Ontario (pas de taux particuliers) dans les deux secteurs et que, dans celui de la mécanique, ils seront plus bas au Minnesota (plus grande modulation des taux) qu'au Wisconsin. De façon générale, les données présentées à la figure 2 sont conformes à ces hypothèses. Dans les deux secteurs, en effet, les établissements de l'Ontario affichent les taux de licenciements moyens les plus élevés, que ce soit pour l'ensemble ou pour les licenciements temporaires. Le Wisconsin enregistre une moyenne supérieure à celle du Minnesota, sauf quand on prend les licenciements temporaires isolément²⁷.

Modélisation des taux de roulement

Les variations observées partout au chapitre des licenciements, de l'embauche et du roulement du personnel peuvent évidemment s'expliquer par de nombreux facteurs, y compris par des différences entre les régimes d'assurance-chômage.

²⁷ Dans l'industrie métallurgique, les différences entre les moyennes de l'Ontario et de la Pennsylvanie sont significatives à 0,01 pour le taux de roulement total, et à environ 0,10 pour les trois autres mesures. Dans l'industrie mécanique, la seule différence statistiquement significative à 0,10 ou plus se situe entre l'Ontario et le Wisconsin dans le cas des licenciements temporaires.

Figure 2
Taux de roulement moyens dans les établissements, par secteur et territoire,
Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre, 1993



Pour connaître l'ampleur des causes possibles, nous avons pris et évalué divers modèles sur le taux de roulement des établissements. Ces modèles comprennent deux catégories de variables : les variables qui se rapportent aux établissements et celles qui dépendent des territoires étudiés. Ces dernières englobent le coût financier marginal de l'assurance-chômage, qui donne une idée du degré de modulation selon les antécédents.

À cause de la petite taille des échantillons utilisés, surtout dans le secteur de la métallurgie, nous avons décidé de présenter nos résultats pour tout l'échantillon visé par l'enquête, soit pour les deux industries réunies. Comme nous avons convenu au départ d'analyser chaque secteur séparément, nous avons aussi calculé par régression les résultats de chaque industrie, lesquels sont présentés à l'annexe A aux tableaux A.3 et A.4. Toujours à cause de la taille réduite des échantillons, en particulier dans le secteur de la métallurgie, ces résultats sectoriels doivent être interprétés avec prudence.

Multicolinéarité

Avant de passer aux résultats de ces estimations, arrêtons-nous sur la question de la multicolinéarité. Pour dépister les éventuels problèmes de multicolinéarité, nous avons effectué deux séries de calculs. La première consiste en de simples corrélations entre deux variables explicatives. On les trouvera en annexe au tableau A.5. Ainsi qu'on peut le voir d'après cette matrice, il existe quelques corrélations statistiquement significatives. La plus nette — et la plus importante dans le cadre de notre analyse — se situe entre les CFM par territoire et les taux de chômage locaux ($r = -0,68$ $p > 0,01$).

Ce problème de multicolinéarité est apparu encore plus clairement avec le deuxième calcul (non présenté), qui a consisté à rapprocher le CFM (variable critique de notre étude) des autres variables explicatives. Dans ce calcul, la corrélation est apparue la plus forte avec le taux de chômage, affecté d'un coefficient négatif, statistiquement significatif à 0,01.

Tableau 2
Taux de chômage, par territoire, 1993

Territoire	Taux officiel	Taux locaux		
		Moyenne	Minimum	Maximum
Minnesota	5,1	4,6	3,5	5,3
Pennsylvanie	7,0	6,8	4,9	8,2
Wisconsin	4,7	4,3	2,2	6,0
Ontario	10,6	10,7	8,4	13,9

Source : Moyennes annuelles de la population active en 1993, Statistique Canada, n° de cat. 71-220, et données obtenues sous forme ronéotypée auprès de la division locale du Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor, Washington, D.C.

La colinéarité entre le taux de chômage et le CFM représente évidemment un facteur important de l'analyse : il faut s'attendre à ce que le premier soit un déterminant important des taux de roulement alors que le deuxième constitue une de nos variables clés. *A priori*, cette association n'était pas évidente; tandis que le CFM est une variable qui joue au niveau du territoire, le taux de chômage est donné au niveau local. Toutefois, pour comprendre la corrélation, il convient de remarquer que les taux de chômage en Ontario sont habituellement bien supérieurs aux taux américains (tableau 2); cela s'ajoute au fait qu'il n'y a pas de CFM attachés au régime d'assurance-chômage canadien, alors qu'il en existe aux États-Unis.

À cause de la colinéarité entre ces variables, il est difficile de distinguer les effets du CFM et du taux de chômage local sur les taux de roulement. En conséquence, comme nous allons le voir, nous avons exclu du modèle le taux de chômage et nous avons pris le nombre d'heures de recrutement pour avoir une idée du marché de l'emploi.

Résultats produits par le modèle

Le tableau 3 résume les calculs effectués avec le modèle pour expliquer les tendances touchant le taux de licenciements total, celui des licenciements temporaires (rappels) et le taux d'embauches²⁸. Pour chaque mesure, on a procédé en deux étapes : a) un premier modèle comprenant les variables des établissements plus une série de variables fictives par territoire, le CFM par territoire et le taux de chômage local, et b) un deuxième modèle dans lequel le taux de chômage local a été remplacé par le nombre d'heures de recrutement. Nous avons décrit les variables employées au paragraphe sur la méthodologie (encadré 1), ainsi que les coefficients auxquels nous nous attendions pour les variables indépendantes.

²⁸ On a employé pour ces estimations la méthode ordinaire des moindres carrés (MOMC) et le modèle linéaire général de SAS.

Tableau 3
Résumé des résultats des régressions effectuées par la MOMC sur les
déterminants des licenciements totaux, des licenciements temporaires et
de l'embauche pratiqués par les établissements en 1993,
Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

	Variable dépendante :					
	LIC93 (1a)	LIC93 (1b)	TEMP93 (2a)	TEMP93 (2b)	EMB93 (3a)	EMB93 (3b)
Coord. à l'orig.	-31,99 (-1,63)	10,60* (1,86)	-13,53* (-1,69)	7,43*** (3,22)	24,74 (1,62)	14,30*** (3,49)
CHAF9293	-0,12* (-1,80)	-0,12 (-1,35)	-0,07** (-2,62)	-0,09** (-2,56)	0,19*** (5,15)	0,19*** (4,76)
EMP93	-0,04** (-2,30)	-0,04** (-2,17)	-0,02** (-2,09)	-0,02** (-2,02)	0,01 (0,67)	-0,00 (-0,22)
HITECH	-1,91 (-0,56)	-0,30 (-0,08)	0,97 (0,67)	2,47 (1,54)	1,17 (0,49)	-0,31 (-0,12)
PROGRH	-1,25 (-0,74)	-1,30 (-0,65)	-0,35 (-0,48)	0,22 (0,27)	-0,43 (-0,37)	-1,14 (-0,88)
UPROTECT	7,06 (1,27)	7,86 (1,19)	2,76 (1,16)	3,32 (1,25)	-6,31 (-1,56)	-3,82 (-0,84)
UNOPROT	16,90*** (2,64)	22,21*** (3,08)	-1,74 (-0,70)	-1,60 (-0,56)	-4,89 (-1,13)	-6,47 (-1,33)
JEUN	0,21*** (2,79)	0,18** (2,05)	0,02 (0,73)	-0,02 (-0,44)	0,02 (0,31)	0,01 (0,10)
FEMM	0,25* (1,93)	0,27* (1,71)	0,03 (0,55)	-0,01 (-0,12)	0,06 (0,73)	-0,04 (-0,42)
MECA	0,32 (0,06)	2,37 (0,34)	-6,15** (-2,59)	-7,89*** (-2,87)	-3,56 (-0,95)	-11,66** (-2,58)
MIN.	21,72 (1,54)	-2,27 (-0,23)	6,87 (1,04)	-4,23 (-0,85)	-11,05 (-1,00)	-2,90 (-0,37)
PEN.	12,17 (0,83)	0,57 (0,04)	-5,75 (-0,71)	-14,79* (-1,87)	-13,99 (-1,13)	-15,23 (-1,24)
WIS.	25,81* (1,91)	1,25 (0,16)	7,72 (1,27)	-3,94 (-0,99)	-11,20 (-1,09)	-2,20 (-0,38)
TXCHOM	3,88** (2,12)		1,91** (2,61)		-1,30 (-0,95)	
CFM	-5,92 (-0,77)	-6,31 (-0,76)	2,70 (0,60)	2,98 (0,65)	4,03 (0,62)	4,06 (0,59)
HRREC		-0,00 (-0,22)		-0,00 (-0,12)		-0,01 (-1,15)
n	118	101	108	92	147	122
R ²	0,29	0,27	0,30	0,29	0,23	0,27
F	2,96***	2,28**	2,82***	2,30**	2,77***	2,78***

¹ Pour les descriptions des variables, voir l'encadré 1.

***, **, * indiquent que le coefficient estimatif de la variable (ou valeur F) est significatif à 0,01, 0,05 et 0,10, respectivement. Les coefficients T sont entre parenthèses.

Les modèles permettent d'expliquer entre 23 et 30 p. 100 de la variation des taux de licenciements et d'embauche par établissement²⁹. Commençons par le total des licenciements (tableau 3, colonnes 1(a) et (b)) : plusieurs variables au niveau de l'établissement présentent des coefficients statistiquement significatifs dans les deux modèles. Ce sont l'emploi (effet négatif), la part des jeunes et des femmes dans la main-d'œuvre (effet positif dans les deux cas) et la présence d'un syndicat mais l'absence de clauses de protection contre les licenciements (effet positif très important et significatif). Ces coefficients sont conformes aux prévisions énoncées au chapitre précédent.

