

# AC

*L'assurance-chômage,  
les mises à pied  
temporaires  
et les attentes  
en matière de rappel*

par Miles Corak



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

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

Canada

AC

*L'assurance-chômage,  
les mises à pied  
temporaires  
et les attentes  
en matière de rappel*

**par Miles Corak**  
Statistique Canada

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

Mars 1995  
Also available in English.  
IN-AH-200F-03-95

### **Remerciements**

Le présent document est le premier d'une série coparrainée par Développement des ressources humaines Canada. Nous remercions M. Nagrodski et W. Pyper pour leur contribution à la recherche ainsi que R. Dupuy, J. Heath, G. Picot, A. Roy et G. Wong, avec qui nous avons eu des discussions fructueuses. Nous avons également bénéficié des commentaires des participants au colloque tenu à l'Université du Québec à Montréal (UQAM), et du personnel de la Direction des études analytiques de Statistique Canada. Le contenu de ce document demeure toutefois la seule responsabilité de l'auteur et ne reflète pas nécessairement le point de vue de DRHC ou de Statistique Canada.

**\*\*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 .....	9
1. Aperçu descriptif .....	13
2. Durée des prestations d'assurance-chômage .....	24
3. Analyse .....	38
4. Conclusion .....	49
Annexe – Élaboration des données .....	50
Bibliographie .....	55
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage .....	58



## Résumé

La présente étude a trois objectifs : 1) documenter l'importance des mises à pied temporaires sur le marché du travail canadien; 2) examiner le rapport entre les mises à pied temporaires et le recours répété au régime d'assurance-chômage; 3) examiner le temps durant lequel les travailleurs mis à pied touchent des prestations d'assurance-chômage, selon qu'ils s'attendent ou non à être rappelés par un ancien employeur.

Les mises à pied temporaires sont définies selon une formule *ex ante* (ou mise à pied prévue), déterminée au moment de la mise à pied. Il s'agit là d'une nouvelle caractéristique dans la documentation canadienne, et les résultats laissent entendre qu'une très forte proportion de tous ceux qui sont mis à pied, soit jusqu'à 80 p. 100, sont temporairement mis à pied en ce sens. Alors qu'un grand nombre de ces travailleurs s'attendent à être rappelés par leur ancien employeur, une très grande proportion d'entre eux nourrissent de fausses attentes. Ces tendances ont des répercussions sur la façon dont le régime d'assurance-chômage (a.-c.) est utilisé. Premièrement, le recours répété et généralisé à l'a.-c. est en grande partie attribuable à l'alternance des prestataires entre des périodes de chômage et des périodes d'emploi auprès de la même entreprise. Le recours répété au régime n'est pas tout simplement un phénomène relié à l'offre de main-d'œuvre : il est le résultat de décisions conjointes des travailleurs et de leurs employeurs. Deuxièmement, l'espoir qu'ont les prestataires d'être rappelés est le facteur le plus déterminant du nombre de semaines pendant lesquelles les travailleurs touchent des prestations. Une analyse des probabilités concurrentes, portant sur la durée des prestations, révèle qu'un grand nombre de variables influent de différentes façons sur la probabilité de trouver un nouvel emploi et la probabilité d'être rappelé.

Les attentes en matière de rappel, en particulier, font augmenter la probabilité de trouver un emploi mais font baisser la probabilité d'être rappelé. Ces résultats indiquent que les prestataires qui s'attendent à être rappelés mais qui finissent par ne pas l'être touchent des prestations beaucoup plus longtemps qu'ils ne le feraient autrement. Pour cette raison, ils représentent un groupe cible important (pourtant négligé jusqu'ici) que devrait appuyer activement l'a.-c. Ces conclusions entraînent des conséquences pour l'application des politiques du marché du travail et de l'assurance-chômage. Nous examinons plus précisément les répercussions d'un préavis des mises à pied, de l'adoption d'une certaine tarification selon l'expérience sous forme d'une taxe sur le chômage de longue durée, ainsi que de la conception et de l'orientation d'un programme de counselling d'emploi parrainé par l'assurance-chômage.



## Introduction

La présente étude a trois objectifs : 1) documenter l'importance des mises à pied temporaires sur le marché du travail canadien; 2) examiner le rapport entre les mises à pied temporaires et le recours répété au régime d'assurance-chômage; 3) examiner le temps durant lequel les travailleurs mis à pied touchent des prestations d'assurance-chômage, selon qu'ils s'attendent ou non à être rappelés par un ancien employeur. Ces objectifs sont reliés à une série de résultats auxquels on pourrait s'attendre compte tenu des incitations intégrées dans un régime d'assurance-chômage (a.-c.) fondé sur un système de taux particuliers qui n'est pas parfait, c'est-à-dire un régime où les primes que sont tenus de payer les travailleurs et les entreprises ne sont pas reliées à la quantité d'avantages qu'elles peuvent générer. Le régime canadien d'a.-c. n'a rien d'un système de taux particuliers, et Hamermesh (1990) a prétendu qu'une telle structure aurait un impact sur la façon dont fonctionne le marché du travail, et ce sous trois grands aspects : le genre et la taille des différentes industries; les types de travailleurs, leurs salaires et la durée de leurs semaines de travail; et enfin, l'ampleur des fluctuations dans l'emploi.

Les objectifs du présent document sont reliés à ce dernier aspect. D'aucuns sont d'avis que l'absence d'un système de taux particuliers encourage les entreprises à recourir davantage aux mises à pied temporaires. Ce résultat apparaît souvent dans le contexte d'un modèle de contrat implicite du marché du travail. Hamermesh (1993, pp. 307-315) donne un aperçu particulièrement clair ainsi qu'une analyse de la documentation américaine. Si le régime canadien d'a.-c. a des effets de ce genre, et si ceux-ci doivent jouer un rôle dans l'application de la politique, il faut à tout le moins démontrer que les mises à pied temporaires représentent une proportion quantitativement importante de toutes les cessations d'emploi. Statistique Canada (1992) a récemment documenté la nature et la fréquence de ces cessations d'emploi, et démontré que pour une année typique, les mises à pied temporaires représentent 40 p. 100 de toutes les cessations d'emploi, et presque 60 p. 100 de toutes les mises à pied. Toutefois, on reconnaît depuis longtemps que le modèle de contrat implicite ne donne pas une image exacte de tout le marché du travail, entre autres parce que ces « contrats » ne sont pas exécutoires (Carmichael, 1984). Les travailleurs mis à pied s'attendent avec plus ou moins de certitude à être rappelés, et leurs attentes peuvent finir par se révéler fausses. Ce sont ces attentes qui conditionnent leur comportement, et l'aspect innovateur du présent document tient à ce qu'on y documente le nombre de mises à pied temporaires à la fois dans un sens *ex ante* (c.-à-d. mise à pied prévue) et un sens *ex post*. On constate qu'une très forte proportion de tous ceux qui sont mis à pied, c'est-à-dire jusqu'à 80 p. 100, s'attendent à être rappelés, et qu'une proportion considérable, environ 40 p. 100, nourrissent le même espoir mais ne sont jamais rappelés. Par conséquent, nous en concluons que les mises à pied temporaires *ex ante* représentent une dimension très importante de la façon dont fonctionne le marché du travail canadien.

Si l'absence d'un système de taux particuliers donne lieu à un plus grand nombre de mises à pied temporaires que ce ne serait le cas autrement, elle expliquerait peut-être aussi en partie le recours répété et généralisé au régime d'a.-c. qu'a

*Les travailleurs mis à pied s'attendent avec plus ou moins de certitude à être rappelés, et leurs attentes peuvent finir par se révéler fausses.*

*Les prestataires qui s'attendent à être rappelés peuvent être moins enclins à chercher un nouvel emploi, et ceux dont les attentes se révèlent vaines peuvent passer plus de temps en chômage.*

montré, par exemple, Corak (1992a, 1993a). Un recours répété et généralisé au régime d'a.-c. a souvent été interprété comme un problème d'offre de main-d'œuvre. On croit que l'existence et la générosité de l'a.-c. découragent les prestataires de procéder à des adaptations qui accroîtraient leurs chances d'obtenir un emploi stable de longue durée, ou qu'elles encouragent leur participation sur le marché du travail dans le seul but de devenir admissibles aux prestations. Les recommandations de principe visant la mise en place d'une structure des prestations plus « active » sont implicitement, sinon explicitement, fondées sur ce genre d'interprétation. Toutefois, si les mises à pied temporaires constituent un élément important de la façon dont fonctionne le marché du travail, et si, après médiation, les entreprises et les travailleurs arrivent à une entente quelconque (ou, de façon générale, un contrat), les interprétations données à un recours répété et intensif à l'a.-c. fondées uniquement sur des considérations liées à l'offre de main-d'œuvre sont pour le moins incomplètes. Les travailleurs peuvent souvent alterner entre des périodes de chômage et des périodes d'emploi auprès du même employeur. L'absence d'un système de taux particuliers peut donc avoir des conséquences sur la façon dont est utilisé le régime d'a.-c., en plus de son incidence sur le nombre absolu de demandes de prestations générées. En fait, on constate qu'au moins 40 p. 100 des prestataires qui recourent souvent au régime (cinq demandes de prestations ou plus sur une période de 14 ans) ont travaillé pour seulement trois employeurs différents ou moins. Le recours répété et intensif à l'a.-c. est relié dans une grande mesure aux décisions en matière de mise à pied et de rappel des entreprises.

Enfin, la durée de la période de chômage après une mise à pied peut également être influencée par le type de cessation d'emploi, c'est-à-dire si la cessation d'emploi est temporaire ou permanente. Même si le modèle de contrat implicite attire l'attention des analystes sur l'importance de la possibilité d'un rappel, il y a lieu de reconnaître que le rappel est toujours seulement une possibilité et jamais une certitude absolue. Au moment d'une mise à pied, les entreprises peuvent s'attendre à rappeler des employés, mais elles peuvent aussi avoir surestimé la croissance de la demande qui nécessiterait le rappel. De même, elles peuvent commettre l'erreur contraire en mettant des travailleurs à pied sans aucun espoir de rappel et, découvrant par la suite que le ralentissement n'était que temporaire, elles tentent de les rappeler. Ainsi, les attentes en matière de rappel peuvent-elles être entretenues avec plus ou moins de certitude, et il est fort probable qu'elles influent sur la longueur de la période pendant laquelle les travailleurs touchent des prestations d'a.-c. Les prestataires qui s'attendent à être rappelés peuvent être moins enclins à chercher un nouvel emploi, et ceux dont les attentes se révèlent vaines peuvent passer plus de temps en chômage.

Même si ces trois objectifs sont examinés, le présent document porte avant tout sur le dernier : la durée de la perception des prestations en fonction des attentes en matière de rappel. Il importe de s'arrêter sur cette question pour un certain nombre de raisons. Premièrement, elle fournit, de façon générale, une meilleure compréhension de la façon dont fonctionnent les marchés du travail. On constate que les attentes en matière de rappel sont le facteur le plus déterminant de la durée de perception des prestations, et pourtant leur rôle n'a pas du tout été examiné jusqu'ici à partir de données canadiennes. Les travailleurs qui



s'attendent à être rappelés touchent des prestations beaucoup moins longtemps que leurs homologues sans attente de rappel. On constate également que ceux qui s'attendent à être rappelés mais dont les attentes finissent par se révéler fausses, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas rappelés, touchent des prestations beaucoup plus longtemps.

Deuxièmement, l'analyse de la durée de la perception des prestations en fonction des attentes en matière de rappel favorise une approche plus créative dans la mise en œuvre de la politique d'a.-c. La plupart des analyses faites antérieurement et actuellement sont presque exclusivement axées sur l'offre de main-d'œuvre. On ne tient pas compte de la possibilité que les décisions conjointes des entreprises et des travailleurs déterminent la durée des périodes de chômage. Nous retiendrons et examinerons trois points de principe que soulèvent les résultats. Premièrement, les résultats ont de l'importance pour la question du préavis obligatoire d'une mise à pied permanente. On a constaté qu'un préavis a une certaine influence sur le temps durant lequel les travailleurs mis à pied demeurent sans emploi, mais il ressort de la définition de mises à pied temporaires et permanentes utilisée dans le présent document que cette politique vise à combler les besoins de seulement un parmi deux groupes possibles : ceux qui sont mis à pied de façon permanente dans un sens *ex post*. Une politique de ce genre ne saurait répondre aux besoins de ceux qui font face à une mise à pied temporaire *ex ante* et qui ne sont jamais rappelés. Ces constatations sont en outre importantes au regard de l'établissement possible d'un système de taux particuliers, surtout s'il s'agit, par exemple, d'un système selon lequel les prestations versées aux chômeurs de longue date (ceux qui, disons, demeurent en chômage pendant plus de six ou sept mois) seraient imputées à l'entreprise responsable de la mise à pied. Cette formule est à l'inverse de la façon dont le régime a été financé par le passé (lorsque les prestations versées sous forme de prestations complémentaires et régionales étaient payées au moyen des recettes générales). Une telle forme limitée de taux particuliers pourrait encourager les entreprises à rappeler les travailleurs plus tôt, et à participer davantage aux décisions relatives à la formation et au counselling dont pourraient avoir besoin leurs employés. Le dernier point est que le rôle que jouent les attentes en matière de rappel, dans l'orientation d'une politique active et dans sa conception, devrait être beaucoup plus important. Les travailleurs qui ne s'attendent pas à être rappelés pourraient être inscrits à des programmes de counselling en emploi assez tôt au cours de leur période de chômage, par exemple à un moment quelconque au cours du deuxième mois, alors que ceux qui s'attendent à être rappelés pourraient l'être au cours du cinquième ou du sixième mois. Cette façon de cibler des programmes actifs en fonction de l'expérience récente de chômage d'un prestataire, est conforme à l'idée de Corak (1993a) concernant des programmes actifs visant l'obtention de résultats à long terme sur le marché du travail, comme des mesures de formation ou de mobilité, et la possibilité de les cibler en fonction du nombre de demandes de prestations qu'un travailleur a déposées par le passé.

La première partie du présent document est de nature descriptive. On introduit les diverses séries de données administratives utilisées dans l'analyse en présentant des renseignements descriptifs ayant trait à chacun des trois objectifs. La deuxième partie est une analyse économétrique de la durée des périodes de

perception des prestations. On se sert d'un modèle de probabilités concurrentes pour estimer la fonction de probabilité d'un nouvel emploi ou d'un rappel. Aucune étude canadienne antérieure n'examine la durée des périodes de chômage selon un modèle de ce genre. La démarche s'inspire des travaux de Katz et Meyer (1990) qui utilisent des données provenant d'un certain nombre d'États américains, mais elle ajoute une innovation en permettant une hétérogénéité non observée. Enfin, dans la troisième partie, on examine les conséquences des constatations.

# 1. Aperçu descriptif



## A) Mises à pied *ex ante*

La principale source d'information sur le nombre de mises à pied temporaires au Canada est l'Enquête sur la population active. Les renseignements que produit cette enquête découlent d'une question posée à ceux qui ont été jugés être en chômage à un moment quelconque. Par conséquent, l'enquête mesure un type hybride de mise à pied qui comporte un élément à la fois *ex ante* et *ex post*. À un moment quelconque au cours de leur période de chômage, on demande à des travailleurs s'ils seront rappelés par leur employeur antérieur. La réponse à cette question pourrait fort bien être différente si la question était posée à chaque travailleur au moment de la mise à pied, auquel cas elle correspondrait à une notion *ex ante*, ou après avoir réintégré l'emploi, auquel cas elle représenterait une notion *ex post*. Poser la question à un moment quelconque pendant la période de chômage donne un résultat hybride, car certains travailleurs qui, au moment de la mise à pied, s'attendaient à être rappelés peuvent avoir abandonné cet espoir alors que d'autres continuent à nourrir des attentes qui pourraient finir par se révéler fausses.

Les données administratives constituent une source de renseignements de rechange où ce problème ne se pose pas. Statistique Canada (1992) utilise les renseignements fournis dans le relevé d'emploi (RE) ainsi que les dossiers d'impôt des travailleurs pour élaborer une mesure *ex post* du nombre de cessations d'emploi temporaires et permanentes<sup>1</sup>. Le RE est un document que la Loi oblige chaque employeur à remplir au moment où un employé cesse d'occuper un emploi assurable. Un exemplaire est remis à l'employé, et un exemplaire est envoyé à la Commission d'assurance-chômage. Si l'employé désire déposer une demande de prestations, il doit l'étayer par un RE. Le nombre total de RE émis donne une idée du nombre de cessations d'emploi qui se produisent dans l'économie. Les renseignements provenant du fichier des T4 supplémentaires de Revenu Canada (T4S) sont comparés en regard de chaque RE pour déterminer si la cessation d'emploi est temporaire ou permanente. Plus précisément, Statistique Canada (1992) définit une cessation d'emploi temporaire comme une cessation où le travailleur a reçu un certain revenu d'emploi du même employeur dans l'année suivant la cessation, ce qui est établi par l'existence d'un T4S émis par le même employeur que celui qui a émis le RE. Même si cette définition est nettement une définition *ex post* d'une mise à pied temporaire, elle sous-entend également une certaine asymétrie dans la façon dont les travailleurs sont traités. Ceux qui quittent leur employeur au début d'une année ont presque deux ans pour retourner à leur emploi, alors que ceux qui partent au cours des derniers mois d'une année n'auront qu'un an pour réintégrer leur emploi.

Selon Statistique Canada (1992), il s'est produit quelque 4,3 millions de cessations d'emploi permanentes en 1988 (la dernière année pour laquelle des données sont disponibles), et environ 3 millions de cessations temporaires. Les cessations temporaires représentent environ 41 p. 100 de toutes les cessations. Cette proportion est même plus élevée lorsqu'on tient compte uniquement des mises à pied :

*La principale source d'information sur le nombre de mises à pied temporaires au Canada est l'Enquête sur la population active.*

<sup>1</sup> Robertson (1989) utilise aussi ces données pour examiner la même question.

en 1988, il y a eu environ 1,2 millions de mises à pied permanentes et 1,6 millions de mises à pied temporaires, ou 58 p. 100 du total (voir tableau 1).

**Tableau 1**  
**Nombre de cessations d'emploi permanentes et temporaires, 1978-1988**  
(en milliers)

Année	Total des cessations d'emploi		Mises à pied	
	Permanent	Temporaires	Permanent	Temporaires
1978	2 948	2 175	1 035	1 169
1979	3 155	2 200	938	1 150
1980	3 096	2 378	901	1 285
1981	3 500	2 674	1 049	1 524
1982	2 916	3 339	1 213	2 039
1983	2 660	2 614	1 106	1 608
1984	3 142	2 901	1 169	1 699
1985	3 420	2 879	1 162	1 635
1986	3 607	2 955	1 157	1 662
1987	3 914	2 875	1 155	1 575
1988	4 256	3 004	1 160	1 577

Source : Statistique Canada (1992, tableau 10).

Le RE ne renferme qu'une quantité limitée de renseignements utiles sur le plan analytique. Ce qui est le plus important (aux fins du présent document), c'est qu'on demande à l'employeur d'indiquer s'il s'attend que l'employé revienne au travail et, si elle est connue, la date prévue du rappel<sup>2</sup>. Ce renseignement a été recueilli depuis le début des années 1970, mais ce n'est qu'en 1986 qu'il apparaît sous une forme exploitable par machine. L'administration l'utilise pour cibler les enquêtes menées au sujet de prestataires. Les prestataires à qui l'on a donné une date prévue de rappel font parfois l'objet d'une enquête une fois passée cette date, pour déterminer s'ils sont effectivement retournés travailler. L'enquête vise à prévenir le versement de trop-payés<sup>3</sup>. À notre connaissance, l'administration n'utilise pas ce renseignement à d'autres fins.

C'est la source de données sur les mises à pied temporaires *ex ante* qui est utilisée ici. Nous utilisons un échantillon systématique de 10 p. 100 des RE dûment remplis. Les tableaux 2 et 3 présentent la ventilation des données selon les attentes en matière de rappel. Comme nous l'avons mentionné, l'année 1986 a été la première année où l'on a recueilli toutes les données sur les rappels, et le fichier actuel renferme des données qui englobent une partie de l'année 1992. La fraction de l'échantillon pour laquelle des données sont manquantes ou non

- 2 À cet égard, les instructions données à l'employeur se lisent comme suit : « Si vous prévoyez que l'employé reviendra travailler pour vous, indiquer la date prévue de rappel. Cela se produit habituellement dans les cas de maladie, de blessure, de grossesse, de congé parental ou de mise à pied temporaire. S'il est possible qu'un employé revienne mais que la date de son retour ne soit pas établie ou si l'employé ne doit pas revenir, cocher la case appropriée. » (Canada, 1993, p. 19)
- 3 Je remercie Pierre-André Laporte, de Développement des ressources humaines Canada, qui nous a fourni ce renseignement.

valides est importante, elle augmente considérablement en 1989, et elle demeure élevée au cours des autres années. Par conséquent, ces RE ont une forte influence sur la proportion de cessations d'emploi qui peuvent être attribuées à ceux qui s'attendaient à un rappel. Au sommet du cycle économique en 1988, de 48 à 62 p. 100 de toutes les cessations d'emploi et de 76 à 83 p. 100 de toutes les mises à pied peuvent être attribuées à ceux qui s'attendaient à être rappelés, selon la façon dont sont répartis les RE où des données sont manquantes ou non valides. Au creux du cycle en 1991, ces chiffres étaient de 45 à 75 p. 100 et de 66 à 87 p. 100 respectivement. Après 1989, la hausse de la proportion de RE où des données sur le rappel sont manquantes ou non valides correspond à une baisse de la proportion indiquant un rappel prévu, sans date précise. Cette situation, alliée à quelques autres éléments de preuve mentionnés ci-après, porte à croire qu'au moins au cours de la période 1986-1988, les RE où des données sont manquantes ou non valides représentent des cessations d'emploi avec attente de rappel mais sans aucune date et, par conséquent, les limites supérieures des échelles ci-dessus s'appliquent, c'est-à-dire que la proportion des cessations d'emploi temporaires *ex ante* et celle des mises à pied temporaires *ex ante* se situent respectivement à environ 60 et 80 p. 100.

