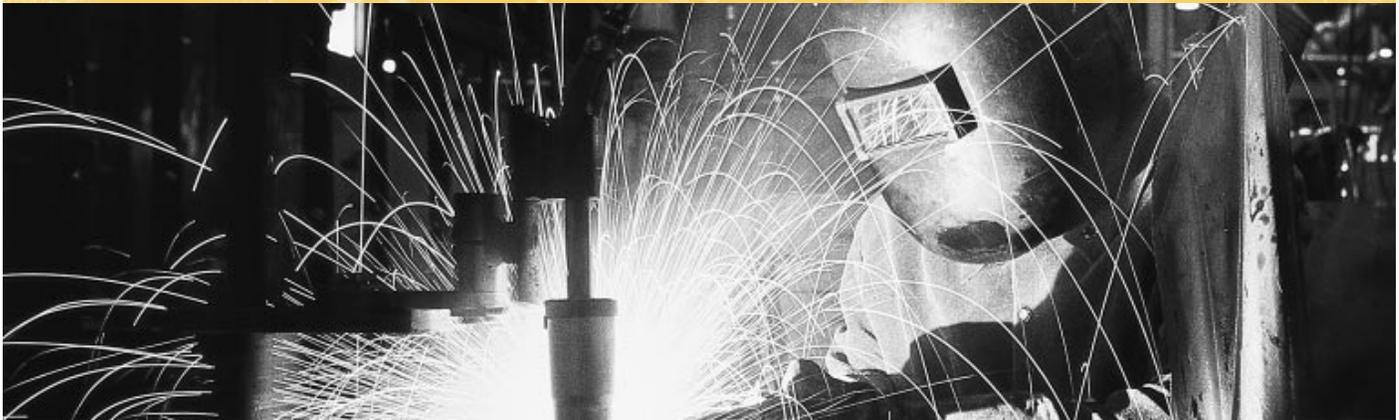


AC

*Répercussion de la réduction du taux
des prestations et des changements
apportés aux conditions d'admissibilité
(projet de loi C-113)
sur le chômage, la recherche d'emploi
et la qualité du nouvel emploi*



par Stephen R. G. Jones



Développement des
ressources humaines Canada

Human Resources
Development Canada

**L'assurance-chômage
et le marché du travail**



Canada

Août 1995

Also available in English.

IN-AH-213F-08-95



Imprimé sur du papier recyclé



*Répercussions de la
réduction du taux
des prestations et des
changements apportés
aux conditions
d'admissibilité (projet
de loi C-113) sur le
chômage, la recherche
d'emploi et la qualité
du nouvel emploi*

par Stephen Jones
Université McMaster

L'assurance-chômage et
le marché du travail

Remerciements

Le présent document est le quatorzième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). L'auteur tient à remercier Tom Crossley et Arthur Sweetman pour leur excellent travail à titre d'adjoints de recherche, ainsi que Martin Browning, Terri Devine, Peter Kuhn, Bruce Meyer, Craig Riddell et Ging Wong pour leurs commentaires utiles. Les opinions exprimées dans cette étude représentent le point de vue de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de DRHC.

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, 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

R ésumé	7
Introduction	9
1. Réemploi aux deux dates d'entrevue	15
2. Durée des premières périodes de chômage (après un RE)	18
3. Modèles de la durée du chômage selon la méthode des risques proportionnels	25
4. Modèle paramétrique de la durée du chômage	28
5. Intrants de recherche d'emploi et processus de recherche d'emploi	30
6. Qualité des nouveaux emplois : rémunération	33
7. Qualité des nouveaux emplois : heures travaillées	35
8. Qualité des nouveaux emplois : mesures de la satisfaction au travail . . .	36
9. Conclusion	38
Annexe : tableaux	40
Bibliographie	77
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage	78

Liste des figures

Figure 1	Risque empirique pour les deux cohortes — DV, MT, AUTRES et RENVOIS	19
Figure 2	Risque empirique pour la cohorte 1 — DV, MT, AUTRES et RENVOIS	20
Figure 3	Risque empirique pour la cohorte 2 — DV, MT, AUTRES et RENVOIS	20
Figure 4	Risque empirique pour les cohortes 1 et 2 — DV, MT, AUTRES et RENVOIS	21
Figure 5	Risque empirique pour les deux cohortes — DV seulement	22
Figure 6	Risque empirique pour les deux cohortes — RENOIS seulement	22
Figure 7	Risque empirique pour les deux cohortes — MT seulement	23
Figure 8	Risque empirique pour les deux cohortes — AUTRES seulement	23



Résumé

Cette monographie a pour but d'étudier les effets du projet de loi C-113 (devenu loi le 1^{er} avril 1993) sur la durée des périodes de chômage, le comportement de recherche d'emploi des personnes en chômage et la qualité des nouveaux emplois (mesurée par la rémunération et le nombre d'heures travaillées) obtenus après une période de chômage. L'étude consiste essentiellement en une comparaison de deux groupes : les personnes qui étaient soumises à la loi en vigueur avant l'adoption du projet de loi C-113 (que nous désignerons comme l'échantillon « antérieur ») et celles qui ont dû composer avec les dispositions de la nouvelle loi, moins généreuses (que nous désignerons comme l'échantillon « postérieur »).