Quand on inclut le taux de chômage (colonne 1(a)), cette variable a l'effet positif attendu, statistiquement significatif à 0,05. Le coefficient de la variable CFM est insignifiant. Vu qu'il est difficile de distinguer les effets de ces deux variables colinéaires, l'estimation du CFM avec le modèle 1(b), où le nombre d'heures de recrutement se substitue au taux de chômage, présente un intérêt particulier. Là aussi, cependant, le coefficient du CFM demeure non significatif, comme l'indique le tableau 3.

Les modèles relatifs aux licenciements temporaires (colonnes 2(a) et (b)) sont particulièrement appropriés quand on sait, ainsi qu'on l'a vu, que, lorsque les paramètres de l'assurance-chômage — plus précisément le degré de modulation des taux — influent sur les licenciements, cet effet se fait surtout sentir sur les licenciements temporaires (y compris les licenciements saisonniers) (Card et Levine, 1992). Dans les deux modèles, la croissance du chiffre d'affaires et le nombre d'employés en 1992-1993 ont eu une incidence négative et assez significative sur le taux des licenciements temporaires. De même, ce taux est plus bas dans le secteur de la mécanique que dans celui de la métallurgie. Pour la Pennsylvanie, on arrive à un coefficient statistiquement significatif qui est négatif.

À l'instar du total des licenciements, la variable du taux de chômage s'avère un déterminant positif et statistiquement significatif des licenciements temporaires alors que la variable du CFM n'est pas significative (tableau 3, colonne 2 (a)). Dans le deuxième modèle (colonne 2(b)), le coefficient du CFM demeure non significatif.

Dans les modèles sur le taux d'embauche, la seule variable statistiquement significative concernant les établissements (tableau 3, colonnes 3(a) et (b)) est l'augmentation du chiffre d'affaires en 1992-1993, qui a un effet positif sur l'embauche. Il est à noter que dans les deux modèles, la variable du CFM n'a pas de signification statistique.

Pour résumer les données obtenues avec ces modèles, disons que certaines variables au niveau de l'établissement exercent une influence particulièrement forte sur les licenciements : nombre d'employés, augmentation du chiffre d'affaires et, dans le cas du total des licenciements, taux de syndicalisation et caractéristiques des effectifs de l'établissement. Toutes ces variables ont eu les effets prévus. Le taux de chômage local s'est aussi avéré un déterminant non négligeable (dans le sens prévu) du taux de licenciement.

²⁹ Ces rapports ne sont pas atypiques des modèles transversaux concernant le taux de roulement par établissement.

La variable CFM présente évidemment un intérêt particulier. Dans tous les modèles présentés au tableau 3, le coefficient obtenu pour cette variable est loin d'être statistiquement significatif³⁰. En conclusion, cet exercice de modélisation ne permet pas de confirmer l'hypothèse selon laquelle l'imposition plus stricte de taux particuliers constitue un frein à l'ensemble des licenciements, aux licenciements temporaires ou à la nouvelle embauche.

Mesure du poids financier de l'assurance-chômage par établissement

Cette conclusion doit être interprétée par rapport à la façon dont nous avons mesuré l'influence des taux particuliers. On pourrait supposer que le meilleur instrument de mesure n'est pas une norme propre à tel ou tel territoire, comme le CFM, mais le taux de contribution marginal réel par établissement au titre de l'assurance-chômage (c.-à-d. le coût réel en cotisations d'assurance-chômage créé par un licenciement supplémentaire). Sur ce point, nous n'avons pu obtenir les chiffres qui nous intéressaient ni les données qui auraient pu nous permettre de les calculer.

Toutefois, même s'il avait été possible d'obtenir ou de calculer le taux de contribution marginal des établissements, il ne se serait pas nécessairement avéré préférable au CFM par territoire. Il pose d'abord un problème d'endogénéité en ce sens que le comportement que nous essayons d'expliquer — soit la propension des établissements à licencier — représente en même temps le principal déterminant du coût financier marginal.

C'est ce qui ressort des données sur les cotisations d'assurance-chômage versées par les employeurs. Lorsque les sujets interrogés nous ont communiqué leurs cotisations annuelles pour 1993, nous en avons tiré une moyenne par établissement, sous la forme d'un pourcentage du chiffre d'affaires de 1993. Nous avons revu ensuite les estimations du tableau 3 en substituant cette nouvelle variable (CFIN) à la variable CFM par territoire. Malheureusement, les échantillons utilisés pour ces estimations étaient très petits : premièrement, nous avons obtenu beaucoup de réponses incomplètes à la question sur les cotisations d'assurance-chômage et, deuxièmement, en Ontario, où l'assurance-chômage est financée à la fois par l'employeur et l'employé, beaucoup d'entreprises ont indiqué les primes conjuguées, ce qui nous a obligés à éliminer cette province de cette partie de l'analyse.

Les résultats auxquels nous sommes parvenus avec les modèles sur les licenciements comprenant la variable CFIN sont résumés au tableau 4³¹. La taille des échantillons limite évidemment la validité des estimations, mais cet exercice demeure un révélateur utile du problème d'endogénéité lié au calcul des cotisations par établissement. Dans le modèle sur la totalité des licenciements

En conclusion, cet exercice de modélisation ne permet pas de confirmer l'hypothèse selon laquelle l'imposition plus stricte de taux particuliers constitue un frein à l'ensemble des licenciements, aux licenciements temporaires ou à la nouvelle embauche.

30 Cette variable donne aussi un coefficient statistiquement non significatif dans toutes les estimations par secteur, à une exception près. Dans le secteur métallurgique, le CFM donne un coefficient négatif significatif avec le modèle sur les licenciements temporaires dans lequel on a inclus le taux de chômage (tableau A.3, colonne 2(a)). Mais on peut s'interroger sur la valeur de ce résultat étant donné la minceur de l'échantillon (n = 28), le problème de multicollinéarité susmentionné et le fait que la variable CFM donne un coefficient (positif) non significatif dans les autres estimations relatives aux licenciements temporaires (colonne 2(b)).

31 Vu la taille réduite des échantillons et notre intérêt particulier pour la variable CFIN, le tableau 4 donne uniquement le coefficient calculé pour cette variable, en plus de statistiques sommaires. Les résultats complets peuvent être obtenus auprès des auteurs.

(colonne (a)), la variable CFIN donne un coefficient positif et statistiquement significatif. Dans le modèle sur les licenciements temporaires (colonne (b)), on enregistre aussi un coefficient positif mais pas suffisamment significatif au regard des normes statistiques habituelles. Ces résultats mettent en lumière le fait que les estimations du degré de modulation par établissement renseignent principalement sur la propension générale des employeurs à licencier, d'où la présence de coefficients positifs pour la variable CFIN au tableau 4. Il est à noter que la variable CFIN correspond à un taux de contribution *moyen*, et non à un taux *marginal*, comme on le souhaiterait; mais il est à craindre que le même problème d'endogénéité se poserait avec des taux marginaux.

Tableau 4
Résumé des résultats des régressions effectuées par la MOMC sur les déterminants des licenciements pratiqués par les établissements, en utilisant le taux de contribution moyen à l'assurance-chômage enregistré dans les établissements, États américains uniquement, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

	Variable dépendante	
	LIC93 (a)	TEMP93 (b)
CONTAC ²	5,49* (2,00)	3,57 (1,46)
n	31	29
R ²	0,43	0,47
F	1,49	1,59

1 * indique que le coefficient estimatif est significatif à 0,10. Les coefficients T sont entre parenthèses.

2 La CONTAC est calculée d'après les contributions à l'assurance-chômage déclarées par les établissements en 1993 en pourcentage du chiffre d'affaires.

Dernière remarque concernant le choix de l'instrument de mesure : si la véritable variable *stratégique* que nous désirons vérifier est l'effet des taux particuliers dans un régime d'assurance-chômage, il est probable que, théoriquement, le meilleur critère de mesure sera le CFM par territoire, et non le taux de cotisation par entreprise.

Influence des taux particuliers, selon les employeurs

Notre conclusion selon laquelle l'imposition de taux particuliers a peu d'effet sur le taux de roulement est conforme aux données qualitatives fournies par les sujets interrogés sur l'importance de cette variable dans leurs décisions. La question suivante a été posée aux entreprises américaines : « En vertu du régime d'assurance-chômage actuel, les cotisations des employeurs augmentent en proportion du nombre de licenciements qu'ils effectuent, jusqu'à un certain plafond. Dans quelle mesure la perspective d'une augmentation de vos cotisations à l'assurance-chômage influe-t-elle sur votre choix de licencier ou non? » Les employeurs de l'Ontario ne connaissant pas le mécanisme des taux particuliers, on leur a posé une version modifiée de la question : « ... Si l'on adoptait au Canada un système [voulant que les cotisations à l'assurance-chômage augmentent en proportion du nombre de licenciements] dans quelle mesure cela pèserait-il sur votre choix de licencier ou non? »

Tableau 5
Importance des effets des taux particuliers sur les licenciements,
selon les employeurs, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

	Effets importants	Effets modérés	Effets limités	Total
(pourcentages)				
Métallurgie*				
Pennsylvanie	2,9	45,7	51,4	100,0
Ontario	18,2	39,4	42,4	100,0
Mécanique**				
Minnesota	4,0	42,0	54,0	100,0
Wisconsin	0,0	40,0	60,0	100,0
Ontario	13,0	46,4	40,6	100,0

¹ Échelle de 7 points, avec « effets importants » et « effets limités » aux deux extrémités (deux points chacune), et « effets modérés » au centre (trois points).
 ** et * indiquent que la distribution varie sensiblement d'un territoire à l'autre, d'après les résultats d'un test du khi-carré, à 0,10 et 0,05, respectivement.