**Tableau 2**  
**Nombre de cessations d'emploi par année et attente de rappel :**  
**une sur dix de toutes les cessations d'emploi entre 1986 et 1992**

Année	Rappel prévu avec date précise			Rappel prévu sans date		Aucun rappel prévu		Données manquantes ou non valides		Total
	Nombre	Col. en %	Moyenne des sem. avant le rappel	Nombre	Col. en %	Nombre	Col. en %	Nombre	Col. en %	
1986	37 771	5,8	11,3	262 661	40,4	227 095	34,9	122 787	18,9	650 314
1987	40 376	6,0	11,9	264 740	39,3	249 740	37,0	119 618	17,7	674 474
1988	42 655	5,9	11,4	303 414	41,9	275 054	38,0	103 132	14,2	724 255
1989	42 933	5,9	11,0	249 926	34,3	256 892	35,2	179 522	24,6	729 273
1990	45 688	6,1	11,0	259 748	34,7	214 399	28,9	227 880	30,3	747 715
1991	47 170	6,9	11,4	256 784	37,5	169 855	24,8	211 735	30,8	685 544
1992	15 133	7,3	11,4	75 097	36,3	52 178	25,2	64 746	31,2	207 154

Les données de 1992 vont de janvier à juin seulement.

Étant donné que la présente étude porte sur le rapport entre le type de cessation d'emploi et le régime d'assurance-chômage, ces données sont reliées à des données administratives sur les prestataires d'assurance-chômage<sup>4</sup>. Le tableau 4 fournit des renseignements sur tous les travailleurs qui ont déposé une demande de prestations à un moment quelconque entre 1986 et 1988, selon les attentes en matière de rappel, le résultat sur le plan du rappel, et le motif de la cessation d'emploi. Les données montrent que dans bien des cas, les attentes en matière de rappel ne sont pas comblées. Pour déterminer s'il y a eu effectivement un rappel ou non, on utilise la même formule que Statistique Canada (1992). Étant donné que la dernière année où l'on disposait de renseignements extraits de T4S était 1989, 1988 représente la dernière année de l'analyse. Environ 20 p. 100 de ceux

4 Le détail de ces comparaisons est fourni à l'annexe 1.

**Tableau 3**

**Nombre de cessations d'emploi par année et attente de rappel pour les travailleurs mis à pied : une sur dix de toutes les mises à pied entre 1986 et 1992**

Année	Rappel prévu avec date précise			Rappel prévu sans date		Aucun rappel prévu		Données manquantes ou non valides		Total
	Nombre	Col. en %	Moyenne des sem. avant le rappel	Nombre	Col. en %	Nombre	Col. en %	Nombre	Col. en %	
1986	20 359	7,5	9,4	177 650	65,4	42 703	15,7	30 789	11,4	271 501
1987	21 978	8,3	10,5	172 029	65,2	41 971	15,9	27 741	10,6	263 719
1988	22 827	8,6	9,6	179 597	67,6	42 575	16,0	20 718	7,8	265 717
1989	23 623	8,9	9,1	157 423	59,1	42 426	15,9	42 999	16,1	266 471
1990	25 929	8,5	9,3	172 292	58,2	41 699	13,6	66 431	19,7	306 351
1991	27 498	8,8	9,3	179 695	57,2	39 801	12,7	67 447	21,3	314 441
1992	7 884	8,3	7,6	52 357	54,9	12 738	13,4	22 382	23,5	95 361

Les données de 1992 vont de janvier à juin seulement.

qui sont mis à pied avec une date précise de rappel finissent par ne pas être rappelés. Cette proportion est plus de deux fois plus élevée pour ceux qui s'attendent à un rappel sans en connaître la date précise. Même une proportion considérable de ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés finissent par l'être : 25 p. 100 retournent chez l'employeur qui les a mis à pied. La ventilation des RE où des données sont manquantes ou non valides, selon le résultat en matière de rappel, est très semblable à celle des RE avec un rappel mais sans date, certainement plus semblable qu'à celle des RE où absolument aucun rappel n'est indiqué. Environ 43 p. 100 de ceux qui s'attendent à être rappelés finissent par ne pas l'être, tout comme 75 p. 100 de ceux qui n'entretiennent aucune attente, et environ 41 p. 100 de ceux dont les données sur les attentes sont manquantes ou non valides<sup>5</sup>.

### **B) Mises à pied temporaires et recours répété à l'a.-c.**

Le fait que le régime canadien d'a.-c. est caractérisé par des recours répétés et généralisés a beaucoup retenu l'attention. Par exemple, dans un communiqué (Canada, 1994), il est mentionné que 50 p. 100 de tous les prestataires d'a.-c. en 1991 avaient déposé au moins une autre demande au cours des deux années précédentes. Corak (1992a, 1993a) examine la question de façon plus détaillée en organisant les données administratives sur le fonctionnement du régime d'a.-c. dans un ensemble de données correspondant à un échantillon constant, qui portent sur la période de 1971 à 1989, et il constate qu'à n'importe quel moment, jusqu'à 80 p. 100 des prestataires avaient touché des prestations d'a.-c. par le passé, et que pour 40 p. 100 d'entre eux, il s'agissait de la cinquième demande ou plus. La figure 1 présente certains de ces résultats, selon le sexe. Sur toutes les demandes déposées par des hommes en 1989, près de 50 p. 100 l'ont été par ceux qui avaient déjà déposé au moins cinq demandes. La proportion correspondante pour les femmes est plus faible, soit environ 30 p. 100, mais elle est quand même substantielle.

<sup>5</sup> C'est là un autre élément de preuve qui laisse entendre que ce groupe peut être englobé avec ceux qui s'attendent à être rappelés, mais ne connaissent pas la date de leur rappel.

**Tableau 4**  
**Attentes et résultats en matière de rappel, selon le motif de la cessation**  
**d'emploi : demandes de prestations ordinaires déposées en 1986, 1987 et 1988**

Motif de la cessation d'emploi/ Attente en matière de rappel	Résultat en matière de rappel				Total
	Non rappelés		Rappelés		
<b>1. MISE À PIED</b>					
Rappel avec date	5 483	(19,9)	22 141	(80,1)	27 624
Rappel sans date	94 553	(42,2)	125 402	(57,8)	216 955
Aucune attente	29 861	(74,5)	10 233	(25,5)	40 094
Données manquantes/non valides	12 600	(40,5)	18 478	(59,5)	31 078
Total	139 497	(44,2)	176 254	(55,8)	315 751
<b>2. DÉMISSION</b>					
Rappel avec date	275	(28,0)	706	(72,0)	981
Rappel sans date	10 345	(78,4)	2 857	(21,6)	13 202
Aucune attente	43 671	(88,4)	5 733	(11,6)	49 404
Données manquantes/non valides	11 121	(85,4)	1 904	(14,6)	13 025
Total	65 412	(85,4)	11 200	(14,6)	76 612
<b>3. RAISON PERSONNELLE</b>					
Rappel avec date	1 844	(40,1)	2 759	(59,9)	4 603
Rappel sans date	6 746	(52,5)	6 105	(47,5)	12 851
Aucune attente	3 903	(80,8)	926	(19,2)	4 829
Données manquantes/non valides	2 041	(49,7)	2 070	(50,4)	4 111
Total	14 534	(55,1)	11 860	(44,9)	26 394
<b>4. AUTRE</b>					
Rappel avec date	1 870	(18,1)	8 471	(81,9)	10 341
Rappel sans date	15 527	(44,4)	19 424	(55,6)	34 951
Aucune attente	40 691	(85,2)	7 063	(14,8)	47 754
Données manquantes/non valides	11 881	(52,3)	10 846	(47,7)	22 727
Total	69 969	(60,4)	45 804	(39,6)	115 773
<b>5. DONNÉES NON VALIDES</b>					
Rappel avec date	78	(25,9)	223	(74,1)	301
Rappel sans date	514	(53,1)	454	(46,9)	968
Aucune attente	914	(86,2)	146	(13,8)	1 060
Données manquantes/non valides	13 856	(63,7)	7 908	(36,3)	21 764
Total	15 362	(63,8)	8 731	(36,2)	24 093

( ) indique la colonne des pourcentages

*Mise à pied : manque de travail.*

*Démission : retour aux études, départ volontaire.*

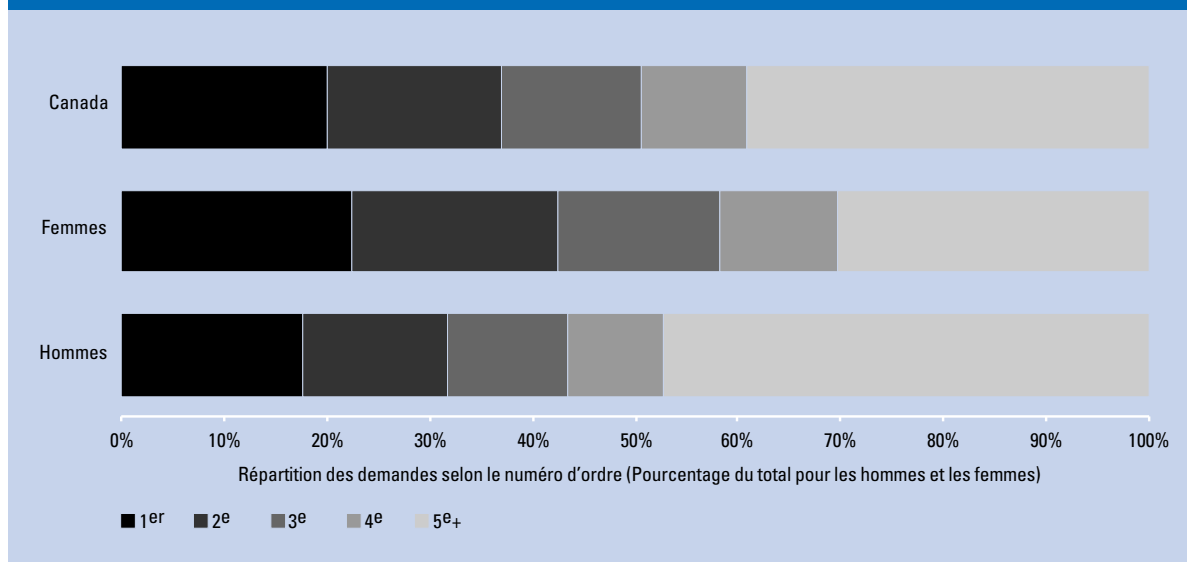
*Raison personnelle : blessure ou maladie, grossesse, retraite.*

*Autre : conflit de travail, programme de partage du travail, apprentissage, autre.*

Ces tendances ont été le plus souvent interprétées en fonction de l'offre de main-d'œuvre, au point où des questions concernant la demande n'ont pas été du tout soulevées : plus précisément, les décisions en matière de mises à pied temporaires et de rappels des entreprises peuvent expliquer en partie le niveau élevé d'utilisation réitérée. Feldstein (1976) veut sûrement laisser entendre que non

*[...]les décisions en matière de mises à pied temporaires et de rappels des entreprises peuvent expliquer en partie le niveau élevé d'utilisation réitérée.*

**Figure 1**  
**Incidence du recours répété à l'a.-c., selon le sexe, 1989**



seulement enregistre-t-on un recours accru aux mises à pied temporaires, mais que les mêmes travailleurs sont enclins à subir des mises à pied répétées lorsqu'un régime d'assurance-chômage n'est pas fondé sur des taux particuliers.

Les données administratives utilisées par Corak (1992a, 1993a) ne renferment pas de renseignements sur l'entreprise associée à chaque demande de prestations d'a.-c. Ces données, qui sont tirées du fichier vectoriel (FV), constituent un échantillon systématique d'une sur dix de toutes les demandes de prestations d'a.-c., et le seul renseignement qu'elles fournissent au sujet de l'entreprise est le numéro de compte du Système de retenues sur la paye de Revenu Canada (PAYDAC). Ce numéro n'identifie pas l'entreprise à l'exclusion de toute autre. Les entreprises peuvent avoir plusieurs numéros de compte : par exemple, un pour les travailleurs de la production, un autre pour le personnel administratif, ou un pour chaque usine ou chaque division. Ainsi, un réitérant peut-il avoir un numéro PAYDAC différent pour chaque demande, mais avoir toujours travaillé pour le même employeur. Nous surmontons ce problème en reliant le FV au fichier de données PALE. Dans le fichier PALE, on établit une correspondance entre les numéros PAYDAC et des identificateurs d'entreprise uniques et constants sur le plan longitudinal. La procédure est décrite à l'annexe 1.

Les tableaux 5 et 6 présentent la répartition des prestataires selon le nombre total de demandes qu'ils ont déposées, et le nombre total d'entreprises différentes qu'ils ont utilisées pour étayer ces demandes. Comme la mise en correspondance de numéros PAYDAC et d'identificateurs d'entreprise n'est pas terminée, pour certaines demandes il n'y a pas de renseignements sur l'entreprise. Pour cette raison, nous présentons deux tableaux : dans le tableau 5, nous présumons que toute demande qui n'a pas d'identificateur d'entreprise est une demande où l'entreprise est la même pour le même travailleur, alors qu'au tableau 6, nous supposons que



**Tableau 5****Nombre total de demandes selon le nombre total d'entreprises différentes :  
une sur dix de toutes les demandes déposées entre 1978 et 1989**

(Les renseignements manquants sur l'entreprise représentent la même entreprise pour le même travailleur.)

Nombre de demandes par travailleur <i>rangée des pourcentages</i>	Nombre d'entreprises différentes						Nombre total de travailleurs <i>colonne des pourcentages</i>
	1	2	3	4	5	6	
1	445 952 <i>100</i>						445 952 <i>39,8</i>
2	97 428 <i>39,7</i>	148 090 <i>60,3</i>					245 518 <i>21,9</i>
3	32 285 <i>21,6</i>	54 723 <i>36,7</i>	62 277 <i>41,7</i>				149 285 <i>13,3</i>
4	14 289 <i>15,5</i>	22 137 <i>24,1</i>	29 707 <i>32,3</i>	25 905 <i>28,2</i>			92 038 <i>8,2</i>
5	7 972 <i>13,6</i>	10 712 <i>18,3</i>	13 632 <i>23,3</i>	15 326 <i>26,2</i>	10 798 <i>18,5</i>		58 440 <i>5,2</i>
6	4 988 <i>13,1</i>	6 098 <i>16,1</i>	7 157 <i>18,8</i>	7 928 <i>20,9</i>	7 373 <i>24,1</i>	4 442 <i>11,7</i>	37 986 <i>3,4</i>
Total							1 120 787

**Tableau 6****Nombre total de demandes selon le nombre total d'entreprises différentes :  
une sur dix de toutes les demandes déposées entre 1978 et 1989**

(Les renseignements manquants sur l'entreprise représentent une entreprise distincte pour le même travailleur.)

Nombre de demandes par travailleur <i>rangée des pourcentages</i>	Nombre d'entreprises différentes						Nombre total de travailleurs <i>colonne des pourcentages</i>
	1	2	3	4	5	6	
1	445 952 <i>100</i>						445 952 <i>39,8</i>
2	80 544 <i>32,8</i>	164 974 <i>67,2</i>					245 518 <i>21,9</i>
3	27 971 <i>18,7</i>	47 843 <i>32,1</i>	73 471 <i>49,2</i>				149 285 <i>13,3</i>
4	12 642 <i>13,7</i>	19 540 <i>21,2</i>	27 549 <i>29,9</i>	32 307 <i>35,1</i>			92 038 <i>8,2</i>
5	7 076 <i>12,1</i>	9 704 <i>16,6</i>	12 360 <i>21,1</i>	14 904 <i>25,5</i>	14 396 <i>24,6</i>		58 440 <i>5,2</i>
6	4 380 <i>11,5</i>	5 602 <i>14,8</i>	6 686 <i>17,6</i>	7 323 <i>19,3</i>	7 680 <i>20,2</i>	6 315 <i>16,6</i>	37 986 <i>3,4</i>
Total							1 120 787

chaque identificateur d'entreprise manquant représente une nouvelle entreprise pour ce travailleur. Ensemble, ces deux éléments imposent des limites à la valeur réelle, le tableau 5 représentant la limite supérieure sur la fréquence des rappels, et le tableau 6 la limite inférieure. Les résultats qui y figurent s'appliquent uniquement aux travailleurs qui ont déposé six demandes valides ou moins entre

1978 et 1989. Cela représente 91 p. 100 de tout l'échantillon de travailleurs<sup>6</sup>. Les chiffres apparaissant en diagonale sur les tableaux représentent le nombre de prestataires qui ont étayé chacune de leurs demandes par un emploi auprès d'une entreprise différente. Par exemple, de 60 à 67 p. 100 de tous les prestataires qui avaient déposé exactement deux demandes au cours de la période 1978-1989 étayaient ces demandes par un emploi auprès de deux employeurs différents. De même, de 33 à 40 p. 100 appuyaient leurs demandes par un emploi auprès du même employeur.

Plus le nombre de demandes au cours de la période était élevé, moins il y avait de chances qu'au moins deux demandes ne se rapportent pas à une période d'emploi auprès du même employeur. Seulement de 11,7 à 16,6 p. 100 des travailleurs ayant déposé six demandes avaient travaillé pour six employeurs distincts. Il semblerait que de 12 à 14 p. 100 environ de ces travailleurs qui avaient déposé cinq demandes ou plus aient toujours travaillé pour le même employeur. Lorsqu'on examine les tableaux au complet, ce chiffre est d'environ 13 à 14 p. 100 pour ceux qui ont déposé sept, huit ou neuf demandes, puis il augmente à environ 20 p. 100 pour ceux qui ont déposé 14 demandes. C'est toujours le cas parmi les « habitués » du régime (ceux qui ont eu au moins cinq demandes au cours des 12 années, c'est-à-dire ceux qui déposent une demande tous les deux ans ou même plus souvent) : plus de 40 p. 100 étayaient leurs demandes par un emploi auprès de trois employeurs ou moins. Des tableaux semblables ont été produits, mais selon le sexe. Ils ne révèlent pas de différences importantes entre les hommes et les femmes.

Il convient de mentionner qu'il est probable que ces résultats sous-estiment le rôle du rappel, étant donné qu'ils sont fondés sur le numéro PAYDAC qui apparaît dans le FV. Ce renseignement est décrit comme étant le numéro de compte des retenues sur la paye émis par Revenu Canada à l'employeur qui établit le relevé d'emploi (Canada, 1990, p. 25). En fait, un travailleur peut étayer une demande de prestations par des semaines d'emploi assurable auprès de plus d'un employeur. Dans la mesure où cela se produit, il se pourrait que des travailleurs retournent chez un employeur antérieur autre que celui qui apparaît dans le FV, et les tableaux sous-estiment donc le nombre de rappels.

### **C) Attentes et résultats en matière de rappel, et durée réelle des prestations d'a.-c.**

Pour examiner la durée réelle des prestations selon les attentes et les résultats en matière de rappel, nous avons relié le fichier RE/T4S au fichier FV/PALE. Les détails sont aussi décrits à l'annexe 1<sup>7</sup>. On peut imaginer plusieurs mesures

6 À l'extrémité supérieure se situent 2 568 travailleurs avec 15 demandes au cours de la période, 60 avec 16, six avec 17, et deux avec 18.