Les réponses sont résumées au tableau 5³². Ce qui frappe le plus, c'est que les établissements américains attribuent relativement peu d'importance à la modulation des taux lorsqu'ils doivent s'adapter à une diminution de la demande de personnel et, notamment, pour déterminer s'il y a lieu de licencier. Dans chacun des États étudiés, moins de 5 p. 100 des sujets interrogés ont répondu que la modulation des taux les influençait, et plus de la moitié qu'elle n'avait pas vraiment d'importance ou aucune importance.

Au contraire, les employeurs de l'Ontario, devant l'éventualité théorique d'un système de taux particuliers, lui ont accordé une importance beaucoup plus grande que les employeurs américains mis devant les faits. C'est un constat qui mérite réflexion, même si nous n'en avons pas vérifié les diverses explications possibles. D'un côté, il se peut que les établissements américains, habitués à la modulation des taux, ne reconnaissent plus — et sous-estiment — les effets réels qu'elle a sur eux.

Mais il se peut aussi que les employeurs des États-Unis trouvent véritablement que la tarification modulée n'influe généralement pas sur leurs décisions, que l'effet pécuniaire après impôt (sur les sociétés) est réduit et que, quel que soit le taux appliqué, ils peuvent en limiter l'incidence en concentrant les licenciements parmi les employés des catégories exclues ou éventuellement en déguisant au moins quelques licenciements en démissions à des fins administratives. Cette interprétation est conforme aux constatations que nous avons faites avec nos modèles selon lesquelles la modulation des taux n'a pas d'effets marqués sur les taux de licenciements par établissement. Si c'est vraiment le cas, il est alors possible que les employeurs de l'Ontario, en réaction à un concept nouveau et

³² Il est intéressant de savoir si l'importance que l'on accorde à la tarification modulée varie selon les taux de licenciements réels par entreprise; autrement dit, les entreprises qui licencient beaucoup répondent-elles différemment? La réponse est non : la corrélation simple entre les évaluations données par les établissements et le taux de licenciements en 1993 s'établit à seulement 0,02 dans la métallurgie et à 0,11 dans la mécanique.

abstrait, surestiment l'incidence que l'imposition de taux particuliers aurait sur leur comportement.

Indemnité de courte durée

Jusqu'ici, nous avons uniquement discuté des résultats concernant les effets du financement de l'assurance-chômage, notamment des taux particuliers, sur le taux de roulement dans les entreprises. Nous allons maintenant étudier un autre paramètre de l'assurance-chômage dont nous avons tenu compte dans notre analyse, le travail partagé, ou allocation de courte durée (ACD). En ce qui nous concerne, seul le régime d'assurance-chômage de l'Ontario comporte des dispositions sur ce point; notre analyse se limite donc aux établissements de cette province.

Pour connaître l'incidence de l'ACD sur les licenciements, nous avons repris les modèles présentés au tableau 3 (évidemment le CFM et les variables fictives en moins) pour l'échantillon complet de l'Ontario, et nous y avons ajouté une variable explicative ACD93, qui représente le pourcentage des effectifs d'un établissement ayant participé à un programme officiel de temps partagé en 1993. Le résultat à attendre avec cette variable est incertain : d'un côté, les employeurs qui pratiquent beaucoup le licenciement peuvent être incités à adopter un plan de partage du travail (rapport positif) tandis que, d'un autre côté, l'adoption d'un plan de partage du travail, par définition, devrait entraîner une réduction des licenciements (rapport négatif). Quoi qu'il en soit, ces effets devraient se faire davantage sentir dans le cas des licenciements temporaires vu que l'ACD a pour but de décourager les licenciements temporaires dus à la conjoncture et non les licenciements, permanents qui sont plus structurels³³.

Les résultats de ces estimations sont présentés au tableau 6. Tout en remarquant que, pour chaque variable prise isolément, ils ressemblent aux résultats globaux communiqués antérieurement, nous nous intéressons surtout ici aux effets de l'allocation de courte durée. Dans l'ensemble des licenciements (colonne 1), on observe pour cette variable un coefficient positif et statistiquement significatif. En ce qui a trait aux licenciements temporaires (colonne 2), le coefficient de l'ACD apparaît encore positif mais, statistiquement parlant, sa signification n'est pas suffisante eu égard aux normes établies.

En résumé, les résultats de l'enquête démontrent, à tout le moins, un lien positif entre le temps partagé et les licenciements (notamment temporaires). Cela indique que les effets de l'ACD dans une entreprise habituée à licencier beaucoup l'emportent sur les effets de frein des licenciements qu'a le programme lui-même. Toutefois, quand on considère les faibles coefficients et le faible degré de signification statistique que l'on obtient avec la variable ACD93, on peut raisonnablement dire que le programme de temps partagé influe légèrement sur les licenciements (les taux élevés enregistrés auraient pu être encore supérieurs). Mais nos données ne nous permettent pas de faire la distinction entre les deux phénomènes qui déterminent la variable ACD.

³³ Signalons cependant qu'après étude, il s'avère que l'on recourt au programme d'ACD au Canada également pour éviter les restructurations nécessaires et, par conséquent, les licenciements permanents (Ekos Research Associates, 1993).

Tableau 6
Résumé des résultats des régressions effectuées par la MOMC concernant les effets du temps partagé (ACD) sur les taux de licenciements totaux et de licenciements temporaires, Ontario, 1993, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

Variable dépendante	(1) LIC93	(2) TEMP93
Coord. à l'orig.	-57,40 (-1,67)	36,60 (1,38)
CHAF9293	-0,27* (-1,82)	0,28*** (3,20)
EMP93	-0,05* (-1,85)	0,02 (1,00)
HITECH	1,12 (0,15)	-5,47 (-1,02)
PROGRH	-5,43 (-1,35)	1,32 (0,42)
UPROTECT	15,52 (1,48)	-11,67 (-1,48)
UNOPROT	15,16 (1,65)	-8,02 (-1,26)
JEUN	0,45*** (3,21)	-0,04 (-0,39)
FEMM	0,22 (1,00)	-0,00 (-0,02)
MECA	-1,13 (-0,14)	-2,00 (-0,36)
TXCHOM	6,42** (2,06)	-2,42 (-1,07)
ACD93	0,22 (1,08)	-0,22 (1,45)
N	44	43
R ²	0,51	0,46
F	3,02***	2,36**

¹ Pour les notes, voir le tableau 2.

*** ** * indiquent que le coefficient estimatif de la variable (ou valeur F) est significatif à 0,01, 0,05 et 0,10, respectivement. Les coefficients T sont entre parenthèses.

Mesures de prévention des licenciements

L'enquête a également servi à recueillir des données sur les mesures éventuellement prises par les employeurs, parmi les suivantes, pour éviter les licenciements au cours des trois années antérieures : arrêt des embauches, gel ou réduction des salaires, diminution du nombre d'heures, recyclage en vue d'un redéploiement, et retraite anticipée. La logique voudrait que l'application de ces mesures augmente avec le degré de modulation des taux. On peut donc s'attendre à ce que, toutes choses étant égales, les sujets de l'Ontario recourent moins à ces mesures que leurs homologues américains³⁴.

Notre analyse des mesures de prévention des licenciements a pris la forme de régressions logistiques concernant le recours éventuel à telle ou telle mesure par

³⁴ Seule exception possible : la réduction du nombre d'heures à cause des incitations créées par le programme canadien d'allocation de courte durée.

Les résultats ne confirment pas l'hypothèse selon laquelle on cherche davantage à éviter les licenciements aux États-Unis.

l'établissement. Les variables explicatives de ces modèles comprennent le territoire considéré et trois variables de contrôle de base, soit l'effectif, le taux de syndicalisation et l'industrie.

Tableau 7
Résultats des régressions logistiques effectuées sur l'utilisation de mesures de prévention des licenciements dans les établissements, 1991-1993, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variable dépendante	Arrêt des embauches	Gel ou diminution des salaires	Réduction du nombre d'heures	Recyclage	Retraite anticipée
Taux d'incidence	0,532	0,404	0,565	0,450	0,117
Variables indépendantes					
Coord. à l'orig.	,059* (0,31)	0,09 (0,29)	0,06 (0,30)	-0,22 (0,30)	-2,62*** (0,46)
EMP93	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,002* (0,001)	0,003** (0,001)
COLLECT	-0,01 (0,32)	-0,09 (0,32)	0,26 (0,32)	0,13 (0,31)	1,46*** (0,43)
MECA	-0,34 (0,37)	-0,10 (0,35)	(0,32) (0,36)	-0,31 (0,36)	0,22 (0,51)
MIN.	-0,44 (0,38)	-0,54 (0,38)	0,03 (0,38)	-0,18 (0,38)	-0,59 (0,63)
PEN.	-0,78* (0,44)	-0,67 (0,44)	-0,18 (0,44)	-0,59 (0,45)	-1,70 (1,09)
WIS.	-0,67* (0,36)	-1,02*** (0,38)	0,17 (0,36)	0,31 (0,36)	-1,24* (0,85)
n	278	280	276	280	273
Taux de prévision (%)	60,5	56,6	54,5	61,4	80,0
log L -2	10,716*	11,886*	4,131	9,766	32,556***

¹ Pour les définitions des variables, voir l'encadré 1, sauf pour COLLECT, qui indique si les employés de l'établissement sont ou ne sont pas couverts par une convention collective.
 ***, ** et * indiquent que les coefficients (ou log L -2) sont statistiquement significatifs à 0,01, 0,05 et 0,10. Les erreurs types sont entre parenthèses.

Les résultats, résumés au tableau 7, ne confirment pas l'hypothèse selon laquelle on cherche davantage à éviter les licenciements aux États-Unis. Le plus souvent, la variable du territoire (estimée par rapport à l'Ontario) donne un coefficient statistiquement non significatif et, lorsqu'il est significatif, il apparaît négatif, indiquant par là que les entreprises ontariennes sont plus portées à appliquer des mesures de lutte contre le licenciement. C'est ce que l'on remarque avec l'arrêt de l'embauche (comparativement à la Pennsylvanie et au Wisconsin), le gel ou la réduction des salaires et la retraite anticipée (comparativement au Wisconsin).



4. Formation

Notre première hypothèse concernant la formation, rappelons-le, était la suivante : toutes choses étant égales, une différence entre les paramètres de l'assurance-chômage devrait se traduire par une moindre propension des établissements de l'Ontario à investir dans le capital humain comparativement à leurs homologues américains. Deux raisons à cela : premièrement, le régime d'assurance-chômage canadien favorise un taux de roulement plus élevé (et une stabilité moins grande du personnel) en Ontario qu'aux États-Unis et, deuxièmement, la formation est étroitement liée à la stabilité et au taux de roulement³⁵.

Ainsi qu'on l'a vu au chapitre précédent, la première hypothèse ne résiste pas à l'analyse : les établissements de l'Ontario affichent effectivement un taux de roulement supérieur (licenciements et embauche) dans les deux secteurs, mais cela s'explique par d'autres facteurs que l'assurance-chômage. En elle-même, cette constatation devrait donc nous amener à rejeter l'hypothèse voulant que le régime d'assurance-chômage influe sur la formation donnée par l'employeur, du moins en agissant sur le taux de roulement.

Cette conclusion étant tirée, nous serons brefs dans nos commentaires sur la formation. Sous l'angle du régime d'assurance-chômage, cependant, il est important de comprendre le rapport existant entre le roulement et la formation (même si, d'après nos recherches, le premier n'est pas sensiblement influencé par l'assurance-chômage) et nous nous concentrerons sur ce rapport.

Nous commençons par les simples corrélations observées en 1993 dans les établissements entre le roulement (ensemble des taux de licenciements et d'embauche) et trois mesures de la formation (PCFORM — proportion du personnel recevant une formation professionnelle, HRFORM — nombre moyen d'heures de formation professionnelle par employé, et PCNFORM — proportion d'employés recevant une formation non professionnelle)³⁶. Les corrélations entre les taux de licenciements et chacune de ces mesures de la formation sont toutes négatives mais statistiquement non significatives. Les taux d'embauche, comme prévu, ont un rapport positif avec la formation et, pour ce qui est de la proportion d'employés qui reçoivent une formation professionnelle, le coefficient (0,15) est significatif à 0,05.

On trouvera au tableau 8 les moyennes communiquées par les établissements dans tous les territoires étudiés pour ces trois mesures de la formation. Dans l'industrie métallurgique, les employeurs de l'Ontario l'emportent sur ceux de la Pennsylvanie, mais les écarts constatés ne sont jamais statistiquement significatifs. Dans l'industrie mécanique, le seul point à noter concerne le nombre moyen d'heures de formation professionnelle, qui apparaît beaucoup plus bas au Minnesota que dans les deux autres territoires.

35 Vu que nous avons recueilli des données sur le taux de roulement et non sur la permanence des employés à leur poste, nous supposons aussi que le roulement du personnel — en particulier les taux de licenciements et d'embauche — est un indicateur (*a contrario*) de la stabilité des effectifs.

36 Cette dernière catégorie de formation comprend des sujets tels que les relations interpersonnelles, la solution des problèmes, la santé et la sécurité, et les aptitudes à la communication et au leadership. Il ressort d'observations récentes que cette formation non professionnelle, ou « culturelle », est devenue un important volet des initiatives de formation (Betcherman *et al.*, 1994).

Comme prévu, le rapport entre l'embauche et la formation — plus précisément l'incidence de la formation professionnelle comme non professionnelle — est clairement positif. Toutefois, le coefficient observé pour la variable du taux d'embauche, n'est pas significatif au regard des normes statistiques.

Tableau 8
Mesures de formation par secteur et par territoire,
Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre

	Métallurgie		Mécanique		
	Ont.	Penn.	Ont.	Wis.	Minn.
% moyen d'employés recevant une formation professionnelle (PCFORM)	27,3	22,8	29,9	23,0	29,7
Nombre moyen d'heures de formation professionnelle par employé (HRFORM)	75,0	65,3	88,5	99,9	46,9
% moyen d'employés recevant une formation non professionnelle (PCNFORM)	43,4	34,0	29,2	27,6	37,2

Les résultats produits par nos modèles sur les déterminants de la formation sont présentés au tableau 9. Chaque fois, nous indiquons les estimations pour deux régressions, l'une comprenant le taux de licenciements total comme variable explicative et l'autre le taux d'embauche³⁷. Il est à noter que ces modèles, quel que soit l'outil de mesure employé, n'expliquent qu'une faible part de la variation des données fournies sur la formation.

Le taux de licenciements donne un coefficient négatif mais non significatif dans chacune des trois estimations. Cet effet imprécis pourrait refléter les incidences opposées que les licenciements ont sur la formation : d'une part, l'effet de « faible stabilité » (lequel est à la base de notre hypothèse sur la formation) qui devrait restreindre la formation et, d'autre part, l'effet de « remplacement », qui signifie qu'il faudra donner plus de formation à cause de la nécessité d'initier les employés embauchés en remplacement du personnel licencié (du moins une partie).

Comme prévu, le rapport entre l'embauche et la formation — plus précisément l'incidence de la formation professionnelle comme non professionnelle — est clairement positif. Toutefois, comme on le voit au tableau 9, le coefficient observé pour la variable du taux d'embauche, bien que positif deux fois sur trois, n'est pas significatif au regard des normes statistiques. Cependant, avec d'autres modèles non décrits ici, on a obtenu un coefficient positif et significatif pour la variable PCFORM.

Un dernier point concerne les variables utilisées pour les calculs sur la formation au niveau du territoire. Si les paramètres de l'assurance-chômage avaient un effet sur la formation, en plus de leur effet sur le taux de roulement qui a présidé à notre première hypothèse, il y a lieu de penser que cela apparaîtrait dans les variables fictives utilisées par territoire. Or, avec tous les modèles sur la formation, aucune ne donne un coefficient statistiquement significatif.

³⁷ Pour évaluer le modèle sur la formation, nous avons aussi utilisé les licenciements permanents comme variable explicative. Le modèle donne les mêmes résultats et le coefficient des licenciements permanents est statistiquement non significatif.

Tableau 9
Résumé des résultats des régressions effectuées par la MOMC sur les
déterminants de la formation dans les établissements, 1993,
Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

Variable dépendante	PCFORM (1a)	PCFORM (1b)	HRFORM (2a)	HRFORM (2b)	PCNFORM (3a)	PCNFORM (3b)
Coord. à l'orig.	-23,19 (-0,77)	-0,44 (-0,02)	131,02 (0,83)	-50,50 (-0,31)	49,53 (1,17)	60,32 (1,50)
CHAF9293	-0,02 (-0,21)	0,08 (1,10)	-0,06 (-0,09)	0,17 (0,41)	-0,03 (-0,23)	-0,08 (-0,58)
EMP93	0,05* (1,93)	0,02 (0,89)	-0,29* (-1,65)	-0,17 (-1,03)	0,10*** (2,73)	0,08** (2,18)
HITECH	10,39** (2,04)	10,27** (2,30)	-3,25 (-0,11)	9,63 (0,35)	12,12* (1,70)	9,48 (1,45)
PROGRH	4,42* (1,84)	3,34 (1,57)	-1,58 (-0,11)	9,23 (0,74)	2,85 (0,84)	1,58 (0,50)
COLLECT	2,83 (0,42)	2,65 (0,44)	-5,87 (-0,17)	-13,18 (-0,39)	1,94 (0,20)	7,32 (0,83)
JEUN	0,03 (0,23)	0,08 (0,82)	0,88 (1,39)	0,82 (1,36)	0,25 (1,50)	0,15 (1,01)
FEMM	0,31* (1,67)	0,22 (1,35)	-1,70* (-1,72)	-1,41 (-1,46)	0,04 (0,15)	0,25 (1,08)
MECA	9,23 (1,12)	8,56 (1,17)	-15,01 (-0,35)	-26,19 (-0,62)	-2,50 (-0,22)	-10,00 (-0,95)
MIN.	9,65 (0,52)	-3,03 (-0,18)	-12,11 (-0,13)	81,38 (0,84)	-17,65 (-0,69)	-13,30 (-0,54)
PEN.	12,50 (0,89)	2,72 (0,21)	-27,63 (-0,39)	34,54 (0,47)	-8,42 (-0,43)	-10,40 (-0,54)
WIS.	7,18 (0,38)	-6,63 (-0,39)	46,26 (0,46)	147,60 (1,47)	-28,76 (-1,10)	-33,91 (-1,38)
TXCHOM	1,97 (0,72)	0,14 (0,06)	-0,02 (-0,00)	14,17 (0,98)	-4,01 (-1,04)	-4,61 (-1,30)
LIC93	-0,03 (-0,25)		-0,85 (-1,16)		-0,04 (-0,20)	
EMB93		0,14 (0,39)		-0,37 (-0,37)		0,34 (1,39)
n	111	132	93	114	109	129
R ²	0,16	0,14	0,13	0,10	0,18	0,18
F	1,42	1,43	0,94	0,88	1,55	1,94**

1 *** ** et * indiquent que le coefficient estimatif de la variable (ou valeur F) est significatif à 0,01, 0,05 et 0,10, respectivement.