7 En outre, nous avons établi, en grande partie à partir du FV, une série de variables indépendantes à utiliser dans l'analyse économétrique, et retranché du fichier tous les enregistrements ayant des valeurs manquantes ou non valides de ces variables. En outre, nous avons tenu compte du fait que des demandes de prestations ordinaires déposées à un moment quelconque en 1986, 1987 ou 1988, avec des valeurs valides pour le motif cessation d'emploi, le sexe, l'âge, la durée de l'emploi, la semaine du début de la période de prestations, l'industrie, la profession, et seulement des prestations versées à ceux qui ne prétendent pas être des étudiants ou des apprentis, qui sont résidents de l'une des dix provinces, et qui ont touché des prestations d'a.-c. pendant 55 semaines ou moins. Dans les cas où il y avait de nombreuses correspondances entre le RE et le FV, nous avons choisi le fichier RE-FV ayant la RE-DERNIÈRE-SEMAINE la plus récente, c'est-à-dire la cessation d'emploi la plus récente.

différentes du temps passé « en chômage », mais nous avons retenu le temps où le prestataire a réellement touché des prestations, car c'est l'élément qui intervient le plus directement dans la mise en œuvre de la politique<sup>8</sup>. La dernière version de nos données renferme 386 483 demandes de prestations, et 337 185 lorsqu'on tient compte d'un sous-échantillon des demandes assorties d'attentes en matière de rappel valides.

Le tableau 7 révèle que les prestataires qui s'attendent à être rappelés touchent des prestations pendant moins de temps, en moyenne, que ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés. En fait, les prestataires qui ont une date prévue de rappel touchent des prestations pendant une période qui, à 16,6 semaines, est en moyenne presque plus courte de 12 semaines que la période pendant laquelle ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés reçoivent des prestations. En outre, les prestataires qui ne s'attendent pas à être rappelés représentent un montant disproportionné du total des prestations versées : ils représentent 28 p. 100 de tous les prestataires, mais ils reçoivent 32 p. 100 de toutes les prestations. (Si l'on exclut de l'échantillon les enregistrements où des données sont manquantes ou non valides pour les attentes en matière de rappel, ceux qui ne s'attendent aucunement à être rappelés constituent 32 p. 100 du total des prestataires et 37 p. 100 du total des prestations.) Il ressort également du tableau que les prestataires pour lesquels les données sur les attentes en matière de rappel sont manquantes ou non valides reçoivent des prestations pendant presque le même nombre moyen de semaines que ceux qui s'attendent à être rappelés mais qui ne connaissent pas la date de leur rappel. En fait, nous ne pouvons faire abstraction de la possibilité que l'hypothèse nulle et la moyenne soient les mêmes ( $Z = 0,136$ ). De nouveau, cela indique que les prestataires pour lesquels des données sur les attentes en matière de rappel sont manquantes ou non valides peuvent être considérés comme faisant partie de la même répartition que ceux qui s'attendent à être rappelés mais qui n'ont pas de date de rappel.

**Tableau 7**  
**Durée et répartition des prestations d'a.-c. selon les attentes en matière de rappel : 1986-1988**

Attentes en matière de rappel	Nombre de demandes	Pourcentage du nombre total de demandes	Durée moyenne des prestations (semaines)	Écart-type des prestations (semaines)	Pourcentage du nombre total de semaines de prestations
Rappel avec date	29 861	7,72	16,57	12,45	5,19
Rappel sans date	198 950	51,47	24,14	13,95	50,39
Aucune attente	108 374	28,04	28,08	15,28	31,92
Données manquantes ou non valides	49 298	12,75	24,13	14,79	12,48
Total	386 483	100	24,66	14,63	100

8 La durée d'une demande, ou la durée d'une période de perception des prestations, pourrait également être examinée. Ces périodes diffèrent, car les personnes peuvent travailler tout en maintenant une demande en vigueur. On ne tient pas compte de ce facteur lorsqu'on examine la durée des prestations.

Le tableau 8 présente des données semblables, mais seulement pour les prestataires qui subissent une mise à pied. Ces résultats sont identiques à ceux qui apparaissent au tableau 7. Plus le prestataire est convaincu d'être rappelé, moins longtemps il perçoit des prestations d'assurance-chômage. Ceux qui ne s'attendent pas du tout à être rappelés enregistrent les périodes de perception des prestations les plus longues, et ils représentent une part disproportionnée du montant total des prestations versées, alors que ceux pour lesquels les données sur le rappel sont manquantes ou non valides ont tendance à connaître une expérience semblable à celle de ceux qui s'attendent à être rappelés mais à qui on n'a pas donné de date précise.

**Tableau 8**  
**Durée et répartition des prestations d'a.-c. selon les attentes en matière de rappel pour les travailleurs mis à pied : 1986-1988**

Attentes en matière de rappel	Nombre de demandes	Pourcentage du nombre total de demandes	Durée moyenne des prestations (semaines)	Écart-type des prestations (semaines)	Pourcentage du nombre total de semaines de prestations
Rappel avec date	20 515	8,92	15,61	11,62	5,93
Rappel sans date	156 904	68,23	23,80	13,72	69,26
Aucune attente	29 751	12,93	27,90	15,00	15,39
Données manquantes ou non valides	22 785	9,90	22,25	14,04	9,40
Total	229 955	100	23,44	14,05	100

Les renseignements figurant aux tableaux 7 et 8 sont regroupés, dans les tableaux 9 et 10, avec les renseignements sur les résultats en matière de rappel. Ceux qui s'attendent à être rappelés mais qui finissent par ne pas l'être connaissent des périodes de perception des prestations beaucoup plus longues que ceux dont les attentes se réalisent. Par exemple, les prestataires mis à pied à qui l'on a donné une date précise de rappel et qui sont rappelés touchent en moyenne 13,9 semaines de prestations, mais ceux qui ne sont pas rappelés en touchent 22,7. Ceux qui s'attendent à être rappelés mais à qui l'on n'a pas donné de date peuvent toucher six semaines de prestations de plus si leurs attentes se révèlent fausses : la durée moyenne est de 21,2 semaines pour ceux qui sont rappelés et de 27,5 pour ceux qui ne le sont pas. Ces derniers prestataires représentent plus de 28 p. 100 de l'échantillon et comptent pour presque 33 p. 100 du total des prestations versées. Toutefois, en moyenne ils ne touchent pas de prestations aussi longtemps que ceux qui sont mis à pied sans attente en matière de rappel et qui, en fait, ne sont pas réembauchés. Ce groupe connaît les périodes de prestations les plus longues, soit 28,9 semaines en moyenne. Par contraste, Katz et Meyer (1990) ont constaté que les plus longues périodes de chômage dans leur échantillon d'États américains choisis sont celles qu'enregistrent les prestataires qui s'attendaient à être rappelés mais qui ont fini par ne pas l'être. Cette différence peut tenir au fait que notre analyse est fondée sur la durée réelle des prestations, alors que la leur est fondée sur le « chômage », défini de façon à inclure la période de perception des prestations en plus de toute période de chômage après épuisement des prestations.

**Tableau 9**  
**Durée et répartition des prestations d'a.-c. selon les attentes et les résultats en matière de rappel**

Attentes et résultats en matière de rappel	Nombre de demandes	Pourcentage du nombre total de demandes	Durée moyenne des prestations (semaines)	Écart-type des prestations (semaines)	Pourcentage du nombre total de semaines de prestations
<b>Rappel avec date</b>					
Rappelés	23 589	6,10	14,36	10,68	3,55
Non rappelés	6 272	1,62	24,92	14,85	1,63
<b>Rappel sans date</b>					
Rappelés	111 560	28,86	24,64	12,60	24,92
Non rappelés	87 390	22,61	27,78	14,73	25,47
<b>Aucune attente</b>					
Rappelés	18 090	4,68	25,41	14,14	4,82
Non rappelés	90 284	23,36	28,61	15,44	27,10
<b>Données manquantes ou non valides</b>					
Rappelés	21 488	5,55	19,59	12,84	4,41
Non rappelés	27 810	7,19	27,64	15,23	8,06
<b>Total</b>	<b>386 483</b>	<b>100</b>	<b>24,66</b>	<b>14,63</b>	<b>100</b>

**Tableau 10**  
**Durée et répartition des prestations d'a.-c. selon les attentes et les résultats en matière de rappel pour les travailleurs mis à pied**

Attentes et résultats en matière de rappel	Nombre de demandes	Pourcentage du nombre total de demandes	Durée moyenne des prestations (semaines)	Écart-type des prestations (semaines)	Pourcentage du nombre total de semaines de prestations
<b>Rappel avec date</b>					
Rappelés	16 632	7,23	13,94	10,16	4,30
Non rappelés	3 883	1,68	22,73	14,47	1,63
<b>Rappel sans date</b>					
Rappelés	92 329	40,15	21,24	12,47	36,37
Non rappelés	64 575	28,08	27,45	14,58	32,88
<b>Aucune attente</b>					
Rappelés	7 605	3,30	25,05	13,22	3,53
Non rappelés	22 146	9,63	28,87	15,44	11,86
<b>Données manquantes ou non valides</b>					
Rappelés	13 365	5,81	18,80	12,18	4,65
Non rappelés	9 420	4,09	27,16	15,00	4,74
<b>Total</b>	<b>229 955</b>	<b>100</b>	<b>23,44</b>	<b>14,05</b>	<b>100</b>



## 2. Durée des prestations d'assurance-chômage

### A) Aperçu

Dans les ouvrages canadiens, il n'existe aucune étude de la durée des prestations d'a.-c., ou du chômage en général, qui reconnaît la possibilité d'un rappel. Corak (1992b) ainsi que Ham et Rea (1987) offrent les seules analyses fondées sur des micro-niveaux qui portent sur le temps passé en chômage. Les deux traitent de la transition d'une période de perception des prestations à un nouvel emploi. Ham et Rea mentionnent brièvement la possibilité d'un rappel dans une courte annexe à leur document, mais la validité de leurs résultats est douteuse<sup>9</sup>. Dans les études portant sur la durée du chômage on a pas non plus traité de la question<sup>10</sup>. L'analyse faite dans le présent document s'inspire également des travaux de Katz et Meyer (1990) qui examinent la question avec des données américaines. Ils reconnaissent que les deux façons possibles de sortir d'une période de perception des prestations (au moyen d'un rappel ou d'un nouvel emploi) supposent l'adoption d'un modèle de probabilités concurrentes. Ce modèle est tout simplement un prolongement du modèle traditionnel des taux de probabilité, et il est décrit dans Kalbfleisch et Prentice (1980, pp. 163 à 188), d'où est extraite l'analyse suivante.

Dans un modèle de fréquences continu, la fonction de probabilité est définie comme étant :

$$\lambda(t; X) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t, X)}{\Delta t}$$

où  $X$  représente un vecteur de covariables (qui peuvent être dépendantes du temps). Les fonctions de probabilité par cause peuvent aussi être définies à peu près de la même façon, c'est-à-dire :

$$\lambda_j(t; X) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t, J=j \mid T \geq t, X)}{\Delta t}$$

où  $j=1,2$  représente le type de sortie, un nouvel emploi ou un rappel.  $\lambda_j(t; X)$  est le coefficient instantané de sortie pour une sortie du type  $j$ , au moment  $t$ , étant donné  $X$ , et en présence d'autres types de sorties. Le taux global de probabilité est la somme des taux de probabilité par cause :

$$\lambda(t; X) = \lambda_1(t; X) + \lambda_2(t; X).$$

<sup>9</sup> Plus précisément, une chose n'est pas claire : comment l'information sur les prestataires qui ont été rappelés peut être correctement identifiée à partir des données dont ils disposent. Ham et Rea utilisent le FV comme unique source de données. Comme nous l'avons mentionné, ce fichier renferme de l'information sur les retenues à la source, qui ne devrait pas être considérée comme un identificateur d'entreprise. Ce faisant, il est fort probable que les auteurs aient sous-estimé le nombre de rappels et, par conséquent, classé certains prestataires dans le groupe de ceux qui avaient trouvé un nouvel emploi alors qu'en fait ils avaient été rappelés.

<sup>10</sup> Corak (1993b, 1993c) ne fait pas de distinction entre les périodes de chômage qui se terminent par un rappel et celles qui se terminent par un nouvel emploi, tout comme les études antérieures, comme celles de Hasan et de Broucker (1982, 1985). Corak (1991) fait brièvement ce genre de distinction, et il conclut que les périodes de chômage se terminant par un rappel sont beaucoup plus courtes que celles qui se terminent par un nouvel emploi. Toutefois, son analyse est uniquement descriptive.

La fonction de succès est définie de la façon habituelle, mais selon cette définition du taux global de probabilité, comme étant

$$S(t, \mathbf{X}) = \mathbf{exp}\left\{-\int_0^t \lambda(u; \mathbf{X}) du\right\}$$

et les fonctions de densité par cause sont données comme étant

$$f_j(t; \mathbf{X}) = \lambda_j(t; \mathbf{X}) S(t; \mathbf{X}), \quad j=1,2.$$

Par conséquent, comme dans les modèles de probabilité traditionnels ne comportant qu'un seul type de sortie, ces rapports montrent que la fonction de probabilité ne peut être formulée que sous l'angle des fonctions de probabilité par cause. La durée moyenne d'une période de chômage terminée est, comme d'habitude,

$$\int_0^\infty S(t; \mathbf{X}) dt.$$

Dans nos estimations, nous avons adopté l'approche de Butler, Anderson et Burkhauser (1989) qui établissent des hypothèses précises quant à la forme fonctionnelle des taux de probabilité, mais qui intègrent également l'hétérogénéité non observée, en corrélation avec les deux types de probabilité. On suppose que la fonction de probabilité pour l'obtention d'un nouvel emploi est

$$\lambda_1(t; \mathbf{X}) = \mathbf{exp}\{X\beta_1\} \mathbf{exp}\{t\gamma_{11} + t^2\gamma_{12}\} \mathbf{exp}\{\varepsilon_1\}$$

alors que celle qui a trait à la fin de la perception des prestations grâce à un rappel est

$$\lambda_2(t; \mathbf{X}) = \mathbf{exp}\{X\beta_2\} \mathbf{exp}\{t\gamma_{21} + t^2\gamma_{22}\} \mathbf{exp}\{\varepsilon_2\}.$$

L'utilisation d'une fonction quadratique du temps pour saisir la dépendance en fonction de la durée est justifiée par une analyse descriptive des données (présentée ci-dessous). On suppose que les composantes non observées, représentées par  $\varepsilon_j$ , sont conjointement distribuées comme étant lognormales, ce que nous représentons par  $g(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ , et qu'elles doivent être retranchées des probabilités<sup>11</sup>. Dans le cas des données d'intervalle, on sait que la durée de la période de chômage se situe entre le  $t_1$  et le  $t_2$ . La fonction de vraisemblance est composée de trois parties. La probabilité de trouver un nouvel emploi est :

$$L_1(t_1, t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{t_1}^{t_2} f_1(t | \varepsilon_1, \varepsilon_2) g(\varepsilon_1, \varepsilon_2) dt d\varepsilon_1 d\varepsilon_2.$$

La probabilité d'être rappelé est :

$$L_2(t_1, t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{t_1}^{t_2} f_2(t | \varepsilon_1, \varepsilon_2) g(\varepsilon_1, \varepsilon_2) dt d\varepsilon_1 d\varepsilon_2.$$

Et la probabilité de ne pas avoir trouvé d'emploi avant l'épuisement des prestations, que nous traitons comme étant censurée au moment de l'épuisement est :

$$L_0(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} S(t | \varepsilon_1, \varepsilon_2) g(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2.$$

Le détail de l'estimateur est décrit par Butler, Anderson et Burkhauser (1989)<sup>12</sup>.

11 D'autres distributions sont possibles. Dans des travaux futurs, nous avons l'intention de tenter de faire des estimations au moyen d'une distribution discrète, avec un nombre défini de supports, et d'examiner également le degré de corrélation entre les deux composantes de l'hétérogénéité non observée.

12 Nous remercions J.S. Butler d'avoir mis à notre disposition un exemplaire des programmes FORTRAN utilisés dans l'estimation.

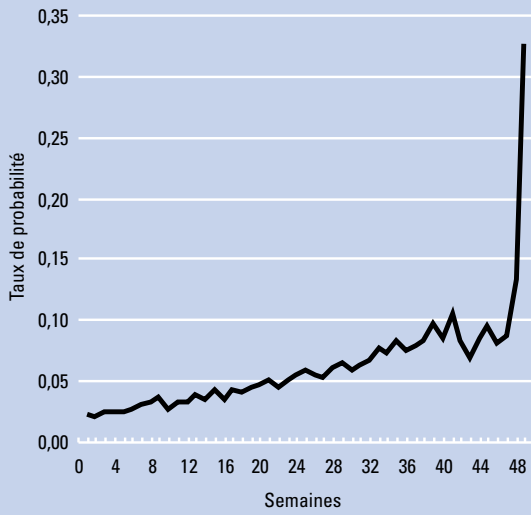
## B) Taux de probabilité empirique

Les figures 2 et 3 présentent les taux de probabilité empirique pour les hommes et les femmes qui ont été mis à pied. Ces taux sont des estimations des limites de produits, fondées sur l'échantillon de 10 p. 100 des données présenté dans la dernière partie, où il n'y a pas de renseignements manquants ou incomplets. Les taux globaux de probabilité, qui sont présentés dans les premières séries de chiffres, sont caractérisés par une augmentation linéaire qui atteint son sommet à environ 10 p. 100 au cours de la 40<sup>e</sup> semaine de perception de prestations, et une crête très aiguë après la 46<sup>e</sup> semaine. Ces résultats masquent des différences considérables entre les taux de probabilité d'un rappel et les taux de probabilité d'un nouvel emploi. Les différences sont présentées dans le volet b des figures. La probabilité de trouver un nouvel emploi augmente de plus en plus rapidement pendant toute la période de chômage, avant de monter en flèche au début de la 46<sup>e</sup> semaine pour les hommes et un peu plus tôt pour les femmes; la probabilité d'un rappel se présente (particulièrement pour les hommes) sous une forme concave, augmentant graduellement pour atteindre un plateau après la 30<sup>e</sup> semaine, avant de diminuer juste avant la 40<sup>e</sup> semaine. La probabilité d'un rappel se situe au-dessus de la probabilité d'un nouvel emploi au cours des premières semaines, et elle tombe à un niveau inférieur après 35 semaines environ dans le cas des hommes, et 42 semaines environ dans le cas des femmes. À l'instar de la probabilité d'un nouvel emploi, elle présente également une crête bien prononcée vers la 48<sup>e</sup> semaine pour les hommes, et même plus tôt pour les femmes. Les crêtes du genre de celles qui sont observées ici ont souvent été interprétées comme étant le résultat d'une intensification de la recherche d'emploi ou d'une baisse des attentes salariales des prestataires au moment où approche l'épuisement des prestations. Cette interprétation peut être appropriée pour les taux de probabilité d'un nouvel emploi, mais non pour les taux de probabilité d'un rappel. Pourquoi la probabilité d'un rappel devrait-elle afficher une crête au moment où approche l'épuisement des prestations, alors que la décision en matière de rappel est à la discrétion de l'entreprise? Ces résultats laissent croire que les entreprises choisissent le moment où elles prennent leurs décisions en matière de rappel en fonction de l'admissibilité aux prestations des employés qu'elles ont mis à pied.

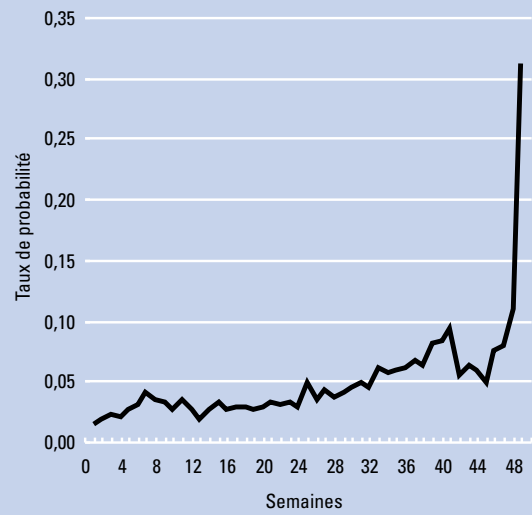
Les figures 4 et 5 présentent les taux de probabilité d'un rappel et le taux global de probabilité, selon le sexe et selon l'attente en matière de rappel, c'est-à-dire pour ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés, et pour ceux qui s'y attendent (mais à qui on n'a pas donné de date). L'attente d'un rappel fait baisser le taux de probabilité d'un nouvel emploi, et augmenter le taux de probabilité d'un rappel. Dans le cas des hommes qui ne s'attendent pas à être rappelés, la probabilité d'un rappel se situe entièrement en-dessous de la probabilité d'un nouvel emploi, mais elle continue à afficher une crête à la 48<sup>e</sup> semaine environ. Pour les hommes qui s'attendent à être rappelés, la probabilité d'un rappel se situe au-dessus de la probabilité d'un nouvel emploi jusqu'à la 36<sup>e</sup> semaine environ. Les tendances sont semblables pour les femmes, sauf que la probabilité d'un rappel pour celles qui ne s'attendent pas à être rappelées est le seul taux qui n'affiche pas de crête distincte au cours des dernières semaines possibles de chômage.