Les coefficients T sont entre parenthèses. Pour les définitions des variables, voir l'encadré 1. COLLECT désigne les établissements qui ont signé une convention collective.



5. Conclusion

Les résultats de l'analyse ne confirment pas les hypothèses de recherche voulant que les modalités de financement de l'assurance-chômage et, en particulier, le degré de modulation des taux, influencent le comportement des employeurs sur le plan du roulement (licenciements et embauche) et de la formation du personnel. Cela ne signifie pas que l'assurance-chômage n'agit pas sur les décisions des entreprises. En effet, il apparaît clairement à la lumière d'autres études que divers aspects du régime d'assurance-chômage peuvent peser sur le comportement des employeurs. Toutefois, les corrélations auxquelles nous pensions au départ n'ont pu être établies avec les données et la méthode que nous avons utilisées.

Pour ce qui est du taux de roulement, on a observé quelques écarts entre les territoires, mais ils n'étaient pas dus à des variations des paramètres de l'assurance-chômage, notamment du degré de modulation des contributions. D'autres données qualitatives vont dans le même sens. Les employeurs américains qui ont répondu à notre enquête n'accordent pas une grande importance à la contrainte des taux particuliers lorsqu'ils décident de licencier. Et ils ne cherchent pas davantage à éviter les licenciements que leurs homologues canadiens assujettis à un taux de contribution unique. Enfin, nous n'avons relevé aucune relation entre l'assurance-chômage et la formation en entreprise; *a posteriori*, cela n'est pas surprenant vu que notre hypothèse visait l'influence exercée par l'assurance-chômage sur les licenciements.

Nos conclusions concernant les retombées de l'assurance-chômage sur les licenciements vont à l'encontre de certaines études antérieures. Il peut y avoir plusieurs raisons à cela, dont les problèmes éventuellement posés par nos données et notre méthode ou les limites des connaissances actuelles sur la façon dont l'assurance-chômage influence le comportement des employeurs.

Premièrement, notre analyse est restreinte à deux industries particulières qui ne sont peut-être pas représentatives de l'économie générale. On sait par exemple d'après des études passées que l'assurance-chômage a un effet sur les licenciements saisonniers; or, les secteurs étudiés ici ne sont pas caractérisés par une saisonnalité marquée des licenciements.

Deuxièmement, les principaux outils de mesure utilisés, soit le coût financier marginal et le facteur de modulation, ne donnent peut-être pas une bonne idée de l'effet variable que le taux de contribution à l'assurance-chômage peut avoir sur les licenciements dans les entreprises des différents États³⁸. Ces indicateurs ont été calculés pour un plus grand nombre d'industries (fabrication de biens durables dans le cas du CFM et ensemble de l'économie pour le FM) que les

38 Nous nous sommes demandé s'il valait mieux analyser les coûts financiers marginaux par entreprise plutôt qu'à l'échelle du territoire. À supposer qu'on puisse obtenir ces données auprès des entreprises, il n'est pas sûr qu'elles constituent le meilleur outil de mesure quand on s'intéresse à tout un programme; en d'autres termes, les normes de contribution à l'assurance-chômage — qui transparaissent dans les estimations par territoire sur les coûts financiers marginaux — sont peut-être un élément qui intéresse plus les responsables politiques. La question est alors de savoir quel est le meilleur outil de mesure au niveau du régime, ce qui nous renvoie aux points soulevés dans le reste du chapitre.

deux étudiées ici. En outre, ces calculs sont fondés sur des données plus anciennes comparativement à la période à laquelle nous nous sommes intéressés.

Troisièmement, notre méthode ne nous a pas vraiment permis d'isoler, et donc de définir, les effets de l'assurance-chômage sur les licenciements. Nous avons essayé d'introduire des variations dans les paramètres de l'assurance-chômage en comparant des entreprises qui relèvent de régimes différents mais qui se ressemblent sur le plan du secteur, du produit et du marché. Nous avons également recueilli et inclus des données sur des variables propres aux établissements et susceptibles d'influencer le roulement de personnel, mais la variation des taux de licenciements est demeurée inexpliquée dans une proportion d'au moins les deux tiers. De ce fait, le véritable effet de l'assurance-chômage (ou de n'importe quelle variable explicative) se dissimule peut-être dans les données résiduelles.

Quatrièmement, la qualité des données laisse peut-être à désirer, ce qui doit être pris en considération par tout chercheur qui se fie à des enquêtes réalisées auprès des employeurs. Il se peut que les estimations de variables-clés, comme les licenciements et l'embauche, aient été communiquées d'une façon incorrecte par certains sujets interrogés. Nous pensons que les établissements disposaient à cet égard des statistiques voulues, mais les taux de réponses enregistrés, relativement faibles, indiquent peut-être que ces données sont difficiles à fournir, du moins pour certaines entreprises.

Il est donc possible que notre analyse présente certaines failles, mais aussi que les aspects de l'assurance-chômage que nous avons examinés n'influent pas véritablement sur le comportement des employeurs. Relativement peu de chercheurs se sont intéressés à cette question, et seul un très petit nombre de ceux qui l'ont fait ont utilisé des données recueillies par établissement. Compte tenu de notre méthode de recherche, qui intégrait un vaste éventail de variables de contrôle par établissement, il se peut que des effets attribués à l'assurance-chômage avec des modèles moins détaillés soient en fait correctement attribués, dans notre analyse, à d'autres caractéristiques des entreprises que nous avons été en mesure de saisir.

Il est clair que les divers éléments d'information incorporés à notre analyse — non seulement les modèles sur les effets financiers de l'assurance-chômage, mais aussi les évaluations des employeurs et les données sur les mesures de prévention des licenciements — confirment l'absence d'une incidence marquée sur les licenciements. Peut-être que l'application de taux particuliers, en particulier sous sa forme incomplète, n'est pas assez convaincante pour influencer les décisions des employeurs. Ils jugent peut-être insignifiant le coût supplémentaire après impôt engendré par de nouveaux licenciements, surtout en comparaison avec ce qu'il en coûte pour conserver, recycler et redéployer les employés à risque. Cela semble plausible dans des industries comme celles que nous avons analysées et qui, pour rester compétitives à long terme, accordent une place primordiale à l'amélioration continue (de la productivité) et à une production économe en moyens. De même, les employeurs qui ont affaire à un système de taux particuliers essaient peut-être, pour en limiter les retombées, de concentrer les licenciements dans les rangs des employés exclus et en déguisant les licenciements par des démissions chaque fois que cela est possible.

En conclusion, rappelons que notre recherche se voulait exploratoire. Mais elle met en lumière plusieurs questions qui sont tout à fait d'actualité dans le débat public concernant le régime d'assurance-chômage. Cette étude traite évidemment de l'influence des modalités de l'assurance-chômage sur le comportement des employeurs, question importante mais pas toujours bien comprise. De plus, en prenant l'entreprise comme cadre d'observation, il a été possible d'examiner diverses variables au niveau de l'établissement qui ne figuraient pas dans les études antérieures.

Pour mieux comprendre de quelle façon l'assurance-chômage pèse sur les décisions des employeurs, il est essentiel de travailler à partir de données complètes sur les établissements. Telle est la leçon de notre étude pour les recherches à venir.

Premièrement, on a besoin de grands échantillons pour effectuer un nombre d'observations suffisant et nécessaire à une analyse fiable et détaillée. Deuxièmement, il faudra étendre la gamme des industries étudiées; il y a tout lieu de croire que les effets de l'assurance-chômage sur les employeurs varient selon le secteur. Troisièmement, il faudra s'attacher à concevoir des outils de mesure adaptés aux paramètres de l'assurance-chômage qui nous intéressent; une des grandes questions qui se dégagent de cette étude, par exemple, est de savoir s'il convient de déterminer les mesures à l'échelle de l'entreprise ou du territoire. Enfin, il faudra voir si des liens doivent être établis avec des données d'ordre administratif. Les chercheurs doivent être attentifs à la fiabilité des données et au côté contraignant du questionnaire lorsqu'ils effectuent des enquêtes dans les établissements; pour limiter les problèmes qui peuvent se poser sur ces deux points, on aura avantage à consulter les registres administratifs. En ce qui a trait aux questions examinées dans ce rapport, de tels registres pourraient constituer une source d'information particulièrement utile sur les licenciements des entreprises et leurs cotisations à l'assurance-chômage.

Annexe A

Tableaux supplémentaires



Tableau A.1
Secteurs et territoires étudiés, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre

Territoire	Industrie et effectif 1992	Coût financier marginal de l'assurance-chômage ¹ 1978-1987	Taux de remplacement du salaire ² 1990	Allocation de courte durée ³ 1990
Industrie mécanique (%)				
Minnesota	72 600	1,065	50,0	Non
Wisconsin	102 400	0,753	52,0	Non
Ontario	71 500	0,000	60,0	Oui
Industrie métallurgique				
Pennsylvanie	82 900	1,590	56,5	Non
New York	55 200	0,781	50,0	Oui
Ontario	32 400	0,000	60,0	Oui

¹ Coût financier marginal, au titre de l'assurance-chômage, des licenciements pratiqués par les employeurs dans l'industrie de la fabrication de biens durables, selon Card et Levine (1992), à l'exclusion de la Pennsylvanie, où il constitue un « facteur expérimental » pour tout l'État, d'après Topel (1985).