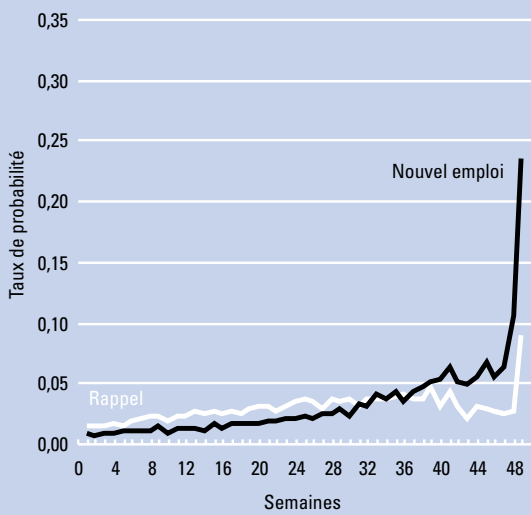
**Figure 2a**  
Taux global de probabilité : hommes, mises à pied



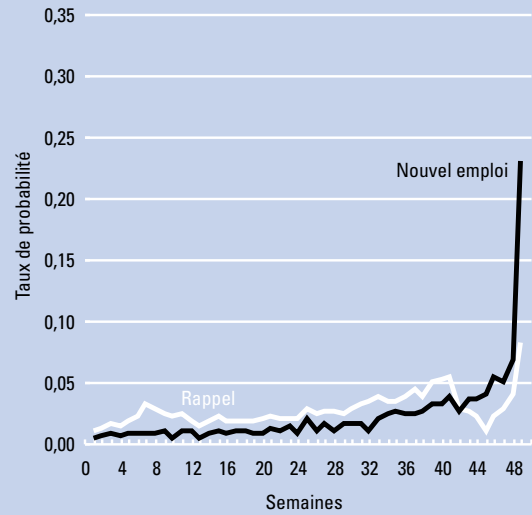
**Figure 3a**  
Taux global de probabilité : femmes, mises à pied



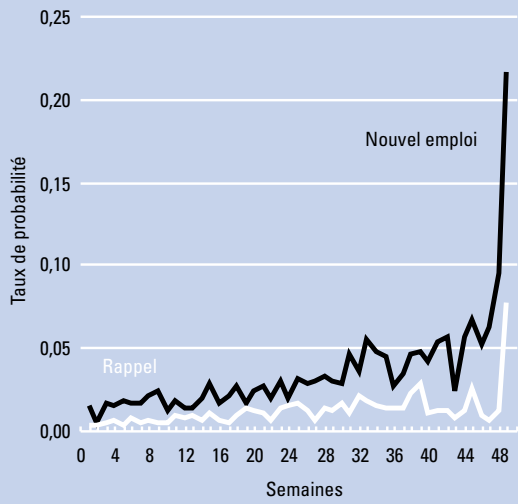
**Figure 2b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : hommes, mises à pied



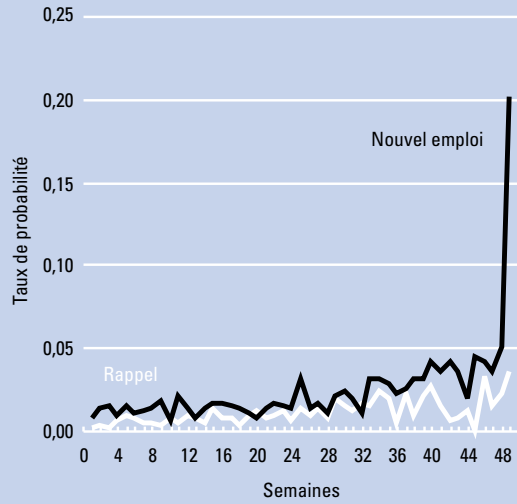
**Figure 3b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : femmes, mises à pied



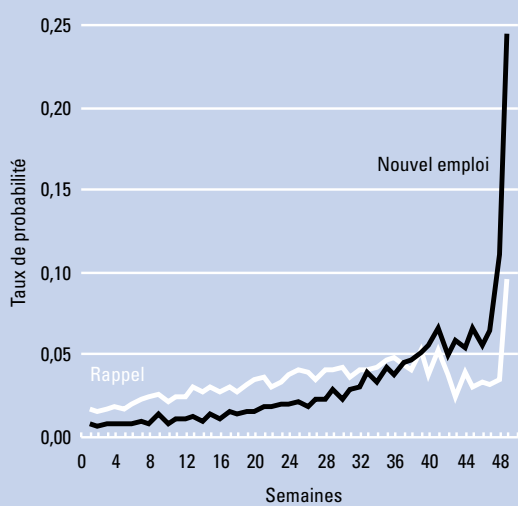
**Figure 4a**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi :  
hommes, mises à pied, aucune attente de rappel



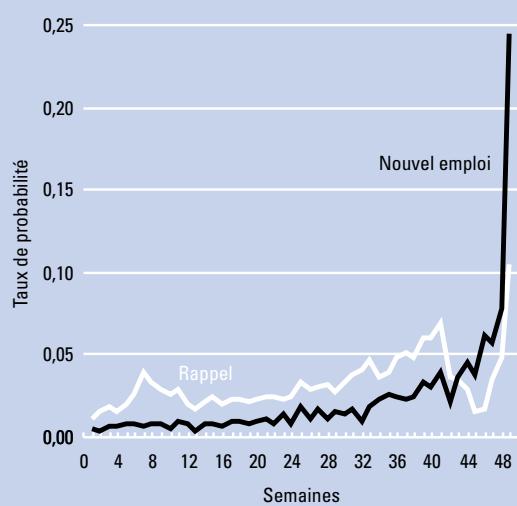
**Figure 5a**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi :  
femmes, mises à pied, aucune attente de rappel



**Figure 4b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi :  
hommes, mises à pied, avec attente de rappel



**Figure 5b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi :  
femmes, mises à pied, avec attente de rappel



Enfin, les figures 6 et 7 présentent les taux de probabilité empirique pour ceux qui ont démissionné<sup>13</sup>. Étant donné que dans tous les cas la probabilité d'un rappel n'est pas très élevée, le taux global de probabilité et la probabilité d'un nouvel emploi ont à peu près la même grandeur. La probabilité d'un nouvel emploi augmente brusquement après une trentaine de semaines, et de nouveau, même et encore plus, après 40 semaines. En fait, la probabilité d'un rappel pour les hommes enregistre une légère crête après 46 semaines. En ce qui concerne la probabilité d'un nouvel emploi dans le cas des femmes, la crête est encore plus prononcée que celle des hommes : le taux de probabilité augmente de 5 p. 100 environ au cours de la 40<sup>e</sup> semaine, à plus de 50 p. 100 dix semaines plus tard. Le rappel est toujours une possibilité, mais une possibilité très minime : la plupart des démissionnaires brûlent les ponts et doivent se trouver un nouvel emploi s'ils veulent sortir du chômage.

Bien qu'il soit nettement évident que ces taux de probabilité empirique enregistrent des crêtes, il convient de mentionner que la durée de l'admissibilité aux prestations peut varier entre 40 et 50 semaines. Par conséquent, même si cette preuve peut attirer l'attention d'un analyste sur des effets possibles de l'épuisement des prestations, elle ne devrait pas être considérée comme une preuve irrévocable de ces effets. Une analyse économétrique fournit des preuves plus concluantes.

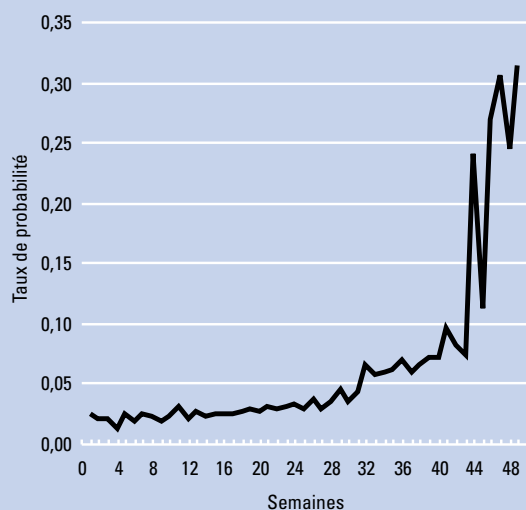
### C) Résultats de l'estimation

Le tableau 11 fournit des statistiques descriptives extraites des données utilisées dans l'estimation. Même si elle présente des statistiques à la fois pour les démissionnaires et pour ceux qui sont mis à pied, l'analyse est, pour le moment, axée uniquement sur le sous-échantillon des prestataires mis à pied. L'estimation elle-même fait appel aux écarts des variables continues par rapport à leur moyenne. « **Semaines depuis la cessation d'emploi** » représente le nombre de semaines qui se sont écoulées entre la fin de l'emploi et le début de la perception des prestations (y compris la période d'attente de deux semaines). Cette variable est introduite pour tenir compte de la possibilité que les travailleurs qui ont tardé à déposer une demande de prestations aient déjà entrepris des démarches pour se trouver un emploi, qui pourraient mener à des offres d'emploi dans l'avenir. Le taux des prestations hebdomadaires et la rémunération hebdomadaire sont définis en dollars de 1986. Toutefois, seules les données sur le maximum de la rémunération assurable sont disponibles. Si le travailleur se situe au maximum ou à un niveau supérieur, la rémunération est fixée à zéro et la variable de l'indicateur « **Au-dessus du maximum** » prend la valeur de 1<sup>14</sup>. Si le travailleur s'attend à être rappelé, qu'il ait ou non une date précise, la variable « **Rappel prévu** » prend la valeur de 1. S'il s'attend à être rappelé et qu'on lui a donné une date, la variable « **Rappel avec date** » prend aussi la valeur de 1.

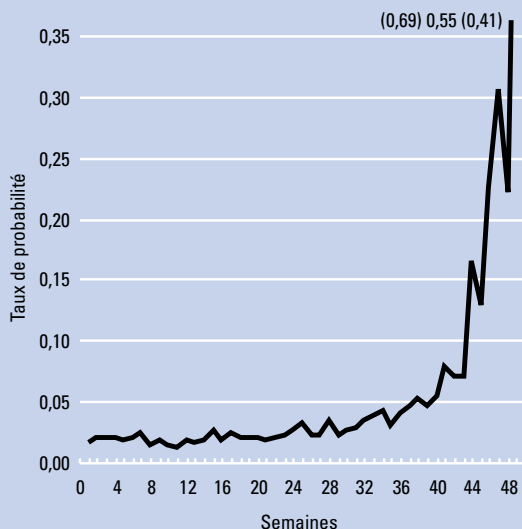
13 Les démissionnaires pouvaient encore toucher des prestations d'a.-c. au cours de la période visée par l'analyse. Ils ont perdu ce droit en 1993.

14 Ne serait-ce de cette troncation, la rémunération assurable serait fortement colinéaire avec le taux des prestations, étant donné que la législation au cours de cette période disposait que le taux devait être établi à 66 p. 100 de la rémunération assurable. (Ce ne serait pas le cas de ceux qui touchaient des prestations supplémentaires de chômage.) Comme aucun changement n'a été apporté aux dispositions législatives régissant le taux des prestations, la variation indépendante de ces variables n'est pas élevée.

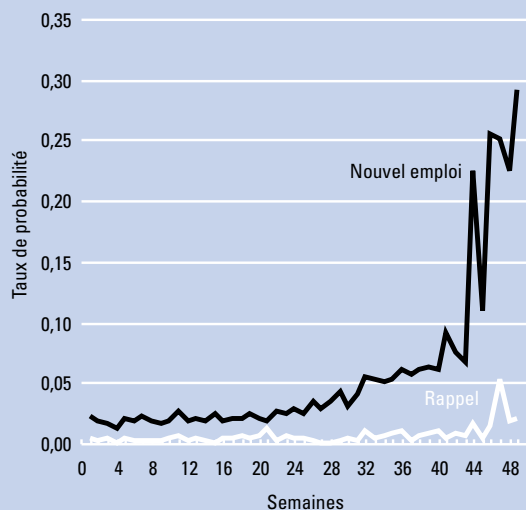
**Figure 6a**  
Taux global de probabilité : hommes, démissions



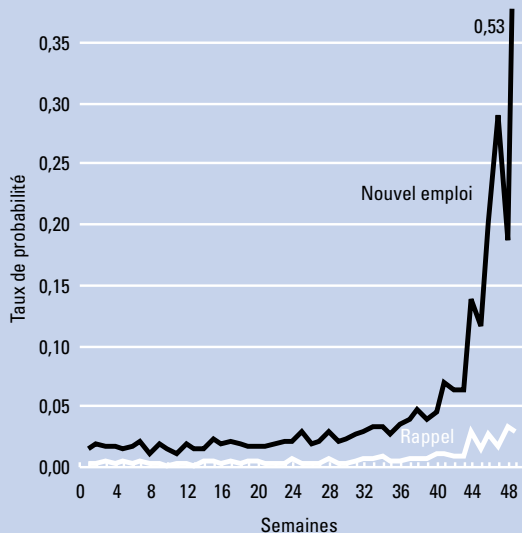
**Figure 7a**  
Taux global de probabilité : femmes, démissions



**Figure 6b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : hommes, démissions



**Figure 7b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : femmes, démissions



Pour saisir la possibilité que l'épuisement des prestations ait des répercussions vers la fin de la période des prestations, on utilise deux indicateurs de temps jusqu'à cet épuisement. Ce sont des variables indicatrices dépendantes du temps. La première, « **Un mois jusqu'à épuisement** », prend la valeur de 1 au cours des

**Tableau 11**  
**Statistiques descriptives selon le motif de la cessation d'emploi et le sexe**

Variable	MISES À PIED				DÉMISSIONS			
	Hommes	é.t.*	Femmes	é.t.*	Hommes	é.t.*	Femmes	é.t.*
Semaines de perception de prestations	22,53	13,5	25,09	14,9	26,70	14,7	29,54	15,4
Rappel prévu	0,864		0,833		0,197		0,181	
Rappel avec date	0,076		0,151		0,002		0,002	
Âge/10	3,400	1,16	3,532	1,13	2,967	1,00	3,124	1,02
Âge/10 au carré	13,09	9,04	13,94	8,78	9,939	7,26	10,95	7,53
États de service (années)	0,794	1,61	0,922	1,61	1,760	2,71	2,166	2,99
États de service au carré	3,223	23,5	3,426	18,7	10,41	36,6	13,60	40,0
Semaines depuis la cessation d'emploi/10	0,509	0,51	0,487	0,47	0,763	0,74	0,655	0,62
Dans (taux des prestations/100)	-2,240	2,19	-2,682	2,21	-2,511	2,16	-2,782	2,16
Dans (rémunération antérieure/100)	-1,563	2,15	-2,149	2,21	-1,914	2,15	-2,231	2,16
Au-dessus du maximum	0,101		0,017		0,056		0,022	
Gestion	0,018		0,018		0,060		0,044	
Arts et sciences	0,054		0,137		0,076		0,134	
<b>Cols bleus</b>	0,812		0,295		0,539		0,113	
Employés de bureau	0,035		0,294		0,088		0,414	
Vente et services	0,081		0,256		0,237		0,295	
Industries primaires	0,105		0,055		0,046		0,011	
Construction	0,305		0,033		0,097		0,013	
<b>Fabrication</b>	0,227		0,221		0,233		0,151	
Services de distribution	0,164		0,180		0,294		0,261	
Autres services	0,126		0,275		0,261		0,384	
Services non commerciaux	0,073		0,236		0,069		0,181	
Petites entreprises (< 20)	0,451		0,405		0,330		0,298	
Moyennes entreprises (20 à 199)	0,205		0,182		0,267		0,232	
Grandes entreprises (200 à 499)	0,132		0,137		0,171		0,167	
<b>Très grandes entreprises (500 +)</b>	0,212		0,276		0,233		0,303	
Terre-Neuve	0,049		0,054		0,027		0,019	
Î.-P.-É., N.-É., N.-B.	0,130		0,142		0,063		0,071	
Québec	0,330		0,359		0,252		0,215	
<b>Ontario</b>	0,222		0,232		0,339		0,352	
Manitoba, Saskatchewan	0,058		0,038		0,058		0,067	
Alberta	0,090		0,063		0,122		0,127	
C.-B.	0,121		0,112		0,139		0,148	
Taux de chômage**	10,76	3,65	10,73	3,79	9,47	3,43	9,37	3,38
Maximum des prestations payables	45,69	5,99	45,58	6,11	45,65	6,53	46,14	6,15
Nombre d'observations	13 447		6 900		1 951		2 478	

\* é.-t. – écart-type

\*\* première semaine

**Caractères gras** – catégorie omise aux fins de l'estimation.

semaines où le prestataire se trouve à un mois de l'épuisement de ses prestations, et zéro autrement, alors que la deuxième, « **Deux mois jusqu'à épuisement** », prend la valeur de 1 pendant les semaines où le prestataire est à deux mois de l'épuisement et zéro autrement. Le **taux de chômage**, défini comme étant une moyenne mobile de trois mois du taux de chômage dans la région de résidence, est également une covariable dépendante du temps. Comme il s'agit d'une variable mensuelle, elle change de valeur seulement toutes les quatre ou cinq semaines, étant donné qu'il n'existe pas d'indicateur hebdomadaire des conditions sur le marché du travail local.

Le tableau 12 présente les estimations de probabilité maximale pour l'échantillon des hommes mis à pied. L'estimation du taux global de probabilité est également présentée à titre de référence. Il est évident que ne pas tenir compte du type de sortie masque les effets véritables d'un grand nombre des variables. Les résultats associés aux taux de probabilité d'un nouvel emploi et d'un rappel révèlent, entre autres, que les attentes en matière de rappel sont parmi les facteurs qui ont le plus d'influence sur les taux de probabilité et qui sont statistiquement les plus significatifs. Une attente de rappel fait augmenter la probabilité d'un rappel et baisser la probabilité d'un nouvel emploi. Ceux qui s'attendent à être rappelés prendront, toutes choses étant égales, plus de temps pour trouver un nouvel emploi. C'est là la preuve économétrique qui confirme l'analyse descriptive antérieure selon laquelle ceux qui nourrissent de fausses attentes en matière de rappel toucheront plus longtemps des prestations d'assurance-chômage. Katz et Meyer (1990) constatent un effet semblable. Ces effets seraient masqués si les analystes estimaient tout simplement le taux global de probabilité. Le taux des prestations et la rémunération antérieure ne sont pas des facteurs statistiquement significatifs, mais une rémunération au-dessus du maximum assurable en est un. Ceux qui, par le passé, ont touché une rémunération supérieure au maximum ont tendance à enregistrer une probabilité de nouvel emploi plus faible mais une probabilité de rappel plus élevée.

Ce résultat irait plutôt à l'encontre des prévisions de la théorie de la recherche. Ceux qui se situent au-dessus du maximum de la rémunération assurable enregistreront un taux de remplacement de leur rémunération plus faible que leurs homologues qui touchent une rémunération moins élevée, et ils devraient pouvoir trouver un nouvel emploi plus rapidement<sup>15</sup>. En fait, ce serait la conclusion à laquelle arriverait un analyste s'il estimait uniquement le taux global de probabilité. Les indicateurs de temps jusqu'à l'épuisement sont importants et statistiquement significatifs. En effet, leur grandeur est à peu près la même à la fois pour la fonction de probabilité d'un nouvel emploi et la fonction de probabilité d'un rappel. Enfin, la mesure des conditions sur le marché du travail (le taux de chômage), même si elle est statistiquement significative, n'est pas très importante<sup>16</sup>.

Les résultats relatifs aux femmes, qui sont présentés au tableau 13, sont en grande partie semblables, sauf que le fait d'avoir une attente en matière de rappel avec une date ne fait pas baisser davantage la probabilité d'un nouvel emploi, et alors que la rémunération au-dessus du maximum n'a pas d'incidence statistiquement significative sur l'un ou l'autre des taux de probabilité, des prestations

15 Cela suppose que le taux de remplacement peut être correctement défini si on utilise la rémunération antérieure comme la valeur prévue de la rémunération future.

16 Les résultats sont conformes aux spécifications du modèle, à l'exception du taux de chômage. On a estimé une série de modèles en commençant par les plus détaillés. Les estimations des variables relatives à l'attente d'un rappel se situaient toujours à un écart-type les unes des autres, au fur et à mesure qu'on ajoutait plus de variables au modèle. C'est aussi le cas pour les indicateurs de temps jusqu'à l'épuisement, et les indicateurs de dépendance en fonction de la durée des prestations. Le taux de chômage n'a pas changé jusqu'à ce que la dernière série de variables, les indicateurs de la région, soit ajoutée. Il était beaucoup plus élevé dans un modèle qui incluait tous les éléments sauf les indicateurs de la région, puis il a diminué une fois que ceux-ci ont été inclus. Ces résultats laissent entendre que les indicateurs de la région sont attribuables à l'influence d'un marché du travail plus vaste que celui de la région de résidence aux fins de l'a.-c. Osberg et Phipps (1993), par exemple, mentionnent ce type d'effet. Ils soutiennent que les indicateurs de la province dans les modèles d'offre de la main-d'œuvre construits à partir de données canadiennes imitent les contraintes du côté de la demande.

**Tableau 12**  
**Estimations des fonctions de probabilité d'un nouvel emploi ou d'un rappel : hommes, mises à pied**

Variable	Catégorie de référence	PROBABILITÉ D'UN NOUVEL EMPLOI		PROBABILITÉ D'UN RAPPEL		PROBABILITÉ GLOBALE	
		Coefficient	t-statistique	Coefficient	t-statistique	Coefficient	t-statistique
Constante		<b>-1,410</b>	7,61	<b>-1,501</b>	9,93	<b>-0,313</b>	3,64
Rappel prévu	Aucun rappel	<b>-0,431</b>	7,88	<b>1,400</b>	17,39	<b>0,418</b>	9,91
Rappel avec date		<b>-0,283</b>	2,92	<b>1,117</b>	14,77	<b>0,805</b>	12,56
Âge/10		<b>-0,148</b>	6,77	<b>0,055</b>	3,03	<b>-0,035</b>	2,28
Âge/10 au carré		0,017	1,24	<b>-0,047</b>	3,93	<b>0,036</b>	3,61
États de service		<b>-0,768</b>	3,38	<b>2,009</b>	9,65	<b>1,121</b>	6,87
États de service au carré		<b>0,562</b>	3,44	<b>-1,382</b>	8,90	<b>-0,680</b>	5,48
Semaines depuis la cessation d'emploi		<b>0,107</b>	3,35	<b>-0,342</b>	8,66	<b>-0,139</b>	4,93
Dans (taux des prestations/100)		-0,023	0,65	0,038	1,65	0,027	1,22
Dans (rémunération antérieure/100)		0,003	0,09	-0,044	1,82	-0,043	1,89
Au-dessus du maximum		<b>-0,228</b>	2,38	<b>0,415</b>	6,27	<b>0,247</b>	4,13
Gestion	Col bleu	<b>0,277</b>	2,41	<b>-1,152</b>	7,34	<b>-0,456</b>	4,74
Arts et sciences		<b>0,524</b>	6,43	<b>-0,225</b>	2,87	<b>0,126</b>	2,12
Employés de bureau		0,095	1,01	<b>-0,694</b>	6,81	<b>-0,387</b>	5,13
Vente et services		0,055	0,84	<b>-0,640</b>	8,58	<b>-0,345</b>	6,40
Industries primaires	Fabrication	<b>-0,164</b>	2,05	<b>-0,334</b>	4,90	<b>-0,367</b>	6,04
Construction		<b>0,261</b>	4,37	-0,076	1,58	0,002	0,06
Services de distribution		0,097	1,55	<b>-0,321</b>	5,69	<b>-0,184</b>	4,01
Autres services		-0,042	0,62	<b>-0,454</b>	6,87	<b>-0,347</b>	6,66
Services non commerciaux		<b>-0,371</b>	3,62	<b>-0,157</b>	2,10	<b>-0,329</b>	4,94
Petites entreprises	Très nombreuse	<b>0,402</b>	5,92	<b>-0,935</b>	15,55	<b>-0,516</b>	11,52
Moyennes entreprises		<b>0,538</b>	7,18	<b>-0,540</b>	9,79	<b>-0,172</b>	3,80
Grandes entreprises		<b>0,398</b>	4,91	<b>-0,364</b>	6,44	<b>-0,138</b>	2,74
Terre-Neuve	Ontario	<b>-0,840</b>	5,92	<b>-0,983</b>	8,02	<b>-1,166</b>	10,91
Î.-P.-É., N.-É., N.-B.		<b>-0,655</b>	6,70	<b>-0,478</b>	6,29	<b>-0,669</b>	9,74
Québec		<b>-0,577</b>	8,22	<b>-0,186</b>	3,58	<b>-0,414</b>	8,97
Manitoba, Saskatchewan		<b>-0,376</b>	4,04	<b>-0,363</b>	4,65	<b>-0,435</b>	6,42
Alberta		0,039	0,52	<b>-0,493</b>	7,03	<b>-0,273</b>	4,71
C.-B.		<b>-0,164</b>	2,09	<b>-0,387</b>	5,62	<b>-0,325</b>	5,56
Un mois jusqu'à l'épuisement	Plus de deux	<b>0,656</b>	8,49	<b>0,632</b>	8,04	<b>0,735</b>	12,37
Deux mois jusqu'à l'épuisement		<b>0,185</b>	3,01	<b>0,209</b>	3,35	<b>0,218</b>	4,75
Taux de chômage		<b>-0,038</b>	4,40	<b>-0,018</b>	2,58	<b>-0,025</b>	4,14
Temps		<b>3,640</b>	8,35	<b>6,327</b>	13,84	<b>5,969</b>	19,04
Temps au carré		-0,175	0,56	<b>-4,200</b>	11,57	<b>-2,411</b>	9,95
Sigma au carré		<b>1,120</b>	3,40	<b>1,152</b>	5,60	<b>1,126</b>	8,89
Nombre d'itérations		45		45		46	
Dans la fonction de probabilité			-56 793,85			-49 537,02	
Nombre d'observations			13 447			13 447	

**Caractères gras** – significatif à 5 %.

hebdomadaires plus élevées ont tendance à faire baisser la probabilité d'un nouvel emploi. Corak (1992b) obtient un résultat semblable : le taux des prestations a une forte influence négative sur la durée de la période de perception des prestations pour les femmes, mais il n'est pas statistiquement significatif pour les hommes. Enfin, les crêtes d'épuisement sont statistiquement significatives, et en fait plus prononcées pour la probabilité d'un rappel que pour la probabilité d'un nouvel emploi.

**Tableau 13**  
**Estimations des fonctions de probabilité d'un nouvel emploi ou d'un rappel : femmes, mises à pied**

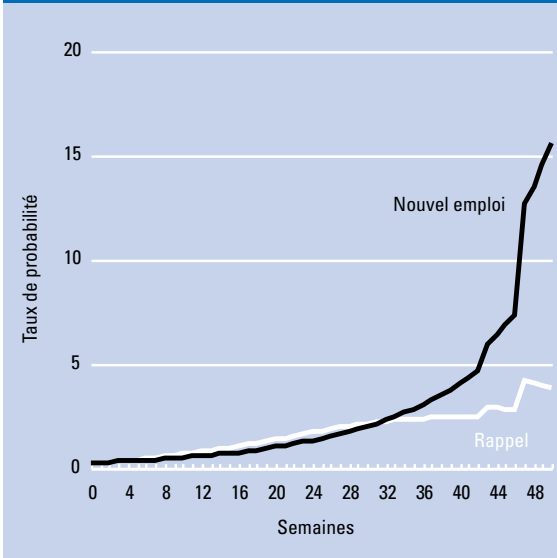
Variable	Catégorie de référence	PROBABILITÉ D'UN NOUVEL EMPLOI		PROBABILITÉ D'UN RAPPEL		PROBABILITÉ GLOBALE	
		Coefficient	t-statistique	Coefficient	t-statistique	Coefficient	t-statistique
Constante		<b>-1,810</b>	6,73	<b>-1,680</b>	9,60	<b>-0,634</b>	5,15
Rappel prévu	Aucun rappel	<b>-0,303</b>	4,28	<b>1,180</b>	13,67	<b>0,443</b>	8,39
Rappel avec date		-0,104	0,90	<b>1,340</b>	16,57	<b>1,056</b>	15,10
Âge/10		<b>-0,329</b>	8,89	<b>0,142</b>	6,25	<b>-0,042</b>	2,27
Âge/10 au carré		<b>0,081</b>	3,54	<b>-0,083</b>	4,99	-0,009	0,69
États de service		-0,283	0,81	0,437	1,74	0,263	1,27
États de service au carré		-0,014	0,04	<b>-0,695</b>	2,98	<b>-0,602</b>	2,96
Semaines depuis la cessation d'emploi		<b>0,132</b>	2,24	<b>-0,300</b>	5,73	<b>-0,129</b>	3,09
Dans (taux des prestations/100)		<b>-0,219</b>	2,00	-0,037	0,55	-0,091	1,47
Dans (rémunération antérieure/100)		0,197	1,79	0,055	0,79	0,095	1,52
Au-dessus du maximum		-0,170	0,57	0,196	1,13	0,058	0,36
Gestion	Col bleu	<b>0,637</b>	3,21	<b>-0,569</b>	3,00	-0,074	0,54
Arts et sciences		<b>0,670</b>	5,19	<b>-0,235</b>	2,68	0,090	1,19
Employés de bureau		<b>0,237</b>	2,52	<b>-0,396</b>	5,74	<b>-0,181</b>	3,08
Vente et services		0,081	0,82	<b>0,219</b>	2,96	<b>-0,132</b>	2,07
Industries primaires	Fabrication	<b>-0,381</b>	2,44	-0,219	1,91	<b>-0,391</b>	3,68
Construction		-0,136	0,80	-0,274	1,87	<b>-0,254</b>	2,08
Services de distribution		-0,095	0,90	<b>-0,163</b>	2,07	<b>-0,155</b>	2,32
Autres services		<b>0,216</b>	2,12	<b>-0,281</b>	3,46	-0,067	1,01
Services non commerciaux		<b>-0,452</b>	3,56	<b>0,472</b>	5,55	<b>0,235</b>	3,20
Petites entreprises	Très nombreuse	<b>0,520</b>	5,38	<b>-0,905</b>	12,56	<b>-0,433</b>	7,69
Moyennes entreprises		<b>0,393</b>	3,74	<b>-0,370</b>	5,29	<b>-0,142</b>	2,34
Grandes entreprises		0,151	1,27	0,060	0,88	0,098	1,58
Terre-Neuve	Ontario	<b>-0,892</b>	4,07	<b>-0,808</b>	5,47	<b>-0,947</b>	7,09
Î.-P.-É., N.-É., N.-B.		<b>-0,996</b>	6,34	<b>-0,275</b>	2,67	<b>-0,566</b>	6,10
Québec		<b>-0,750</b>	6,99	0,009	0,13	<b>-0,287</b>	4,84
Manitoba, Saskatchewan		-0,142	-0,93	0,000	0,00	-0,053	0,54
Alberta		-0,031	0,26	<b>-0,454</b>	4,13	<b>-0,248</b>	2,93
C.-B.		<b>-0,348</b>	2,81	-0,034	0,36	-0,133	1,66
Un mois jusqu'à l'épuisement	Plus de deux	<b>0,775</b>	6,98	<b>1,051</b>	11,16	<b>1,028</b>	13,60
Deux mois jusqu'à l'épuisement		<b>0,091</b>	9,62	<b>0,606</b>	8,28	<b>0,422</b>	7,11
Taux de chômage		<b>-0,056</b>	4,18	<b>-0,028</b>	2,98	<b>-0,041</b>	4,96
Temps		<b>2,280</b>	4,53	<b>5,508</b>	11,40	<b>4,484</b>	11,90
Temps au carré		0,697	1,56	<b>-3,910</b>	8,90	<b>-1,985</b>	6,05
Sigma au carré		<b>1,210</b>	2,83	<b>0,859</b>	4,69	<b>0,908</b>	6,12
Nombre d'itérations			44		42		43
Dans la fonction de probabilité				-27 643,33		-24 640,21	
Nombre d'observations			6 900			6 900	

*Caractères gras – significatif à 5 %.*

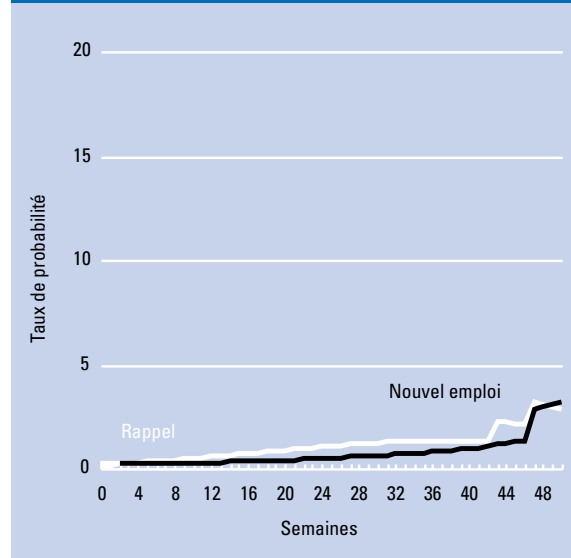
La fonction de probabilité estimative pour ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés et pour ceux qui s'y attendent (si l'on utilise les caractéristiques du cas de référence et que l'on suppose une admissibilité à des prestations pendant 50 semaines) sont présentées aux figures 8 et 9. La courbe de dépendance en fonction de la durée qui ressort des taux de probabilité empirique est confirmée, tout comme les crêtes d'épuisement pour les deux probabilités. Les taux de probabilité pour les femmes sont beaucoup plus faibles que les taux pour leurs homologues masculins. Enfin, les figures 10 et 11 présentent les fonctions de succès connexes, selon le sexe et les attentes en matière de rappel. Environ



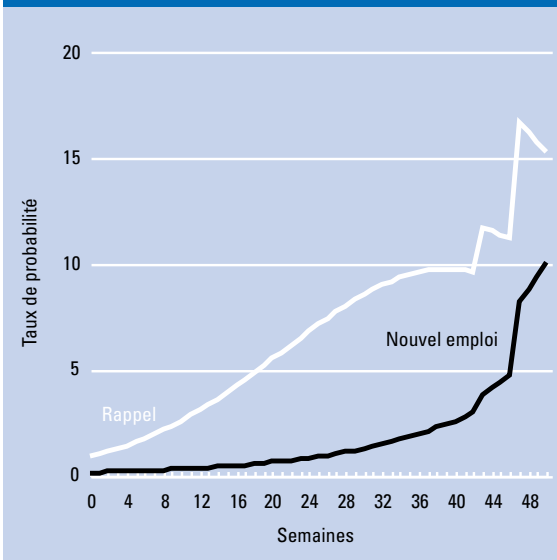
**Figure 8a**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : hommes, mises à pied, aucune attente de rappel



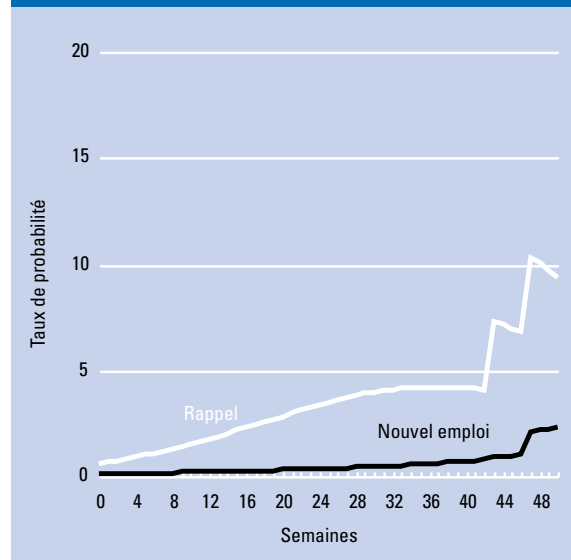
**Figure 9a**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : femmes, mises à pied, aucune attente de rappel



**Figure 8b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : hommes, mises à pied, avec attente de rappel



**Figure 9b**  
Taux de probabilité d'un rappel et d'un nouvel emploi : femmes, mises à pied, avec attente de rappel

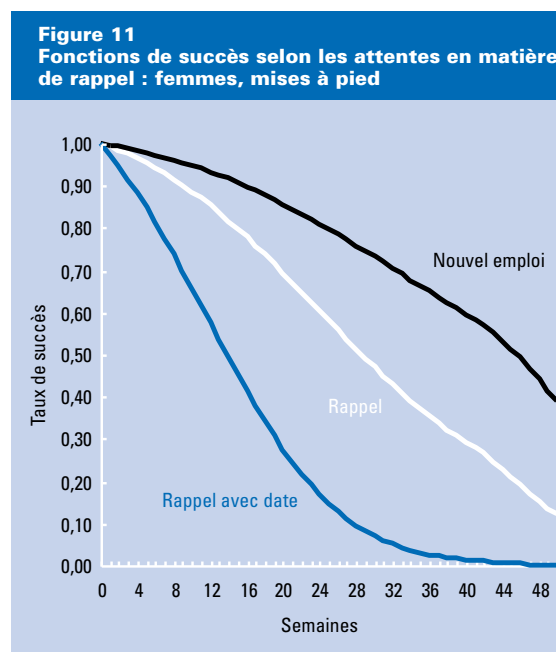
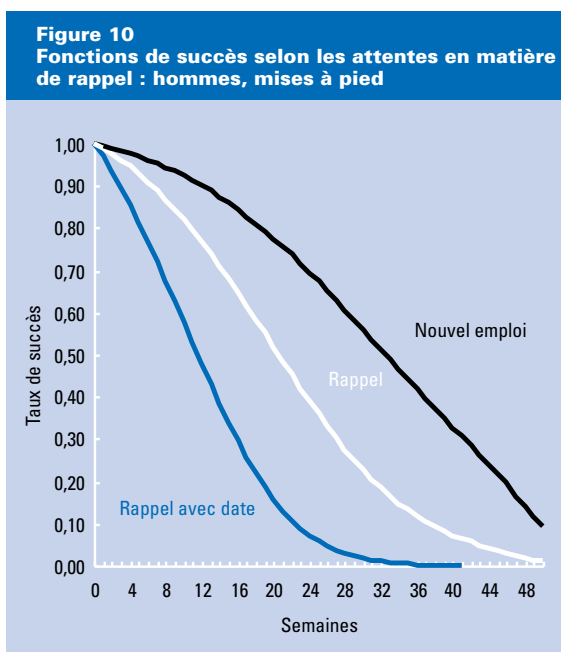


Note : Calculé à partir des estimations de cas auxquels on fait référence aux tableaux 12 et 13, en se basant sur un droit aux prestations de 50 semaines.

*La durée moyenne de perception des prestations peut chuter jusqu'à 20 semaines lorsque les travailleurs qui ne s'attendent pas à être rappelés sont comparés à ceux qui s'y attendent et à qui on a donné une date précise.*

10 p. 100 des hommes qui ne s'attendent pas à être rappelés épuisent leurs prestations, comparativement à aucun des hommes de l'autre groupe. La situation est légèrement différente pour les femmes. Presque 40 p. 100 de celles qui ne s'attendent pas à être rappelées sont des prestataires ayant épuisé leurs prestations, un peu plus de 10 p. 100, des femmes qui s'attendent à être rappelées, et aucune des femmes qui s'attendent à être rappelées et qui ont une date de rappel précise.

Ces figures montrent la forte influence des attentes en matière de rappel; toutefois, on peut obtenir une idée plus claire de l'influence relative des variables dans le modèle en examinant leur incidence sur la durée moyenne d'une période de chômage. Au tableau 14, on présente la durée moyenne prévue des prestations d'a.-c., établie à partir des résultats estimés, ici encore en supposant une admissibilité aux prestations pendant 50 semaines. Le résultat le plus important qui ressort de ce tableau est que l'incidence des attentes en matière de rappel éclipse l'influence de toute autre variable sur la durée moyenne. Le changement dans la durée moyenne enregistré pour chaque sexe d'une colonne à l'autre du tableau, c'est-à-dire au moment où les attentes en matière de rappel deviennent plus grandes, est beaucoup plus important que tout changement enregistré de haut en bas des colonnes, c'est-à-dire lorsque changent les autres variables indépendantes. La durée moyenne de perception des prestations peut chuter jusqu'à 20 semaines lorsque les travailleurs qui ne s'attendent pas à être rappelés sont comparés à ceux qui s'y attendent et à qui on a donné une date précise. Aucune autre variable n'a un effet aussi prononcé<sup>17</sup>. Pour comprendre le temps durant lequel des travailleurs touchent des prestations d'assurance-chômage, il est absolument essentiel d'avoir des renseignements sur les attentes en matière de rappel.



<sup>17</sup> Une exception possible tient à l'influence attribuable à la taille de l'entreprise. Outre les attentes en matière de rappel, c'est la seule autre covariable qui est directement reliée aux caractéristiques de l'entreprise.