² Taux officiel établi par l'État : allocation hebdomadaire égale à un pourcentage du salaire de l'employé, sous réserve que l'employé ait travaillé 13 semaines pendant le trimestre où il a gagné le plus, ou 50 semaines au cours de l'année précédente, selon les données de la National Foundation for Unemployment Compensation and Workers' Compensation (1990).

³ Financée par l'assurance-chômage; appelée temps partagé au Canada.

Sources : Card et Levine (1992); Topel (1985); National Foundation for Unemployment Compensation and Workers' Compensation (1990); Statistique Canada (1991, 1993); US Department of Labor (données non publiées).

Tableau A.2
Questionnaires sans réponse, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre

	Premier échantillon d'établissements	Établissements ayant rempli le questionnaire
Chiffre d'affaires moyen des établissements ¹	30 983	18 521
Effectif moyen des établissements ¹	108	91
Évolution de l'effectif au cours des trois dernières années (en % de la répartition)		
Augmentation	44,1	51,5
Diminution	18,1	15,8
Stabilisation	37,9	32,7
Pourcentage d'établissements ayant signé une convention collective	32,2	30,0
Secteur (en % de la répartition)		
Métallurgie	33,9	31,4
Mécanique	66,1	68,6
Territoire et secteur (en % de la répartition)		
Métallurgie		
- Pennsylvanie	18,5	10,9
- New York	17,8	8,8
- Ontario	15,4	20,5
Mécanique		
- Minnesota	14,8	16,6
- Wisconsin	18,6	21,5
- Ontario	14,8	21,8

¹ Le chiffre d'affaires est donné en dollars canadiens; les chiffres relatifs à l'effectif et au chiffre d'affaires nous ont été fournis par Dunn et Bradstreet (ils ne sont pas nécessairement conformes aux chiffres communiqués par les sujets interrogés ni aux niveaux enregistrés pour l'année indiquée).

Tableau A.3
Industrie métallurgique : résumé des résultats des régressions effectuées par la MOMC sur les déterminants des taux de licenciements total, de licenciements temporaires et d'embauche dans les établissements, 1993, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

	Variable dépendante :					
	LIC93 (1a)	LIC93 (1b)	TEMP93 (2a)	TEMP93 (2b)	EMB93 (3a)	EMB93 (3b)
Coord. à l'orig.	-28,71 (-1,37)	10,96 (1,02)	29,99* (1,24)	33,92** (2,58)	-14,16 (-0,93)	11,65 (1,38)
CHAF9293	-0,15 (-1,11)	-0,16 (-1,03)	0,30*** (4,00)	0,30*** (3,70)	-0,06 (-0,81)	-0,12 (-1,26)
EMP93	-0,04* (-1,93)	-0,04 (-1,70)	0,03 (0,97)	-0,00 (-0,15)	-0,03** (-2,14)	-0,03* (-1,90)
HITECH	1,43 (0,25)	5,24 (0,71)	2,71 (0,44)	-2,81 (-0,36)	1,15 (0,26)	6,40 (1,17)
PROGRH	-0,02 (-0,01)	1,81 (0,51)	-0,21 (-0,07)	-5,09 (-1,23)	-0,41 (-1,06)	0,80 (0,29)
UPROTECT	8,50 (0,97)	20,40* (1,82)	-10,24 (-0,92)	-4,92 (-0,33)	10,98 (1,63)	17,30* (2,04)
UNOPROT	-2,44 (-0,30)	0,38 (0,04)	-2,35 (-0,29)	-12,63 (-1,24)	-0,85 (-0,15)	-4,16 (-0,55)
JEUN	0,11 (1,03)	0,09 (0,75)	0,02 (0,17)	-0,04 (-0,30)	0,05 (0,59)	0,01 (0,13)
FEMM	0,12 (0,74)	0,08 (0,37)	0,07 (0,39)	-0,10 (-0,45)	0,08 (0,62)	-0,04 (-0,25)
PEN	27,24 (1,56)	3,39 (0,18)	-9,41 (-0,86)	-10,45 (-1,32)	0,29 (0,04)	-11,24* (-2,02)
TXCHOM	4,10** (20,4)		-2,17 (-0,96)		2,37 (1,60)	
CFM	-16,25 (-1,60)	11,38 (-0,96)				
HRREC		0,00 (0,25)		0,00 (0,14)		0,01 0,38
n	36	30	44	34	33	28
R ²	,47	,49	,40	,45	,40	,47
F	1,95	1,56	2,24	1,86	1,47	1,52

¹ Pour les descriptions des variables, voir l'encadré 1.

***, ** et * indiquent que le coefficient estimatif de la variable (ou valeur F) est significatif à 0,01, 0,05 et 0,10, respectivement. Les coefficients T sont entre parenthèses.

- indique que la variable fictive de la Pennsylvanie a été écartée car il a été impossible de dégager un coefficient unique.

Tableau A.4

Industrie mécanique : résumé des résultats des régressions effectuées par la MOMC sur les déterminants des taux de licenciements total, de licenciements temporaires et d'embauche dans les établissements, 1993, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre¹

	Variable dépendante :					
	LIC93 (1a)	LIC93 (1b)	TEMP93 (2a)	TEMP93 (2b)	EMB93 (3a)	EMB93 (3b)
Coord. à l'orig.	-13,66 (-0,38)	12,96** (2,06)	5,67 (0,24)	14,86*** (3,69)	-0,02 (-0,00)	6,71*** (4,09)
CHAF9293	-0,13 (-1,62)	-0,15 (-1,54)	0,09** (2,30)	0,09* (1,91)	-0,07*** (-2,87)	-0,09*** (-3,16)
EMP93	-0,07** (-2,22)	-0,10*** (-3,17)	0,00 (0,19)	-0,01 (-0,32)	-0,00 (-0,13)	-0,01 (-0,97)
HITECH	-1,47 (-0,34)	3,48 (0,74)	0,84 (0,34)	1,23 (0,48)	-0,35 (-0,25)	1,23 (0,98)
PROGRH	-1,04 (-0,49)	-1,84 (-0,76)	-0,72 (-0,62)	-0,50 (-0,39)	-0,64 (-0,96)	-0,15 (-0,24)
UPROTECT	1,34 (0,18)	-0,02 (-0,00)	-5,29 (-1,29)	-4,46 (-1,02)	-1,82 (-0,77)	-1,79 (-0,91)
UNOPROT	33,26*** (3,33)	50,71*** (4,43)	-9,07* (-1,65)	-6,22 (-0,95)	-2,69 (-0,93)	0,77 (0,26)
JEUN	0,22** (2,20)	0,11 (1,01)	0,03 (0,51)	0,07 (1,07)	0,02 (0,75)	-0,04 (-1,37)
FEMM	0,18 (0,85)	0,19 (0,77)	0,04 (0,44)	-0,05 (-0,36)	-0,02 (-0,29)	-0,05 (-0,73)
MIN.	3,47 (0,15)	-11,29 (-0,97)	-0,10 (-0,01)	-3,61 (-0,54)	-1,00 (-0,13)	-4,58 (-1,48)
WIS.	10,90 (0,48)	-3,93 (-0,44)	0,75 (0,05)	-2,86 (-0,58)	0,12 (0,02)	-3,50 (-1,40)
TXCHOM	2,31 (0,71)		0,60 (0,27)		0,65 (0,64)	
CFM	5,84 0,54	8,38 (0,79)	5,67 (1,01)	5,02 (0,86)	2,33 (0,67)	3,07 (1,06)
HRREC		-0,00 (-0,30)		-0,01 (-1,53)		-0,00 (-0,69)
n	82	71	103	88	75	64
R ²	,35	,43	,15	,15	,26	,31
F	3,07	3,60	1,30	1,09	1,81	1,91

¹ Pour les descriptions des variables, voir l'encadré 1.

*** ** et * indiquent que le coefficient estimatif de la variable (ou valeur F) est significatif à 0,01, 0,05 et 0,10, respectivement. Les coefficients T sont entre parenthèses.

Tableau A.5
Matrice de corrélation pour les variables explicatives¹, Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre

	CHAF9292	EMP93	HITECH	PROGRH	UPROTECT	UNOPROT	JEUN	FEMM	MECA	TXCHOM	HRREC
CHAF9293											
EMP93	0,04										
HITECH	0,14**	0,00									
PROGRH	0,16**	0,13**	0,07								
UPROTECT	-0,07	0,30***	-0,11*	-0,03							
UNOPROT	-0,04	0,17***	0,01	-0,15***	-0,11*						
JEUN	0,05	0,00	0,03	0,02	-0,09	-0,00					
FEMM	0,01	0,13**	0,04	0,10*	0,02	0,08	-0,00				
MECA	-0,10	-0,06	0,08	0,02	-0,06	-0,12**	0,08	-0,08			
TXCHOM	-0,03	0,01	-0,00	-0,08	0,08	0,12**	0,05	0,00	-0,41***		
HRREC	0,12	0,04	0,06	0,10	-0,02	0,06	0,13*	0,05	-0,07	0,11*	
CFM	0,07	-0,09	-0,10*	0,04	-0,14**	-0,03	0,05	-0,08	0,03	-0,68***	-0,06

¹ Pour les descriptions des variables, voir l'encadré 1.