**Tableau 14**  
**Durée prévue des prestations d'a.-c. pour les travailleurs mis à pied :**  
**selon le sexe et l'attente en matière de rappel (semaines)**

	HOMMES			FEMMES		
	Aucune attente	Rappel prévu	Rappel prévu avec date	Aucune attente	Rappel prévu	Rappel prévu avec date
Au-dessous de la rémunération maximale	32,0	21,9	12,8	39,2	29,6	15,4
Au-dessus de la rémunération maximale	30,3	18,2	10,2	38,4	27,6	13,8
<b>Col bleu</b>	<b>32,0</b>	<b>21,9</b>	<b>12,8</b>	<b>39,2</b>	<b>29,6</b>	<b>15,4</b>
Gestion	34,4	31,2	22,2	38,9	33,7	20,5
Arts et sciences	29,8	22,9	14,2	37,4	30,7	17,2
Employés de bureau	34,6	28,2	18,2	40,3	33,3	19,0
Vente et services	34,7	27,8	17,7	40,1	31,9	17,4
<b>Industries primaires</b>	<b>34,7</b>	<b>25,4</b>	<b>15,3</b>	<b>41,5</b>	<b>32,5</b>	<b>17,6</b>
Fabrication	32,0	21,9	12,8	39,2	29,6	15,4
Construction	30,9	22,2	13,2	41,1	32,8	18,0
Services de distribution	33,1	24,8	15,1	40,4	31,5	16,9
Autres services	34,6	26,3	16,2	39,9	32,2	17,9
Services non commerciaux	34,8	23,9	14,0	36,9	24,6	11,8
<b>Petites entreprises</b>	<b>32,9</b>	<b>29,1</b>	<b>20,0</b>	<b>40,5</b>	<b>36,7</b>	<b>24,1</b>
Moyennes entreprises	30,7	25,5	16,6	39,4	32,7	18,7
Grandes entreprises	31,2	24,5	15,3	38,3	28,8	14,9
Très grande entreprises	32,0	21,9	12,8	39,2	29,6	15,4
<b>Terre-Neuve</b>	<b>40,9</b>	<b>33,0</b>	<b>21,4</b>	<b>45,2</b>	<b>38,8</b>	<b>24,1</b>
Î.-P.-É., N.-É., N.-B.	37,9	27,6	16,6	43,0	33,7	18,2
Québec	35,9	24,4	14,2	40,9	30,3	15,5
Ontario	32,0	21,9	12,8	39,2	29,6	15,4
Manitoba et Saskatchewan	36,0	26,0	15,5	39,6	29,8	15,5
Alberta	34,2	26,5	16,5	41,6	34,4	19,8
Colombie-Britannique	35,0	25,9	15,7	40,4	30,4	15,8
<b>Taux de chômage</b>	<b>5 %</b>	<b>30,2</b>	<b>20,6</b>	<b>12,0</b>	<b>37,0</b>	<b>27,4</b>
	10 %	31,8	21,7	12,7	38,9	29,4
	15 %	33,3	22,8	13,3	40,6	31,3
	20 %	34,8	23,9	14,0	42,1	33,1
<b>Âge</b>	<b>20 ans</b>	<b>31,5</b>	<b>23,1</b>	<b>13,9</b>	<b>38,0</b>	<b>32,2</b>
	40 ans	32,4	21,8	12,7	39,3	29,3
	60 ans	34,4	23,9	14,1	41,0	31,7
<b>États de service</b>	<b>1 an</b>	<b>30,7</b>	<b>32,4</b>	<b>28,6</b>	<b>41,9</b>	<b>37,0</b>
	5 ans	33,3	27,8	18,2	40,4	32,7
	10 ans	30,3	18,7	10,5	39,1	29,3
	20 ans	29,8	18,2	10,2	42,0	33,7



*Si un travailleur du secteur de la fabrication est mis à pied avec la promesse d'un rappel, il y a presque 10 p. 100 de plus de chances que cette promesse soit respectée que la moyenne pour l'ensemble du pays.*

### 3. Analyse

#### A) Nature des mises à pied et préavis

On propose souvent d'exiger des entreprises qu'elles donnent un préavis lors de mises à pied, particulièrement des mises à pied collectives, car on juge que cette pratique accélérerait le processus d'adaptation, c'est-à-dire qu'elle réduirait le temps où les travailleurs touchés se trouvent sans travail<sup>18</sup>. Kuhn (1993) décrit les exigences actuelles en matière de préavis. Ceux-ci peuvent varier d'une semaine jusqu'à 18 semaines selon les états de service du travailleur et le nombre total de travailleurs mis à pied. Citant Jones et Kuhn (1992), Kuhn fait également remarquer que l'efficacité d'un préavis pour ce qui est de réduire la durée du chômage se manifeste immédiatement après la mise à pied, puis disparaît. Ceux qui ont été avisés de la mise à pied sont moins susceptibles que ceux qui n'en ont pas été avisés d'être en chômage au cours des semaines qui suivent, mais tout aussi susceptibles de l'être après un an environ<sup>19</sup>. La Commission canadienne de mise en valeur de la main-d'œuvre (1993) soutient qu'un préavis permet aux autorités de prendre des mesures d'adaptation dynamiques avant la mise à pied, et que ces mesures sont essentielles à une adaptation réussie. Elle recommande en outre que les employeurs permettent à ceux qui doivent faire l'objet d'une mise à pied de participer, un ou deux jours par semaine, à un programme de formation ou d'adaptation.

Les analyses et les recommandations de ce genre supposent implicitement que l'on peut établir une distinction claire et nette entre les motifs de la cessation d'emploi. Le groupe cible est le groupe qui subit une mise à pied permanente, qu'il s'agisse de mises à pied individuelles ou collectives en raison d'une réduction de l'effectif, ou de la fermeture d'une usine. Toutefois, la définition de mise à pied temporaire utilisée dans le présent document fait ressortir les limites de cette hypothèse. Il se pourrait que la décision en matière de mise à pied soit marquée d'une plus grande incertitude que ce que les analystes de politiques ont généralement supposé. Comme l'indique le tableau 3, ceux qui sont mis à pied sans aucun espoir d'être rappelés représentent, à la limite, seulement 20 p. 100 de toutes les mises à pied. Ainsi, le groupe visé par cette politique constitue-t-il une petite minorité seulement de ceux qui font face à des problèmes d'adaptation, et en sont écartés complètement les travailleurs qui sont mis à pied temporairement *ex ante* mais qui finissent par ne pas être rappelés, un groupe dont les problèmes d'adaptation sont aussi sérieux ou peut-être plus sérieux que ceux des travailleurs mis à pied sans aucun espoir de rappel. Une approche plus circonstanciée s'impose. Il faut non seulement un préavis, mais aussi une indication de la part de l'entreprise de ses intentions en matière de rappel, qui soit aussi juste que possible.

Pour obtenir une idée de l'ampleur des fausses perceptions entourant les attentes en matière de rappel, nous établissons un modèle logit multinomial qui reconnaît

<sup>18</sup> Voir, par exemple, Conseil consultatif sur l'adaptation (1989), Ontario (1990), et Commission canadienne de mise en valeur de la main-d'œuvre (1993).

<sup>19</sup> En outre, le nombre de semaines de préavis ne semble pas tellement important dans l'échantillon examiné par Jones et Kuhn. Ceux à qui l'on a donné un préavis de moins d'un mois réussissent aussi bien (ou mieux) que ceux à qui l'on a donné un préavis de plus de six mois.

qu'un travailleur peut se trouver dans n'importe lequel de six états différents, déterminés par la nature des attentes en matière de rappel (rappel prévu avec une date, rappel prévu sans aucune date et aucun rappel prévu) et le fait que cette attente était juste ou non. Nous utilisons l'échantillon des hommes mis à pied décrit dans la partie précédente; les probabilités prévisibles à l'aide du modèle, qui utilise la moyenne du point échantillon, sont présentées au tableau 15<sup>20</sup>. La probabilité qu'un travailleur ait raison dans son attente (rappel ou non rappel) est de 62,3 p. 100 et la probabilité qu'il ait tort de 37,7 p. 100. Toutefois, la probabilité qu'il tombe dans le groupe visé par le préavis obligatoire, c'est-à-dire ceux qui sont mis à pied sans aucune attente de rappel et qui, en fait, ne sont pas rappelés, n'est que de 8,8 p. 100. La probabilité la plus forte, à 47,8 p. 100, s'applique à ceux qui s'attendent à être rappelés et qui le sont effectivement, mais la seconde probabilité en importance, à 33,6 p. 100, s'applique à ceux qui s'attendent à être rappelés mais ne le sont pas. Ce pourcentage est beaucoup plus élevé que le pourcentage des travailleurs visés par le préavis obligatoire. Certains secteurs sont plus enclins que d'autres à mettre des travailleurs à pied en les laissant avec de fausses perceptions. Si un travailleur du secteur de la fabrication est mis à pied avec la promesse d'un rappel, il y a presque 10 p. 100 de plus de chances que cette promesse soit respectée que la moyenne pour l'ensemble du pays. À l'autre extrémité, dans le secteur « Autres services », une promesse de rappel a beaucoup moins de chances d'être tenue : plus de 15 p. 100 au-dessous de la moyenne globale. Une mise à pied permanente dans le secteur de la construction est moins susceptible de devenir effectivement permanente (de 3,2 p. 100), mais une mise à pied temporaire est plus susceptible de devenir permanente (de 4,2 p. 100). Ces résultats laissent croire que la décision en matière de mise à pied est plus complexe qu'on le croit généralement, et qu'un préavis peut tout au plus répondre aux besoins d'une minorité seulement de ceux qui sont mis à pied.

**Tableau 15**  
**Probabilités logit multinomiales, par industrie — Hommes, mises à pied**

	Canada	Écarts par rapport à la probabilité pour l'ensemble du Canada					
		Fabrication	Industrie primaire	Construction	Services de distribution	Autres services	Services non-commerciaux
<b>Attentes justes</b>							
Rappel	47,8	9,7	-1,9	0,9	-8,7	-15,3	7,0
Rappel avec date	5,7	0,3	2,9	-1,7	0,4	0,0	1,2
Aucun rappel	8,8	-1,3	-2,0	-3,2	5,8	9,6	-0,4
<b>Attentes fausses</b>							
Rappel	33,6	-7,7	0,8	4,7	1,9	4,2	-12,9
Rappel avec date	1,1	-0,3	0,6	-0,1	0,7	0,5	-0,8
Aucun rappel	3,0	-0,7	-0,4	-0,6	-0,0	1,1	5,9

Lorsqu'on songe à des questions qui pourraient faire l'objet de recherches, il est intéressant de conjecturer sur l'effet que pourrait avoir, sur les décisions des entreprises en matière de mise à pied, l'imposition d'exigences plus rigoureuses pour

<sup>20</sup> On peut obtenir auprès de l'auteur les résultats de l'estimation elle-même.

les préavis obligatoires. Par le passé, les employeurs se sont opposés à ce genre d'exigences, alléguant craindre que les prédictions se réalisent effectivement. Si une entreprise (ou une usine) doit annoncer à ses travailleurs que des mises à pied sont imminentes, et que sa décision est fondée sur la seule possibilité qu'elle doive peut-être mettre certains employés à pied ou encore fermer complètement ses portes, les autres mesures d'adaptation qui pourraient permettre d'éviter les mises à pied seront compromises. Les efforts faits par l'entreprise pour accroître sa productivité, pour modifier l'organisation interne du travail ou pour améliorer les conditions du marché de son produit seront peut-être entravés par le départ anticipé des employés, par une baisse du moral et de la productivité, ou encore par le signal négatif que recevront les créanciers et les clients. Dans le cas d'une fermeture d'usine que l'on sait inévitable, un préavis peut être approprié, mais peut-être pas dans le cas de mises à pied sélectives qui sont seulement plus ou moins probables. Si les entreprises sont forcées de donner un long préavis dans ce dernier cas, elles pourraient tout simplement se dérober à cette exigence en utilisant comme mécanisme d'adaptation des mises à pied temporaires *ex ante*, et si les choses ne s'améliorent pas, elles pourraient ne pas respecter leur promesse de rappeler les travailleurs. Une telle situation aurait pour effet d'allonger la période de temps que ces travailleurs passent en chômage et, par conséquent, d'augmenter le nombre de semaines pendant lesquelles ils touchent des prestations d'a.-c. Le processus d'adaptation serait compromis. Par ailleurs, les entreprises pourraient tout simplement avoir recours à des mises à pied permanentes (sans aucune promesse de rappel) alors qu'elles ne l'auraient pas fait autrement. L'incidence des exigences en matière de préavis obligatoire sur les décisions relatives à l'adaptation, lorsqu'il n'est pas certain si une mise à pied est imminente ou, le cas échéant, si elle sera permanente, est une question importante qui pourrait faire l'objet de recherches dans l'avenir, une question qui a une influence sur la façon dont le régime d'a.-c. est utilisé. Au moins, l'adoption dans le présent document d'une définition *ex ante* de mise à pied temporaire et de mise à pied permanente indique que le problème est plus complexe qu'on ne le suppose généralement, et que les propositions visant un préavis obligatoire devraient tenir compte de cette complexité, étant donné qu'elles ne répondent pas aux besoins d'un nombre important de travailleurs mis à pied.

## **B) Répercussions de la crête de l'épuisement des prestations sur la probabilité d'un rappel**

La crête d'épuisement des prestations dans le taux de probabilité d'un rappel soulève un certain nombre de problèmes d'interprétation et de politique. Elle pourrait être considérée comme une illustration graphique de l'existence d'un contrat implicite entre les travailleurs et les entreprises, ou même d'une « collusion » entre eux en vue de tirer avantage du régime d'a.-c. Un facteur susceptible de donner lieu à une crête aussi prononcée tient au comportement des travailleurs face à la recherche d'un emploi. Un travailleur mis à pied temporairement *ex ante* et qui est sur le point d'épuiser ses prestations peut bien commencer à chercher un nouvel emploi (ou intensifier sa recherche), mais au préalable il peut aviser l'employeur antérieur ou exercer des pressions sur lui pour qu'il le réembauche. Il peut le faire lui-même ou par l'entremise d'un agent, par exemple son syndicat. Une hypothèse importante qui sous-tend la théorie des contrats

implicites est que l'a.-c. est avantageuse pour l'entreprise, car elle réduit l'intensité de la recherche des travailleurs temporairement mis à pied et, par conséquent, elle les garde rattachés de façon permanente à l'entreprise. L'adaptation aux chocs sur le marché des produits se fait au moyen de mises à pied, mais le risque pour l'entreprise de perdre le capital humain qui possède des compétences particulières, c'est-à-dire les travailleurs mis à pied, est réduit. La date du rappel peut être fixée de façon à coïncider avec l'épuisement imminent des prestations, car l'épuisement devrait se traduire par une augmentation discrète de la probabilité que le travailleur trouve un emploi auprès d'une autre entreprise. En ce sens, la crête dans la probabilité d'un rappel est conforme à la théorie. Elle est aussi conforme aux seuls autres travaux de recherche portant sur la question. Katz et Meyer (1990) constatent également une crête dans la probabilité d'un rappel.

L'argument contraire veut que la crête soit une anomalie statistique qui reflète notre présentation des données, et qui ne représente pas un phénomène économique réel. Il se peut que l'épuisement imminent des prestations incite des travailleurs à trouver un nouvel emploi, et que certaines de ces transitions soient appelées des rappels, ce qui crée une crête dans le taux de probabilité d'un rappel. L'épuisement des prestations peut forcer des travailleurs à trouver de nouveaux emplois qui sont considérés comme des emplois temporaires et, qui n'empêchent pas un retour chez l'employeur original. Un peu plus tard, le travailleur reçoit un avis de rappel et quitte volontairement cet emploi. Dans ces cas, l'algorithme que nous avons adopté pour déterminer si le travailleur a été rappelé (s'il a touché un revenu d'emploi de l'entreprise originale au cours de l'année suivant la cessation d'emploi) serait la transition de l'a.-c. au nouvel emploi en tant que transition de l'a.-c. au rappel. En d'autres mots, on ne peut discerner la séquence a.-c. → nouvel emploi → rappel, et elle serait identifiée comme étant a.-c. → rappel. Le fait que Katz et Meyer, qui utilisent une combinaison de données administratives et de données d'enquête et qui, par conséquent, ne font pas l'objet de cette critique, constatent également qu'une crête de ce genre indique qu'il ne s'agit pas simplement d'une anomalie statistique. Dans les paragraphes qui suivent, on suppose que la crête est un phénomène réel, mais les lecteurs devraient néanmoins être mis en garde sur ce point.

La crête enregistrée dans le taux de probabilité d'un nouvel emploi, qui a déjà été observée dans des données canadiennes<sup>21</sup>, a été utilisée pour étayer la notion qu'une partie de la perception des prestations est de nature volontaire. La recommandation de principe voulant que l'admissibilité aux prestations soit réduite est fondée sur ces éléments de preuve. Quelles sont les répercussions d'une crête sur la probabilité d'un rappel qui peut être, dans une grande mesure, le résultat de décisions conjointes employeur-employé? D'aucuns pourraient soutenir que la même recommandation de principe s'ensuit. Si les périodes d'admissibilité aux prestations sont plus courtes, les entreprises lanceront des avis de rappel plus tôt. Toutefois, cette approche nous paraît un peu brutale, étant donné le constat qu'un grand nombre de travailleurs nourrissent de fausses attentes pour ce qui est d'un rappel, et que ces fausses attentes font également baisser la probabilité qu'ils se trouvent un nouvel emploi.

---

21 Voir, par exemple, Ham et Rea (1987).

Le modèle suédois de financement de l'assurance-chômage offre une méthode alternative. Gross (1994) décrit une structure selon laquelle les prestations versées aux travailleurs temporairement mis à pied pour une période de plus de 30 jours, sont par la suite imputées à l'entreprise responsable de la mise à pied. L'application d'un modèle semblable au Canada constituerait un renversement du mode traditionnel de financement des prestations<sup>22</sup>. Elle représenterait également une forme tempérée de taux particuliers. Naturellement, la taxe ne s'appliquerait pas aux entreprises qui ont fermé leurs portes ou qui ont fait faillite à moins que, à titre de dette additionnelle, elle puisse être récupérée au moyen de la liquidation des actifs de l'entreprise. Elle n'aurait pas non plus d'incidence importante sur les entreprises qui mettent des travailleurs à pied temporairement, avec une date précise de rappel. Comme le montrent les figures 10 et 11, tous ces travailleurs (au moins pour le cas de référence) ont soit été rappelés, soit trouvé un nouvel emploi avant 30 semaines. La taxe sur le chômage aura le plus d'incidence sur les entreprises qui mettent des travailleurs à pied avec l'intention de les rappeler, mais qui ne donnent pas de date précise. Elle pourrait les inciter à rappeler plus tôt leurs travailleurs, et elle engendrerait peut-être un plus grand nombre de rappels que ce ne serait le cas autrement. Elle pourrait aussi encourager les entreprises à s'intéresser davantage aux problèmes d'adaptation auxquels font face les employés qu'elles ont mis à pied, pour qu'ils ne deviennent pas des chômeurs chroniques. À tout le moins, les travailleurs pourraient être prévenus plus tôt qu'un rappel est peu probable, et l'entreprise fournirait peut-être, dès le départ, des renseignements plus précis au sujet de la probabilité d'un rappel.

La taxe aurait aussi plusieurs conséquences pour les travailleurs mis à pied de façon permanente sans aucun espoir de rappel. En premier lieu, il y aurait peut-être moins de mises à pied de ce genre, car les taux particuliers imposés par la taxe pourraient encourager les entreprises à s'adapter d'autres façons. En règle générale, toutefois, une taxe sur le chômage de longue durée encouragerait probablement les entreprises à s'intéresser davantage aux problèmes d'adaptation auxquels font face les employés mis à pied. Par exemple, la Commission canadienne de mise en valeur de la main-d'œuvre (1993, p. 14) recommande que les organismes du secteur (c.-à-d., une sorte de partenariat patronal-syndical au niveau de l'industrie) fournissent aussi une aide aux travailleurs mis à pied de façon permanente. Une taxe sur le chômage de longue durée encouragerait ce genre d'organisation et d'action, car la plupart des entreprises seraient plus susceptibles de participer à des programmes de counselling ou de formation pour empêcher d'anciens employés de devenir des chômeurs chroniques. De cette façon, on ramènerait la source de la prise de décisions au niveau où se trouve l'information sur l'offre de main-d'œuvre et les compétences requises, c'est-à-dire au niveau de l'entreprise et de l'industrie, plutôt qu'au niveau gouvernemental. Comme nous l'avons mentionné, cette formule favoriserait tout au moins des attentes plus exactes en matière de rappel. Une telle taxe pourrait avoir d'autres conséquences dont il faudrait également tenir compte. Par exemple, elle pourrait décourager l'embauche de travailleurs, particulièrement ceux qui ont tendance à se retrouver en chômage pour de longues périodes.

<sup>22</sup> Selon la structure en trois étapes qui a régi l'admissibilité entre 1978 et 1990, le secteur privé finançait l'étape des prestations initiales et l'étape des prestations de prolongation fondées sur la durée de l'emploi, alors que le Trésor était responsable de la dernière étape possible, soit les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional.



En fait, on pourrait considérer qu'une taxe de ce genre corrigerait un facteur externe négatif et inhérent aux décisions des entreprises en matière de formation et d'embauchage. Les compétences générales, celles qui ont de la valeur pour tous les employeurs et, par conséquent, qui sont les plus utiles à un travailleur en chômage, ne seront probablement pas fournies en quantités suffisantes par le secteur privé, car elles laissent chaque entreprise vulnérable au « maraudage » d'autres entreprises visant ses employés formés. Ainsi, une entreprise qui offre une formation de ce genre risque-t-elle de perdre son investissement. Selon le modèle type de capital humain, les employés devraient payer pour ces compétences sous forme d'un salaire inférieur pendant ce qui est essentiellement une période d'apprentissage. Dans la pratique, toutefois, un grand nombre d'observateurs ont signalé que le « maraudage » est un problème<sup>23</sup>. Par conséquent, ce facteur externe amènera les entreprises à modifier leur programme de formation pour perfectionner des compétences particulières, ou à l'offrir uniquement aux employés les moins susceptibles de quitter l'entreprise, en commençant par les travailleurs plus spécialisés et ceux qui occupent des postes de gestion. On pourrait considérer qu'une taxe sur le chômage de longue durée accroît l'avantage que représente pour l'employeur une main-d'œuvre bien formée dans des compétences générales : s'il devait y avoir une mise à pied ou une période de restructuration, l'investissement dans ces compétences fera davantage pour prévenir un chômage de longue durée que des compétences particulières et, par conséquent, en réduisant la dette fiscale de l'entreprise, il aura plus de valeur<sup>24</sup>.