***, ** et * indiquent que le coefficient de corrélation estimatif est significatif à 0,01, 0,05 et 0,10, respectivement. Les coefficients T sont entre parenthèses.



Annexe B

Questionnaire de l'enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre

Juin 1994

Le ministère du Développement des ressources humaines du Canada procède actuellement à une grande évaluation de ses programmes concernant la main-d'œuvre. Dans le cadre de cette opération, le Ministère subventionne une enquête auprès des employeurs qui permettra de savoir comment ils adaptent leurs effectifs à l'évolution du marché et de la technologie.

Récemment, un représentant du cabinet Ekos Research Associates, qui réalise l'enquête, a communiqué avec vous. Développement des ressources humaines Canada vous remercie d'avoir accepté de participer.

Comme vous pourrez le constater, le questionnaire ci-joint a été conçu pour recueillir des renseignements sur les méthodes d'adaptation, de formation, etc. Il est distribué à un échantillon aléatoire d'établissements exerçant dans les secteurs de la mécanique et de la métallurgie au Canada et dans certains États américains. Nous avons opté pour cette formule parce que, l'intégration de l'économie nord-américaine se faisant de plus en plus forte, il importe de savoir comment les entreprises des deux côtés de la frontière se comportent face à la concurrence.

Ayez l'assurance que les données que vous nous fournirez resteront *strictement confidentielles*. Dans le rapport final, les résultats seront présentés uniquement sous forme globale et votre établissement ne pourra en aucune façon être identifié.

Votre coopération contribuera au bon déroulement de cette enquête. Ainsi qu'il est dit dans le questionnaire, vous pourrez nous retourner ce dernier par télécopieur ou par la poste. Nous vous saurions gré de nous répondre au plus vite.

Veillez agréer mes salutations distinguées.

Ian Midgley
Directeur général,
Direction générale de l'évaluation des programmes
Développement des ressources humaines Canada

Quelques questions et réponses pour vous aider à remplir le questionnaire

Q De qui relève-t-on pour cette enquête?

R Cette enquête est effectuée à l'échelle des établissements. Veuillez répondre à toutes les questions intéressant l'établissement dont l'adresse est indiquée sur l'étiquette apposée sur l'enveloppe. **Par établissement, nous entendons le lieu de travail correspondant à cette adresse.**

Si votre entreprise possède plusieurs établissements, veuillez répondre **uniquement** aux questions concernant l'établissement désigné par l'étiquette.

Q Quels sont les employés concernés?

R Sauf indication contraire, veuillez fournir des renseignements sur **tous les employés** (dont vous-même, le cas échéant) qui travaillaient à **l'établissement désigné sur l'étiquette** en date de mai 1994.

Q Quelle est la période visée?

R La plupart des questions portent sur la situation de votre établissement **en mai 1994**, ou pendant les années civiles 1991, 1992 et 1993, le cas échéant.

Q Que se passe-t-il si nous ne répondons pas à toutes les questions?

R Répondez au questionnaire du mieux que vous le pouvez avant de nous le retourner. **Si la question ne s'applique pas à votre cas, veuillez l'indiquer clairement (en écrivant « NÉANT » ou « 0 »).** **Si vous ne connaissez pas la réponse, inscrivez un « ? ».**

Q Où dois-je envoyer le questionnaire une fois rempli?

R Veuillez le retourner au cabinet Ekos Research dans l'enveloppe jointe : 275, rue Sparks, bureau 801, Ottawa (Ontario), K1R 7X9
Vous pouvez aussi nous le télécopier au numéro (613) 235-8498.

Si vous avez des questions sur l'étude ou sur le questionnaire, prière de composer le (613) 235-7225 entre 9 h et 17 h HNE, du lundi au vendredi (frais virés).

Comment remplir le questionnaire

Veuillez répondre à toutes les questions qui intéressent votre établissement.

Pour cela on vous demandera :

D'ENTOURER UN NOMBRE : Oui 1

 Non 2

D'INSCRIRE UN NOMBRE : _____ 4 5 %

D'ÉCRIRE DANS L'ESPACE PRÉVU : 500 \$



Enquête sur l'adaptation de la main-d'œuvre Questionnaire à l'intention des employeurs canadiens

I. Situation de l'entreprise

Ces premières questions portent sur la situation de votre établissement. Elles s'expliquent par le fait que des facteurs comme la stratégie commerciale et la technologie peuvent influencer sur la méthode employée par l'établissement pour l'adaptation de la main-d'œuvre.

Marché

1 a Quel est le principal produit de votre établissement?

b Comment qualifieriez-vous le marché de ce produit d'après les résultats des trois dernières années?

Extrêmement réduit		Moyen		Excellent
1	2	3	4	5
6	7			

Stratégie commerciale

2 Pour lutter contre la concurrence, les entreprises disposent de divers outils de stratégie commerciale. Veuillez indiquer quelle importance les outils ci-dessous prennent dans votre stratégie commerciale.

	Aucune importance		Importance moyenne		Très grande importance
	1	2	3	4	5
a Réduction des coûts	6	7			
b Adoption de nouvelles technologies et élaboration de nouveaux produits	1	2	3	4	5
c Emploi stratégique des ressources humaines	6	7			

Technologie

- 3 Veuillez indiquer dans quelle mesure votre établissement a adopté de nouvelles technologies pour la production ou pour le travail de bureau au cours des trois dernières années.

Aucun changement	Changements modérés	Changements importants
1	2	3
4	5	6
7		

- 4 Veuillez indiquer le pourcentage estimatif d'employés qui se servent régulièrement de l'informatique dans leur travail.

_____ %

Chiffre d'affaires et effectif

- 5 Veuillez donner une estimation dans chacune des catégories ci-dessous pour les années 1991, 1992 et 1993. [SI LA QUESTION EST SANS OBJET, INSCRIVEZ CLAIREMENT ZÉRO OU NÉANT; SI VOUS NE CONNAISSEZ PAS LA RÉPONSE, INSCRIVEZ « ? »]

Indicateur	1991	1992	1993
Chiffre d'affaires (en milliers de dollars)			
Nombre total d'employés en décembre (veuillez inclure <i>tous</i> les employés, gestionnaires, exécutants à plein temps et autres)			
Nombre total de licenciements permanents et temporaires			
Nombre total de rappels			
Nombre total d'employés licenciés en 1993 et devant être rappelés en 1994			
Nombre de personnes nouvellement embauchées			
Nombre d'employés ayant obtenu une allocation de courte durée ou un poste partagé au titre de l'assurance-chômage			
Contribution ou cotisations versées à l'assurance-chômage (en milliers de dollars)			

II. Méthode d'adaptation de la main-d'œuvre

Les questions qui suivent portent sur la façon dont votre établissement a réagi à l'évolution du marché ou de la technologie.

- 6 Au cours des trois dernières années, avez-vous employé les mesures ci-dessous pour éviter des licenciements ou limiter le nombre de licenciements?

	Oui	Non
i Gel ou réduction des salaires	1	2
ii Arrêt de l'embauche	1	2
iii Diminution du nombre d'heures de travail ou d'heures supplémentaires, ou travail partagé	1	2
iv Recyclage ou redéploiement dans l'établissement ou l'entreprise.....	1	2
v Retraite anticipée	1	2
vi Autres mesures (précisez).....	1	2

Employeurs canadiens

- 7 On a proposé récemment d'augmenter les cotisations des employeurs en proportion du nombre de licenciements qu'ils effectuent, jusqu'à un certain plafond. Si l'on adoptait un tel système au Canada, dans quelle mesure pèserait-il sur votre choix de licencier ou non?

Aucun effet	Effet modéré	Effet important
1	2 3 4	5 6 7

Employeurs américains

- 7 a En vertu du régime d'assurance-chômage actuel, les cotisations des employeurs à l'assurance-chômage augmentent en proportion du nombre de licenciements qu'ils effectuent, jusqu'à un certain plafond. Dans quelle mesure la perspective d'une augmentation de vos cotisations influe-t-elle sur votre choix de licencier ou non?

Aucun effet	Effet modéré	Effet important
1	2 3 4	5 6 7

- b Votre établissement a-t-il atteint le plafond de la contribution à l'assurance-chômage?

Oui.....	1
Non.....	2

III. Recrutement, formation et autres pratiques de gestion du personnel

Les questions qui suivent portent sur la formation et d'autres activités menées par votre établissement.

Recrutement

- 8 Pendant l'année écoulée, combien d'heures votre établissement a-t-il passées en moyenne à recruter, sélectionner, interviewer et initier des nouveaux employés?

Heures

OU

Pas de personnes
nouvellement embauchées

Formation

- 9 Nous entendons par formation les actions de formation *officielle*, structurée, menées dans l'entreprise ou à l'extérieur et financées par l'employeur. Pendant l'année écoulée, quel est le pourcentage *approximatif* d'employés qui ont pris part aux activités suivantes? [SI AUCUN EMPLOYÉ N'Y A PARTICIPÉ, INSCRIVEZ ZÉRO OU NÉANT; SI VOUS N'EN CONNAISSEZ PAS LE NOMBRE, INSCRIVEZ « ? »]

Type de formation	Pourcentage d'employés
Formation « non professionnelle » portant sur les relations interpersonnelles, la résolution des problèmes, la santé et la sécurité, la communication, les aptitudes au leadership, etc.	
Formation « professionnelle », se rapportant au travail, donnée dans l'entreprise ou à l'extérieur.	