### **C) Questions concernant l'offre de main-d'œuvre et application d'une politique active**

On fait souvent la distinction entre un régime d'a.-c. « passif » et un régime « actif ». Le premier offre un soutien du revenu pendant les périodes de chômage, alors que l'autre, en plus de fournir un soutien, exige des prestataires qu'ils procèdent aux adaptations susceptibles d'améliorer leur employabilité dans l'avenir. Un programme actif vise à promouvoir la mobilité entre entreprises, entre professions, entre industries ou entre régions, dans l'espoir d'encourager des courbes de l'emploi stables et, ainsi, réduire la dépendance future à l'égard de l'a.-c. Le régime d'a.-c. du Canada renferme des éléments de soutien d'un régime actif et d'un régime passif, mais il est de plus en plus restructuré pour mettre l'accent sur les premiers.

Une très forte proportion des travailleurs mis à pied s'attendent à être rappelés. Dès le départ, cette idée aura une influence sur la volonté d'un grand nombre de travailleurs de participer à un programme qui, s'il donne de bons résultats, rompra le lien entre les prestataires et leurs anciens employeurs. Ceux qui s'attendent à être rappelés seront moins enclins à participer à un programme de ce

<sup>23</sup> Voir, par exemple, Ontario (1990).

<sup>24</sup> Corak (1993c) fait observer que les chômeurs de longue date (ceux qui demeurent en chômage pendant plus de six mois) sont désavantagés lorsque la demande augmente. Les entreprises semblent embaucher les chômeurs selon la règle du « dernier embauché et du premier licencié ». Lorsque la demande globale augmente et que le taux de chômage baisse, les chômeurs occasionnels ont beaucoup plus de chances de sortir du chômage que les chômeurs de longue date. Cette constatation tend à confirmer le modèle de classement hiérarchique de Blanchard et Diamond (1994), où le temps pendant lequel un travailleur demeure en chômage est utilisé par les entreprises comme un indice de la productivité du travailleur. Toute politique qui pourrait être relativement plus avantageuse pour les chômeurs de longue date est, outre son incidence sur la façon dont l'a.-c. est utilisée, justifiée.

genre. La forte proportion de prestataires qui s'attendent à être rappelés aura également une influence sur l'efficacité du programme. Pour promouvoir ses objectifs, un programme actif doit soit rectifier soit modifier les attentes en matière de rappel. En fait, on a constaté que parmi les différents types de programmes actifs, le counselling d'emploi est celui qui est le plus efficace. Il est intéressant de conjecturer sur ce point à la lumière des résultats décrits dans le présent document. On a découvert que l'attente d'un rappel fait baisser le taux de probabilité d'un nouvel emploi, et il se peut qu'entre autres l'incidence de ces programmes, qui ne sont pas nécessairement conçus pour modifier les compétences d'un travailleur et lui permettre de changer de profession, soit de renverser cet effet. La participation au programme peut amener des travailleurs à réviser leurs attentes en matière de rappel et, par conséquent, à intensifier leur recherche en vue d'un nouvel emploi.

Pour la mise en place éventuelle d'un programme actif, les résultats décrits dans le présent document indiquent qu'il existe deux groupes cibles possibles pour un programme qui, à court terme, consiste en un programme de counselling d'emploi : ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés et ceux dont les attentes ne sont pas réalistes (ou finiront par se révéler fausses). Ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés et qui sont enclins à toucher de l'assurance-chômage pendant les périodes les plus longues, pourraient être tenus de s'inscrire à un programme de counselling d'emploi d'une durée d'une semaine, au début d'une période de chômage, probablement à un moment quelconque entre la huitième et la douzième semaine. Cette suggestion se fonde sur des fonctions de probabilité estimative. Comme le montrent les figures 8a et 9a, le taux de probabilité augmente très peu au cours des 16 premières semaines pour les hommes, et encore moins pour les femmes. Il pourrait commencer à augmenter plus tôt si les travailleurs s'inscrivaient à un programme de counselling d'emploi au cours du troisième mois d'une période de chômage. En outre, une règle d'admissibilité de ce genre permettrait de cibler dans une certaine mesure les fonds du programme. D'après les figures 10 et 11, à peu près 10 p. 100 de tous les prestataires qui ne s'attendent pas à être rappelés ont trouvé un emploi après 12 semaines environ<sup>25</sup>.

Ceux qui s'attendent à être rappelés mais qui n'ont pas de date précise auraient peut-être aussi avantage à s'inscrire à un programme de ce genre plus tôt au cours d'une période de chômage. Si on laisse s'écouler plus de temps, il se produira peut-être une sorte d'auto-sélection. Ceux dont les attentes en matière de rappel sont justes sont les plus susceptibles d'être moins longtemps en chômage. La période d'attente fixée pour l'inscription au programme pourrait être assez longue pour permettre à ces travailleurs de se retirer d'eux-mêmes d'une participation possible au programme. Les figures 10 et 11 révèlent qu'après 30 semaines, 80 p. 100 des hommes de ce groupe ont trouvé un emploi, tout comme environ 50 p. 100 des femmes. Il serait peut-être bon que les travailleurs

---

25 La Commission canadienne de mise en valeur de la main-d'œuvre (1993) est d'avis qu'il ne devrait pas y avoir de règle d'admissibilité et que le counselling d'emploi devrait débiter même avant la mise à pied. Toute recommandation de principe à cet égard exigerait que les coûts afférents à l'inscription de tous les travailleurs mis à pied (qui obtiendraient ainsi un emploi plus rapidement) se traduisent néanmoins par des économies supérieures à celles qui seraient réalisées si, avant de commencer à inscrire des participants à un programme, on laissait ceux qui sont le plus susceptibles de trouver un emploi le faire eux-mêmes.

de ce groupe s'inscrivent à un programme de counselling d'une semaine au cours du septième mois d'une période de chômage, disons à un moment quelconque entre la vingt-sixième et la trentième semaine. Ce délai pourrait être assez long pour pouvoir cibler efficacement la participation sur les travailleurs susceptibles d'avoir de fausses attentes en matière de rappel, et assez long aussi pour qu'ils commencent à se poser des questions quant à la possibilité d'un rappel, ce qui les encouragerait davantage à chercher un nouvel emploi. Il se traduira aussi, automatiquement, par une proportion plus élevée de femmes dans le groupe cible.

Enfin, si au début d'une période de chômage le travailleur s'attend à être rappelé et qu'il a une date précise, il n'a probablement pas besoin de s'inscrire à un programme actif. En fait, si on fixait à 30 semaines la règle d'admissibilité, il n'y aurait à peu près plus de travailleurs de ce groupe qui toucheraient encore des prestations d'assurance-chômage. Les fonctions de succès qui apparaissent aux figures 10 et 11 révèlent que presque tous les travailleurs qui nourrissent une attente semblable trouvent un emploi avant 30 semaines. La politique actuelle qui consiste à utiliser la date de rappel pour déterminer le moment de lancer une enquête sur le prestataire est probablement la façon appropriée de traiter ce groupe de prestataires.

Ces règles d'admissibilité sont fondées sur les résultats du cas de référence utilisé dans les estimations des fonctions de probabilité. Elles pourraient être modifiées en fonction d'autres caractéristiques, notamment la région de résidence. Toutefois, notre but n'est pas de cibler le programme en fonction de toutes les caractéristiques observables des prestataires. Comme le montre le tableau 11, ces caractéristiques sont loin d'avoir la même influence sur la durée des périodes de chômage que les attentes en matière de rappel. Cibler le programme en fonction du temps de chômage qui s'est écoulé concorde avec l'idée selon laquelle les programmes actifs axés sur des résultats à long terme (comme le perfectionnement des compétences et la mobilité interrégionale) devraient être ciblés en fonction du nombre de demandes antérieures déposées par le travailleur. Les résultats de la présente étude constituent la contrepartie de la façon de concevoir une politique active orientée sur des objectifs à court terme, visant à accroître l'intensité de la recherche d'emploi, et ils pourraient être utilisés par des primo-demandeurs de prestations d'assurance-chômage. Si un prestataire a eu accès à des services de counselling d'emploi pendant une période de chômage, qu'il obtient un emploi, puis qu'il commence une autre période de chômage quelque temps après avoir terminé la première (disons deux ans), la deuxième demande pourrait alors être une demande pleinement active axée sur le perfectionnement professionnel. Il ne vaudrait pas la peine d'inscrire cette personne à un autre programme de counselling d'emploi.

Toutes les suggestions ci-dessus exigent au préalable que les éléments actifs du programme soient efficaces. Que pouvons-nous attendre d'un programme de counselling d'emploi? Il est difficile d'estimer quels seront les effets d'un programme de ce genre sur la durée des périodes de chômage. Au moins, les résultats de l'estimation offrent-ils la possibilité de montrer les types d'effets qui pourraient en découler.

Il importe de reconnaître qu'un programme de counselling d'emploi peut avoir une influence à la fois sur la fonction de probabilité d'un rappel et la fonction de probabilité d'un nouvel emploi. Par le passé, on avait tendance à croire, et cette croyance ne tient pas compte de la possibilité d'un rappel, que le counselling d'emploi faisait augmenter la probabilité d'un nouvel emploi, soit en intensifiant la recherche d'emploi, soit en causant une réduction dans les attentes salariales. Si l'on reconnaît que chaque prestataire se trouve à la fois devant une probabilité de rappel et une probabilité de nouvel emploi, on peut mieux comprendre les effets possibles d'un programme de ce genre.

Comme nous le mentionnons, il est possible que l'effet du counselling d'emploi soit limité à l'effet des attentes en matière de rappel sur la probabilité d'un nouvel emploi. Un scénario possible est qu'il ferait augmenter la probabilité d'un nouvel emploi sans rien changer d'autre, et ce juste assez pour éliminer l'effet de dépression qu'ont les attentes en matière de rappel. En d'autres mots, ceux qui s'attendent à être rappelés ont les mêmes chances de trouver un nouvel emploi que ceux qui n'entretiennent pas ce genre d'attente, et il n'y a aucun changement dans la probabilité d'un rappel. En fait, selon ce scénario, la durée moyenne de perception des prestations d'assurance-chômage ne changerait pas sensiblement. C'est ce que montre le tableau 16 sous la rubrique **Attentes de rappel corrigées**, à la fois pour une règle d'admissibilité de 30 semaines (où l'effet de dépression des attentes en matière de rappel sur la probabilité d'un nouvel emploi disparaît dans la trente et unième semaine) et une règle de zéro semaine (où l'effet de dépression des attentes en matière de rappel sur la probabilité d'un nouvel emploi est éliminé dès le début de la période de chômage). La durée moyenne diminue de seulement un dixième d'une semaine dans le premier cas, et de seulement une demi-semaine environ dans l'autre cas. Si son incidence est limitée à ces effets, il est peu probable qu'un programme de ce genre soit très efficace.

Il est aussi possible que le counselling d'emploi élimine complètement la possibilité d'un rappel. C'est ce qui se produirait si le rappel était le résultat de certaines pressions ou démarches, auprès de l'ancien employeur, de la part du travailleur mis à pied, comme nous le soulignons à la partie 4-B. La participation réussie à un programme qui vise à intensifier la recherche d'un nouvel emploi pourrait fort bien avoir pour conséquence d'inciter le travailleur à consacrer son temps et son énergie non pas à tenter d'obtenir un rappel de la part de l'ancien employeur mais à faire d'autres démarches auprès de nouveaux employeurs éventuels. En d'autres mots, elle servirait à rompre le contrat implicite qui pourrait exister. Cette situation soulève la question suivante : à quoi ressemble le taux de probabilité d'un nouvel emploi s'il n'y a aucune possibilité de rappel? Comme le signalent Kalbfleisch et Prentice (1980, pp. 177-178), il n'existe aucun moyen statistique de déterminer ce que serait l'une des fonctions de probabilité si l'autre probabilité n'existait plus. La réponse à cette question ne peut venir que de la compréhension d'un analyste du processus sous-jacent. Toutefois, il est facile de suggérer le pire scénario. Si le counselling d'emploi élimine la possibilité d'un rappel mais ne fait rien pour améliorer la fonction de probabilité d'un nouvel emploi, la durée moyenne des prestations d'assurance-chômage serait de 39,2 et 46,1 semaines pour les hommes et les femmes qui ne s'attendent pas à être rappelés, et de 42,5 et 47,3 semaines pour ceux qui nourrissent encore l'espoir d'être rappelés.

**Tableau 16**  
**Effets possibles du counselling d'emploi sur la durée prévue**  
**des prestations d'a.-c.**

	Hommes	Femmes
Cas de référence	32,0	39,2
Cas de référence – Rappel prévu (aucune date)	21,9	29,6
Attentes de rappel corrigées – règle d'admissibilité de 30 semaines	21,8	29,5
Attentes de rappel corrigées – règle d'admissibilité de 0 semaines	21,2	29,2
Probabilité d'un nouvel emploi seulement	39,2	46,1
Probabilité d'un nouvel emploi seulement – Rappel prévu (aucune date)	42,5	47,3
Probabilité d'un nouvel emploi seulement – Démissions	35,6	38,0
Probabilité d'un nouvel emploi se transforme en probabilité de démission – règle d'admissibilité de 8 semaines <sup>1</sup>	36,8	42,2 *
Probabilité d'un nouvel emploi se transforme en probabilité de démission – règle d'admissibilité de 30 semaines <sup>2</sup>	39,6	44,3 *

*1 Pour ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés.*

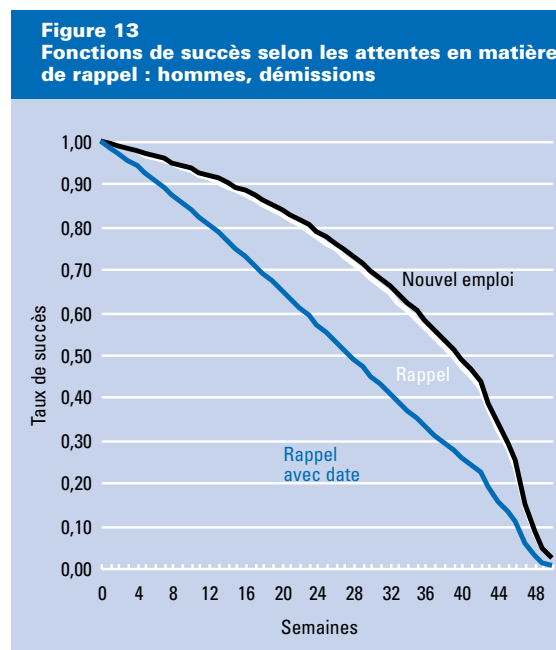
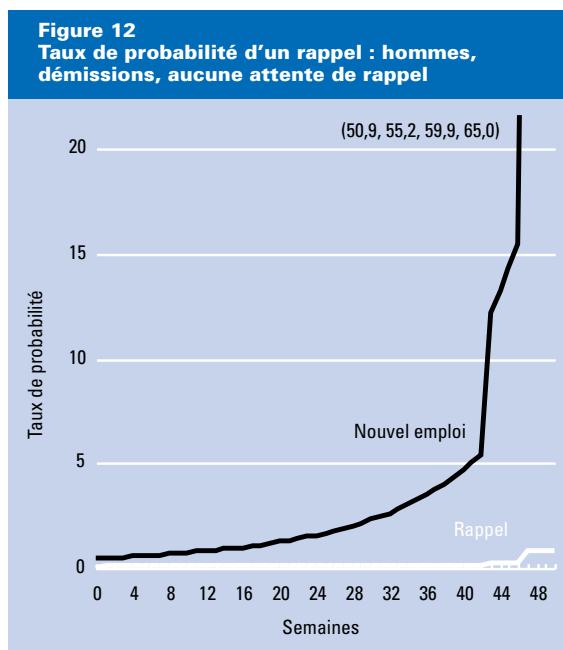
*2 Pour ceux qui s'attendent à être rappelés mais qui n'ont pas de date précise.*

*\* Fondé sur les estimations du taux global des probabilités.*

Cette période est d'environ sept semaines plus longue que le cas de référence, et elle représente sûrement une situation extrême. Elle fournit, toutefois, une référence pour un autre cas beaucoup plus optimiste, un cas qui suppose que les diplômés de programmes de counselling d'emploi font face aux mêmes circonstances que les démissionnaires. En fait, nous estimons que les démissionnaires représentent un exemple contre-factuel d'une situation où il n'y a pas de probabilité de rappel. Comme nous l'avons mentionné précédemment, les démissionnaires, au moins ceux qui touchent des prestations d'assurance-chômage pendant une certaine période, semblent se comporter comme s'ils avaient un emploi en réserve, ou un emploi de dernier recours.

Nous avons repris l'exercice d'estimation à l'égard de ceux qui font l'expérience de mises à pied, en l'appliquant à un échantillon d'hommes et de femmes qui quittent leur dernier emploi et qui touchent au moins une semaine de prestations d'assurance-chômage. (Les données sont décrites au tableau 11.) Les résultats de l'estimation figurent en annexe aux tableaux 2-1 et 2-2. Les figures 12 et 13 montrent les fonctions estimatives de probabilité et de succès pour les hommes, au moyen du même cas de référence que celui qui a été utilisé précédemment, et en supposant aussi que les travailleurs ont droit à 50 semaines de prestations. La fonction de probabilité d'un nouvel emploi augmente sensiblement à mesure qu'approche la date d'épuisement des prestations. Ce résultat confirme les renseignements descriptifs provenant des taux de probabilité empirique présentés à la figure 6. Il ressort clairement de la fonction de succès que presque tous les démissionnaires trouvent un emploi avant d'épuiser leurs prestations. Le taux de probabilité d'un rappel est toujours très faible. Dans ce qui suit, on suppose qu'il se situe à zéro, c'est-à-dire que la transition de l'assurance-chômage à un emploi est régie uniquement par la transition au nouvel emploi. Selon cette hypothèse, la

durée moyenne d'une période de chômage est de 35,6 semaines pour les hommes et de 38 semaines pour les femmes. Ces résultats sont également présentés au tableau 16. Ces périodes sont sensiblement plus longues que la durée moyenne pour le cas de référence, mais aussi sensiblement plus courtes que dans le scénario où seule la probabilité d'un nouvel emploi s'appliquait aux travailleurs mis à pied. En supposant que la probabilité d'un nouvel emploi se maintienne pendant les huit premières semaines, puis qu'elle revienne à la fonction de probabilité pour les démissionnaires, la durée moyenne sera de 36,8 semaines pour les hommes et de 42,2 semaines pour les femmes, alors que si elle se maintient pendant les 30 premières semaines puis qu'elle revient à la probabilité pour les démissionnaires, la durée moyenne sera de 39,6 semaines et de 44,3 semaines. Pour ceux qui s'attendent à être rappelés, cela représente une diminution de la durée moyenne d'environ trois semaines. C'est là la limite supérieure de l'effet possible du counselling d'emploi ciblé selon les résultats estimatifs de notre modélisation et les règles d'admissibilité décrites antérieurement, et elle n'est présentée qu'à titre de suggestion. Une évaluation plus rigoureuse nécessiterait une méthodologie expérimentale ou quasi-expérimentale.





## 4. Conclusion

Dans le présent document, on examine une série de questions associées aux résultats possibles d'un régime d'assurance-chômage qui est loin d'être un système de taux particuliers. Nous présentons une définition *ex ante* des mises à pied temporaires, et nous utilisons des données administratives pour montrer l'ampleur et la proportion de ce type de cessation d'emploi sur le marché du travail canadien. Jusqu'à 80 p. 100 des travailleurs mis à pied s'attendent à être rappelés par leur ancien employeur. Parmi ceux-ci, environ 40 p. 100 nourrissent de fausses attentes. Ces constatations ont un certain nombre de répercussions sur la façon dont le régime d'a.-c. est utilisé. Une bonne partie du niveau élevé de demandes réitérées est attribuable à une alternance entre des périodes de chômage et des périodes d'emploi auprès de la même entreprise : le recours répété au régime ne devrait pas être interprété uniquement en fonction de l'offre de main-d'œuvre, il pourrait être la conséquence de décisions conjointes des travailleurs et de leurs employeurs.