- 10 Si certains de vos employés ont suivi une formation professionnelle pendant l'année écoulée, veuillez calculer le nombre estimatif d'heures qu'ils y ont passées en moyenne.

Heures

- 11 a Certains employeurs adoptent un système de formation polyvalente ou multiple, qui donne aux employés des compétences dont ils n'ont pas besoin dans l'immédiat. Avez-vous un tel système?

Oui.....1

Non2

PASSEZ À LA QUESTION 12

- b Environ combien d'employés ont reçu ce type de formation pendant l'année écoulée?

Employés

Pratiques de gestion du personnel

12 Veuillez indiquer si votre établissement applique *officiellement* les méthodes suivantes pour les *employés exécutants*.

	Oui	Non
a Participation des employés (consultation des employés, responsabilisation des employés, équipes mixtes personnel-gestionnaires en cas de problème à régler, cercles de qualité, équipes de travail autonomes, qualité de la vie au travail, collaboration)	1	2
b Salaire variable (actionnariat des employés, intéressement, participation aux gains, primes à l'acquisition de compétences ou de connaissances spéciales)	1	2
c Conception des tâches (rotation des postes, extension des tâches, valorisation du travail)	1	2

IV. Caractéristiques du personnel

Les questions qui suivent portent sur la composition du personnel de votre établissement.

Effectif

- 13 Veuillez indiquer le nombre d'employés et le salaire moyen dans chacune des catégories professionnelles ci-dessous, *en date de mai 1994*. Veuillez préciser s'il s'agit des salaires horaires, hebdomadaires ou annuels. [S'IL N'Y A PAS D'EMPLOYÉS DANS LA CATÉGORIE, INSCRIVEZ ZÉRO OU NÉANT; SI VOUS NE CONNAISSEZ PAS LA RÉPONSE, INSCRIVEZ « ? »]

Indicateur	Nombre d'employés	Salaire moyen	Salaire horaire, hebdomadaire ou annuel
Direction, cadres, gestionnaires			
Professionnels, techniciens			
Personnel administratif ou de bureau			
Vente, marketing			
Ouvriers ou employés spécialisés			
Personnel non spécialisé			
Total			

- 14 Veuillez indiquer le pourcentage approximatif d'employés dans chacune des catégories suivantes, *en date de mai 1994*. [S'IL N'Y A PAS D'EMPLOYÉS DANS LA CATÉGORIE, INSCRIVEZ ZÉRO OU NÉANT; SI VOUS NE CONNAISSEZ PAS LA RÉPONSE, INSCRIVEZ « ? »]

Catégorie	Pourcentage d'employés
Moins de 25 ans	
Femmes	
Emplois « atypiques » : emplois de courte durée, temporaires, contractuels, à temps partiel	

Syndicat

15 a Des employés de votre établissements sont-ils couverts par une convention collective?

Oui.....1

Non2 **PASSEZ À LA QUESTION 16**

b Environ combien sont couverts?

— — — —

Employés

c Est-ce que la ou les conventions collectives de votre établissement renferment des clauses de protection contre les licenciements *qui offrent une meilleure garantie que la loi* sur les points suivants?

		Oui	Non
i	Préavis.....	1	2
ii	Droit d'ancienneté	1	2
iii	Prime de départ	1	2
iv	Comités de l'adaptation du personnel	1	2



Bibliographie

Anderson, Patricia M. et Bruce Meyer, “Unemployment Insurance in the United States: Layoff Incentives and Cross Subsidies”, in *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, N° 1, 2^e partie, janvier 1993a, pp. S70-S95.

——— “The Unemployment Insurance Payroll Tax and Interindustry and Interfirm Subsidies”, in Poterba, James L. (ed.) *Tax Policy and the Economy*, Vol. 7, Cambridge, MA: NBER et MIT Press Journals, 1993b.

Atkinson, Anthony B. et John Micklewright, “Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review”, in *Journal of Economic Literature*, Vol. 29, décembre 1991, pp. 1679-1727.

Becker, Joseph M., *Experience Rating in Unemployment Insurance: An Experiment in Comparative Socialism*, Baltimore, The Johns Hopkins Press, 1972.

Betcherman, Gordon, Kathryn McMullen, Norm Leckie et Christina Caron, *The Canadian Work Place in Transition*, HRM, Project Series, Kingston, Queen’s University, IRC Press, 1994.

Bishop, John H., “Job Performance, Turnover, and Wage Growth”, in *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, N° 3, juillet 1990, pp. 363-386.

Brown, James N., “Why Do Wages Increase with Tenure? On-the-Job Training and Life-Cycle Wage Growth Observed Within Firms”, in *The American Economic Review*, Vol. 79, N° 5, décembre 1989, pp. 961-991.

Burdett, Kenneth et Randall Wright, “Optimal Firm Size, Taxes, and Unemployment”, in *Journal of Public Economics*, Vol. 39, N° 3, avril 1989a, pp. 275-287.

——— “Unemployment Insurance and Short-Time Compensation: The Effects on Layoffs, Hours per Worker, and Wages”, in *Journal of Political Economy*, Vol. 97, N° 6, décembre 1989, pp. 1479-1496.

Card, David et Phillip B. Levine, “Unemployment insurance taxes and the cyclical and seasonal properties of unemployment,” NBER, Working Paper, N° 4030, Cambridge, MA., mars 1992.

——— “Unemployment insurance taxes and the cyclical and seasonal properties of unemployment”, in *Journal of Public Economics*, Vol. 53, N° 1, janvier 1994, pp. 1-29.

Ekos Research Associates, *Évaluation du programme de temps partagé*, Rapport final pour l’Évaluation des programmes, Emploi et Immigration Canada, Ottawa, 1993.

——— “The Labour Adjustment Survey: Final Field Report”, Ottawa, 1994.

Feldstein, Martin S., “The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment”, in *American Economic Review*, Vol. 68, N° 5, décembre 1978, pp. 834-46.

- Fitzroy, Felix R. et Robert A. Hart, "Hours, Layoffs and Unemployment Insurance Funding: Theory and Practice in an International Perspective", in *The Economic Journal*, Vol. 95, N° 379, septembre 1985, pp. 700-713.
- Grais, Bernard, *Les mises à pied et le travail à temps réduit dans quelques pays de l'OCDE*, Paris, OCDE, 1983.
- Hammermesh, Daniel S., "Unemployment Insurance Financing, Short-Time Compensation, and Labor Demand" in Bassi, Laurie, David L. Crawford et Ronald C. Ehrenberg *Research in Labor Economics*, A Research Annual, Vol. 11, Greenwich, CT., JAI Press, 1990, pp. 241-270.
- Kaiser, Carl P., "Layoffs, Average Hours, and Unemployment Insurance in US Manufacturing Industries", in *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 27, N° 4, hiver 1987, pp. 80-99.
- Karagiannis, Elias, "Unemployment Insurance, Industrial Organization, Labour Markets and Cross Subsidies, Volume 1: Canada", Développement des ressources humaines Canada, texte ronéotypé, avril 1993.
- Lynch, Lisa, "Differential Effects of Post-Secondary Training on Early Career Mobility", NBER, Document de travail N° 4034, Cambridge, MA., mars 1992.
- Meltz, Noah, "Interstate vs. Interprovincial Differences in Union Density", in *Industrial Relations*, Vol. 28, N° 2, printemps 1989, pp. 142-158.
- Mincer, Jacob, "Job Training, Wage Growth, and Labor Turnover", NBER, Document de travail, Cambridge, août 1988.
- National Foundation for Unemployment Compensation & Workers' Compensation, *Highlights of State Unemployment Compensation Laws*, janvier 1990, Washington, D.C., NFUCWC.
- Organisation de coopération et de développement économiques, *Perspectives de l'emploi 1993*, Paris, OCDE.
- Osberg, Lars, Richard Apostle et Don Clairmont, "The incidence and duration of individual unemployment: supply side or demand side?", in *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 10, N° 1, mars 1986, pp. 13-33.
- Phipps, Shelley A., "Does Unemployment Insurance Increase Unemployment?", in *Canadian Business Economics*, Vol. 1, N° 3, printemps 1993, pp. 37-50.
- Saffer, Henry, "Layoffs and Unemployment Insurance", *Journal of Public Economics*, Vol. 19, N° 1, octobre 1982, pp. 121-129.
- _____ "The Effects of Unemployment Insurance on Temporary and Permanent Layoffs", in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, N° 4, novembre 1983, pp. 647-652.
- Simpson, Wayne, "An Econometric Analysis of Industrial Training in Canada," in *Journal of Human Resources*, Vol. 19, N° 4, automne 1984, pp. 435-451.
- Statistique Canada, *Statistiques sur l'assurance-chômage 1991*, n° de catalogue 73-202S, juin 1991.

- *Moyennes annuelles de la population active 1992*, n° de catalogue 71-220, février 1993.
- Topel, Robert H., “On Layoffs and Unemployment Insurance”, in *American Economic Review*, Vol. 73, N° 4, septembre 1983, pp. 541-59.
- “Unemployment and Unemployment Insurance”, in Ronald C. Ehrenberg (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 7, Greenwich, CT., JAI Press, 1985, pp. 91-135.
- U.S. Department of Commerce, *Statistical Abstract of the United States, 1993*, Census Bureau, Washington, DC.
- Wright, Randall et Janine Loberg, “Unemployment insurance, taxes, and unemployment,” in *Canadian Journal of Economics*, Vol. XX, N° 1, février 1987, pp. 36-54.