Toutefois, notre étude est principalement axée sur une autre question : l'influence des attentes en matière de rappel sur le nombre de semaines durant lesquelles les prestataires touchent des prestations au cours d'une période donnée de chômage. On constate que les attentes en matière de rappel sont le facteur qui a le plus d'influence sur la durée des prestations : plus un travailleur est convaincu qu'il sera rappelé, moins longtemps il touche des prestations. Les travailleurs qui sont convaincus d'être rappelés touchent en moyenne 20 semaines de prestations de moins que ceux qui ne s'attendent pas du tout à être rappelés. Aucune autre caractéristique n'a une influence aussi forte. Pour comprendre la durée des prestations, il est essentiel d'avoir des renseignements sur le type de cessation d'emploi, tous les autres renseignements concernant le travailleur étant nettement secondaires. Ces résultats proviennent d'un modèle de probabilités concurrentes de la durée des périodes d'assurance-chômage où les fonctions de probabilité d'un nouvel emploi et de probabilité d'un rappel sont estimées conjointement. Bon nombre des variables qui influent sur la durée des périodes de chômage ont des effets très différents sur ces deux fonctions de probabilité. Par exemple, alors que les attentes en matière de rappel font augmenter la fonction de probabilité d'un rappel, elles diminuent par ailleurs la probabilité d'un nouvel emploi. Cette constatation indique que les travailleurs qui entretiennent de fausses attentes en matière de rappel prennent plus de temps à trouver un nouvel emploi qu'ils ne le feraient autrement.

En général, ces conclusions nous donnent une meilleure compréhension de la façon dont fonctionne le marché du travail et de son interaction avec l'assurance-chômage. Elles soulèvent également diverses questions pour la mise en œuvre d'une politique.



## Annexe Élaboration des données

### 1. FV-PALE

Le fichier vectoriel (FV) est une base de données administratives composée d'un échantillon systématique lui-même composé d'une demande sur 10 parmi toutes les demandes de prestations d'a.-c. déposées entre 1971 et 1989. Il comporte des renseignements sur les caractéristiques du prestataire, ainsi qu'un compte rendu hebdomadaire des antécédents de la demande. En outre, toutes les demandes déposées par un travailleur donné sont incluses dans l'échantillon. Cette formule permet d'identifier les réitérants du régime d'a.-c. et, par conséquent, d'extraire le type de renseignements requis pour produire la figure 1. Il existe très peu de renseignements sur les antécédents de travail du prestataire avant le dépôt de la demande. Le numéro du système de retenues sur la paye de Revenu Canada (PAYDAC) est le seul élément d'information qui permettrait d'identifier l'ancien employeur du prestataire. Un seul numéro PAYDAC apparaît dans le FV, et dans le cas des prestataires qui étayaient leur demande de prestations par des emplois occupés chez plus d'un employeur, il n'est pas clair à quel employeur renvoie le numéro. En outre, le PAYDAC n'est pas un identificateur unique d'entreprise. La même entreprise peut avoir plusieurs PAYDAC, un peut-être pour chaque service ou chaque usine. Par conséquent, une comparaison des numéros PAYDAC apparaissant sur les demandes de prestations successives d'un travailleur particulier sous-estimera la mesure dans laquelle le recours répété à l'a.-c. est associé à une série de mises à pied et de rappels de la même entreprise, étant donné que certains travailleurs peuvent retourner à la même entreprise, mais à un service différent avec un PAYDAC différent.

Pour surmonter ce problème, nous avons comparé les enregistrements du FV avec ceux du fichier de données du Programme de l'analyse longitudinale de l'emploi (PALE). Le PALE peut être considéré comme un répertoire d'entreprises longitudinalement cohérent. Il est décrit par Statistique Canada (1988). Nous relierons le FV au PALE, par PAYDAC et par année, et nous assortissons le FV d'un identificateur d'entreprise. Comme le PALE couvre la période allant de 1978 à 1991, notre comparaison est limitée aux demandes de prestations déposées entre 1978 et 1989. Le tableau 1-1 en résume les résultats.

**Tableau 1-1**  
**Résultats du jumelage du FV avec le PALE : 1978 à 1989**

	Total	Jumelés avec le PALE	Non jumelés	Pourcentage non jumelé
FV	3 816 579	3 467 262	349 317	9,2
FV avec certaines prestations payées	3 127 011	3 020 658	106 353	3,4

Il existe 689 568 enregistrements, ou 18,1 p. 100 du nombre total de demandes figurant dans le FV, pour lesquels aucune prestation d'a.-c. n'a été versée. Ces enregistrements représentent des demandes qui ont été jugées non admissibles, ou des demandes qui ont été classées au cours de la période d'attente, avant que des prestations ne soient versées. Notre analyse est limitée aux demandes



« acceptées », c'est-à-dire les demandes pour lesquelles un certain montant a été payé en prestations. Le pourcentage des enregistrements FV non jumelés est de 9,2 lorsqu'on tient compte de tous les enregistrements dans le FV de 1978 à 1989, mais seulement de 3,4 lorsqu'on tient compte uniquement des enregistrements pour lesquels un montant a effectivement été versé en prestations. Dans les paragraphes qui suivent, nous appelons « fichier FV PALE » le fichier des demandes acceptées qui ont été jumelées avec le PALE.

Outre l'identificateur d'entreprise (l'identificateur du registre longitudinal des entreprises ou SIRE), un code à trois chiffres de la CTI de 1970 a été attribué à chaque demande acceptée. Il manque certaines des valeurs du dernier champ pour deux raisons : 1) le FV ne correspondait pas au PALE; et 2) le code CTI était indiqué comme étant inconnu, « 000 », ou « 999 ». Il est important de tenir compte des renseignements non jumelés ou manquants lorsqu'on effectue une analyse de la tendance des travailleurs à retourner au même employeur ou à la même industrie. C'est ce que l'on fait aux tableaux 2 et 3 en supposant dans le premier cas qu'un SIRE manquant représente un SIRE existant pour ce prestataire, et dans le deuxième cas, qu'il représente un nouveau SIRE. Les tableaux 1-2 et 1-3 fournissent des renseignements semblables à ceux qui sont présentés aux tableaux 1-4 et 1-5, mais au niveau d'une industrie de la classification à deux chiffres.

**Tableau 1-2**  
**Nombre total de demandes par nombre total d'industries différentes de la classification à deux chiffres**  
 (Les codes d'industrie manquants représentent un code existant pour l'industrie.)

Nombre de prestations par travailleur <i>rangée des pourcentages</i>	Nombre d'industries dotées de la classification à deux chiffres						Nombre total de travailleurs <i>colonne des pourcentages</i>
	1	2	3	4	5	6	
1	445 952 100						445 952 39,8
2	136 610 55,6	108 908 44,4					245 518 21,9
3	54 117 36,3	63 019 42,2	32 149 21,5				149 285 13,3
4	25 490 27,7	32 783 35,6	24 964 24,1	8 801 9,6			92 038 8,2
5	13 993 23,9	17 522 30,0	15 774 27,0	8 887 23,5	2 264 18,0		58 440 5,2
6	8 602 22,7	10 464 27,6	9 542 25,1	6 183 16,3	2 666 7,0	529 0,05	37 986 3,4
Total							1 120 787

## 2. FV/PALE/RE

Le fichier des relevés d'emploi (RE) renferme un échantillon composé d'un relevé sur dix parmi tous les RE émis depuis 1973. Nous retenons uniquement les relevés émis après 1977. Tous les travailleurs qui font partie du FV font également partie du fichier RE. Un employeur est légalement tenu d'émettre un RE chaque fois qu'il se produit une cessation d'emploi. Un exemplaire est remis à

**Tableau 1-3****Nombre total de demandes par nombre total d'industries différentes de la classification à deux chiffres**

(Les codes d'industrie manquants représentent des industries distinctes qui ne se répètent pas.)

Nombre de prestations par travailleur <i>rangée des pourcentages</i>	Nombre d'industries dotées de la classification à deux chiffres						Nombre total de travailleurs <i>colonne des pourcentages</i>
	1	2	3	4	5	6	
1	445 952 100						445 952 39,8
2	114 249 46,5	131 269 53,5					245 518 21,9
3	44 721 30,0	60 038 40,2	44 526 29,8				149 285 13,3
4	21 090 22,9	29 296 31,8	27 431 29,8	14 221 15,5			92 038 8,2
5	11 480 19,6	15 393 26,3	15 803 27,0	11 279 19,3	4 485 7,7		58 440 5,2
6	6 991 18,4	9 142 24,1	9 224 24,2	7 123 18,8	4 101 10,8	1 405 3,7	37 986 3,4
Total							1 120 787

**Tableau 1-4****Jumelage du FV/PALE et du RE**

	Nombre	Jumelés	Non jumelés
FV/PALE	3 127 011	2 315 074	811 937
10 p. 100 des RE	11 334 445	3 410 279	7 924 166

Remarque : 4 222 216 enregistrements (811 937 + 3 410 279) sont inscrits au fichier de sortie.

l'employé et un exemplaire est transmis au gouvernement fédéral. Un travailleur doit présenter un RE valide pour appuyer une demande de prestations d'a.-c. Ainsi, chaque demande peut-elle en principe être reliée à un RE particulier. Naturellement, l'inverse n'est pas vrai, étant donné que la majorité des travailleurs qui perdent leur emploi ne déposent pas de demande de prestations. Depuis 1986, le RE renferme un champ appelé INDICATIF-RETOUR, qui donne une indication quant à l'existence d'une attente de rappel avec une date connue, une attente avec une date inconnue, ou s'il n'y a pas du tout d'attente de rappel. L'information pourrait aussi être manquante ou non valide. S'il y a une attente de rappel avec une date précise, cette date est aussi indiquée. L'employeur fournit tous ces renseignements, mais ceux-ci sont aussi connus du travailleur qui perd son emploi.

Nous avons relié le fichier FV/PALE aux 10 p. 100 de RE, par travailleur et par semaine du début de la période de prestations (DPP), pour pouvoir associer une attente de rappel avec chaque demande de prestations<sup>26</sup>. Dans les paragraphes qui suivent, nous appelons ce fichier le FV/PALE/RE. Il y a de multiples correspondances dans ce fichier, car plus d'un RE peut être utilisé pour étayer une seule

<sup>26</sup> Le RE ne renferme pas beaucoup d'information. Les deux autres éléments importants qui sont fournis sont le motif de la cessation d'emploi et les dates du début et de la fin de l'emploi (qui donnent une idée des états de service du travailleur auprès de l'entreprise).

demande de prestations. Tous les RE utilisés pour appuyer une demande particulière renfermeront le même DPP. Le tableau 1-4 résume les résultats de ce jumelage. Sur les 3,1 millions d'enregistrements dans le fichier FV/PALE, presque 812 000 (ou 26 p. 100) ne correspondent pas à un RE. Même si on suppose que certaines demandes de prestations ne sont pas associées à un RE en raison d'erreurs administratives, 26 p. 100 de l'échantillon nous semble plutôt élevé. Cette situation est probablement due à l'exigence assez rigoureuse selon laquelle les codes DPP doivent correspondre exactement. Si nous devions autoriser une variation de deux ou trois semaines, le taux de correspondance serait probablement beaucoup plus élevé.

### **3. FV/PALE/RE/T4**

Nous utilisons le fichier T4 pour déterminer les résultats des rappels. Il y a rappel si le prestataire a un T4 du même employeur pour l'année civile suivant l'année où il a commencé à toucher des prestations. C'est la même définition que celle qui est utilisée à Statistique Canada (1992). Cette définition peut comporter plusieurs lacunes. La première est que certains travailleurs (ceux qui commencent à toucher des prestations d'a.-c. tôt durant l'année civile) auront presque deux ans pour retourner à leur ancien employeur, alors que d'autres (ceux qui commencent à toucher des prestations plus tard dans l'année) n'auront qu'un an. Cela signifie, premièrement, que si tous les prestataires étaient traités symétriquement (c.-à-d. si on leur donnait un maximum de deux ans pour retourner à leur ancien employeur), le nombre de rappels serait beaucoup plus élevé. Deuxièmement, les travailleurs qui quittent un employeur, qui déposent une demande de prestations, qui retournent chez l'employeur puis qui le quittent de façon permanente au cours de la même année seront incorrectement classés comme ayant connu une cessation d'emploi permanente plutôt qu'une cessation d'emploi temporaire. Troisièmement, cette situation se traduira par une sous-estimation du nombre de rappels. Nous déterminons ces cas et utilisons les renseignements contenus dans la demande de prestations pour voir s'il y a eu rappel : si les deux demandes ont le même SIRE, on considère que la première demande s'est terminée par un rappel, ou par un nouvel emploi, et seule la seconde demande est associée aux renseignements figurant sur le T4 de l'année suivante. Le nombre de prestataires faisant partie de cette catégorie est petit. Enfin, la dernière remarque concerne les travailleurs qui étayent leur demande de prestations par un emploi auprès de plus d'une entreprise. Dans ce cas, il y aura de multiples correspondances entre le FV/PALE et le RE. Notre analyse est limitée au RE du dernier emploi. Il se peut que le travailleur soit retourné chez l'un de ses autres employeurs. Ici encore, étant donné cette possibilité, les données sous-estimeront le nombre de rappels. Par conséquent, pour toutes ces raisons, on sous-estime le nombre de rappels.

Les T4 sont disponibles de 1978 à 1989. Les résultats du jumelage avec le FV/PALE/RE sont présentés au tableau 1-5. Le fichier T4 renferme des enregistrements T4S, mais aussi des enregistrements T4U. Ces derniers n'ont pas de PAYDAC, et ils sont donc exclus de l'analyse. Un petit nombre d'enregistrements ayant un PAYDAC de zéro sont également écartés. Ces deux exclusions expliquent la différence entre les chiffres dans les deuxième et troisième colonnes du tableau 1-5. Selon les résultats du jumelage avec le FV/PALE/RE, de

**Tableau 1-5**  
**Jumelage du FV/PALE/RE et du fichier T4**

Année	10 p. 100 des T4		FV/PALE/RE		
	Nombre	Nombre jumelé avec le PALE	Nombre	Nombre jumelé avec le T4 de l'année subséquente	Pourcentage jumelé avec le T4
1978			184 425	75 539	41,0
1979	1 942 721	1 709 114	167 512	72 716	43,4
1980	1 968 255	1 756 338	172 634	77 310	44,8
1981	2 058 768	1 821 654	255 725	113 830	44,5
1982	1 987 472	1 666 257	343 042	160 181	46,7
1983	2 006 868	1 661 598	314 485	146 180	46,5
1984	2 058 768	1 735 386	332 824	147 235	44,2
1985	1 818 329	1 648 252	328 451	152 883	46,5
1986	2 225 609	1 911 133	333 427	154 823	46,4
1987	2 324 594	2 015 859	327 234	152 846	46,7
1988	2 410 703	2 107 821	337 253	155 377	46,1
1989	2 468 285	2 164 461	342 116		

43 à 46 p. 100 des prestataires d'assurance-chômage retournent au même employeur au moins dans l'année qui suit le début de leur période de prestations.

Ces données établissent 1988 comme la dernière année où des données étaient disponibles pour l'analyse. Étant donné que l'INDICATIF-RETOUR apparaît sur le RE en 1986, cette année marque le point de départ de l'analyse économétrique. En outre, nous fondons notre analyse uniquement sur les demandes de prestations ordinaires, en excluant les demandes de prestations de pêcheurs, de prestations de maladie, de prestations de maternité ou de paternité, et les demandes relatives à des utilisations productives, car ces types de demandes peuvent mener à des tendances en matière de cessation d'emploi et de rappel attribuables à des motifs qui dépassent le champ de la présente analyse, ou ne sont pas fondés uniquement sur des considérations économiques. Enfin, les données utilisées pour effectuer les estimations par la méthode du maximum de vraisemblance des fonctions de probabilité sont un échantillon systématique d'une de ces données sur 100 (un échantillon de la population d'un sur 1 000). La taille de l'échantillon est ainsi limitée parce que les non-linéarités inhérentes à l'estimation exigent des calculs assez élaborés.



## Bibliographie

- Blanchard, Olivier J. et Peter Diamond, “Ranking, Unemployment Duration, and Wage Determination”, in *Review of Economic Studies*, 1994, à venir.
- Butler, J.S., Kathryn H. Anderson et Richard V. Burkhauser, “Work and Health after Retirement: A Competing Risks Model with Semiparametric Unobserved Heterogeneity”, in *Review of Economics and Statistics*, Vol. \_\_, N° \_\_, 1989, pp. 46-53.
- Canada, Conseil consultatif sur l’adaptation, *S’adapter pour gagner*, Rapport du Conseil consultatif sur l’adaptation, Ottawa, Ministère des Approvisionnements et Services, 1989.
- Canada, *Status Vector Documentation: Documentation Report N° 4*, Sixième édition, Emploi et Immigration, Direction de l’exploitation des données, Direction générale de la planification, Ottawa, 1990.
- Canada, *Guide de l’employeur : Comment remplir le Relevé d’emploi*, Emploi et Immigration, Assurance-chômage, Ottawa, 1993.
- Canada, Développement des ressources humaines Canada, *Communiqué*, 94-4, 31 janvier 1994, Ottawa.
- Commission canadienne de mise en valeur de la main-d’œuvre, *Rapport du Groupe de travail sur l’adaptation de la main-d’œuvre*, Commission canadienne de mise en valeur de la main-d’œuvre, Ottawa, 1993.
- Carmichael, H. Lorne, “Reputations in the Labor Market”, in *American Economic Review*, Vol. 74, N° 4, septembre 1984, pp. 713-725.
- Corak, Miles, « Le nouveau caractère du chômage : aspects démographiques de l’adaptation du secteur du travail au Canada », in *Le chômage au Canada : une vue rétrospective et prospective*, Ottawa, Surendra Gera éd., Ministère des Approvisionnements et Services pour le Conseil économique du Canada, 1991.
- « Recours répétés à l’assurance-chômage », in *L’Observateur économique canadien*, Statistique Canada, N° de catalogue 11-010, janvier 1992a, 3.1-3.25.
- « La durée des prestations d’assurance-chômage », Conseil économique du Canada, Document de travail n° 42, Ottawa, 1992b.
- “Unemployment Insurance Once Again: The Incidence of Repeat Participation in the Canadian UI Program”, in *Canadian Public Policy*, Vol. 29, N° 2, juin 1993a, pp. 162-176.
- « Variations cycliques dans la durée des périodes de chômage », in *Relations Industrielles/Industrial Relations*, Vol. 48, N° 1, hiver 1993b, pp 125-145.
- « La durée du chômage en période de prospérité et de récession », in *L’Observateur économique canadien*, Statistique Canada, N° de catalogue 11-010, septembre 1993a, 4.1-4.20.

- Feldstein, Martin, "Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment", in *Journal of Political Economy*, Vol. 84, N° 5, octobre 1976, pp. 937-957.
- Gross, Dominique M., "Unemployment and UI Schemes in Europe", in Christopher Green *et al.*, *Unemployment Insurance: How to Make it Work*, The Social Policy Challenge, Vol. 2, Toronto, C.D. Howe Institute, 1994.
- Ham, John C. et Samuel A. Rea Jr., "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada", in *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, N° 3, juillet 1994, pp. 325-53.
- Hamermesh, Daniel S., "Unemployment Insurance, Short-Time Compensation and Labor Demand", in *Research in Labor Economics*, Vol. 13, 1990.
- *Labor Demand*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1993.
- Hasan, Abrar et Patrice de Broucker, "Duration and Concentration of Unemployment", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 15, N° 4, novembre 1982, pp. 325-353.
- *Chômage et dynamique du travail au Canada*, Ottawa, Ministre des Approvisionnements et Services pour le Conseil économique du Canada, 1985.
- Jones, S.R.G. et Peter Kuhn, "Mandatory Notice and Unemployment", McMaster University, Department of Economics, Working Paper N° 92-15, juillet 1992.
- Kalbfleisch, John D. et Robert L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley, 1980.
- Katz, Lawrence F., "Layoffs, Recall and the Duration of Unemployment", NBER, document de travail n° 1825, 1986.
- et Bruce D. Meyer, "Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes", in *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 105, N° 4, novembre 1990, pp. 973-1002.
- Kesselman, Jonathan R., *Financing Canadian Unemployment Insurance*, Toronto, Association canadienne d'études fiscales, 1983.
- Kuhn, Peter, "Employment Protection Laws: Policy Issues and Recent Research", *Canadian Public Policy*, Vol. 19, N° 3, septembre 1993, pp. 279-297.
- Ontario, Conseil du premier ministre, *Formation et adaptation des travailleurs pour la nouvelle économie mondiale*, Toronto, Imprimeur de la Reine pour l'Ontario, 1990.
- Osberg, Lars et Shelley A. Phipps, "Labour Supply with Quantity Constraints: Estimates from a Large Sample of Canadian Workers", in *Oxford Economic Papers*, Vol. 45, N° 2, avril 1993, pp. 269-291.
- Robertson, Matthew, "Temporary Layoffs and Unemployment in Canada", in *Industrial Relations*, Vol. 28, N° 1, hiver 1989, pp. 82-90.

Statistique Canada, *Construction d'une base de données longitudinales sur les entreprises canadiennes : un outil de recherche pour l'étude de l'emploi*, N° de catalogue 18-501, Ottawa.

————— *Les mouvements de la main-d'œuvre dans l'économie canadienne : embauches et cessation d'emploi, 1978-1989*, N° de catalogue 71-539, Ottawa, 1992.