Les conclusions relatives à la durée du chômage peuvent être résumées comme suit. Quand on compare l'expérience des deux cohortes, on observe que les personnes de l'échantillon « antérieur » subissent moins de chômage que celles de l'échantillon « postérieur ». Cette conclusion vaut pour les proportions de personnes de chaque cohorte qui demeuraient en chômage (proportions évaluées à diverses périodes), pour les proportions de personnes qui occupaient un emploi au moment de l'entrevue de l'échantillon « antérieur » et de l'entrevue de l'échantillon « postérieur », et pour diverses variables économétriques et statistiques qui servent à isoler l'effet d'autres variables pouvant différer d'une cohorte à l'autre ou d'une période de chômage à l'autre. Ainsi, l'échantillon « antérieur », qui a profité des dispositions de l'ancienne loi, plus généreuse, s'est un peu mieux tiré d'affaires que l'échantillon « postérieur », qui a dû composer avec un coefficient de remplacement du revenu moins élevé et la disposition de la loi qui prévoit l'exclusion des travailleurs quittant leur emploi sans raison valable (comme on l'entend dans le projet de loi C-113). Tandis que l'interprétation de ces résultats est quelque peu incertaine, étant donné que ceux-ci vont probablement à l'encontre de ce que l'intuition peut laisser entendre, nous pouvons affirmer sans risque d'erreur que rien ne prouve que la réduction des prestations d'assurance-chômage, en avril 1993, ait eu pour effet de raccourcir les périodes de chômage.

En ce qui a trait à la recherche d'emploi, on peut difficilement dire que les ressources consacrées à cette activité (nombre d'heures ou dépenses) ou les salaires d'acceptation varient systématiquement selon la cohorte. Fait intéressant, lorsqu'on isole l'effet des ressources consacrées à la recherche d'emploi (lesquelles peuvent varier dans le temps) dans l'analyse des périodes de chômage, les conclusions relatives à l'expérience de chômage des deux cohortes ne changent pas.

Enfin, aucune des deux mesures objectives de la qualité des nouveaux emplois ne diffère de façon significative entre les deux cohortes, une fois que les variables de contrôle pertinentes ont été introduites. Quant à la mesure subjective de la qualité des nouveaux emplois (satisfaction au travail), on note une différence entre les deux cohortes, les personnes de la cohorte 2 étant, en règle générale, moins satisfaites de leur nouvel emploi que celles de la cohorte 1. Bien qu'il y ait lieu d'être prudent dans l'évaluation de l'importance accordée à cet indicateur — particulièrement en ce qui concerne la distribution des réponses relativement à l'emploi visé par le relevé d'emploi, selon laquelle très peu de travailleurs disent être moins satisfaits de leur nouvel emploi — ces résultats peuvent renforcer l'effet cohorte observé pour le chômage : les personnes de la cohorte 2 étaient prêtes à accepter des emplois moins intéressants plus rapidement que celles de la cohorte 1.



Introduction

Cette monographie fait partie du rapport final intitulé « Études sur l'assurance-chômage fondées sur la Canadian Out of Employment Panel Survey ». Elle a pour but d'étudier les effets du projet de loi C-113 sur la durée des périodes de chômage, le comportement de recherche d'emploi des personnes en chômage et la qualité des nouveaux emplois (mesurée par la rémunération et le nombre d'heures travaillées) obtenus après une période de chômage. L'étude examine particulièrement deux aspects du projet de loi (devenu loi le 1^{er} avril 1993) : 1) la réduction du coefficient de remplacement du revenu de 60 à 57 % de la rémunération assurable et 2) l'exclusion des travailleurs ayant cessé d'occuper un emploi sans motif valable (c'est-à-dire dans le cas de départs volontaires et de renvois). Nous commençons par une brève analyse du champ de l'étude, puis nous passons à l'analyse détaillée des données et de la tendance des résultats.

Un certain nombre de chercheurs remarquent que les paramètres des programmes d'assurance-chômage (a.-c.) de beaucoup de pays ne sont pas soumis à des variations exogènes. Aux États-Unis par exemple, Welch (1977) souligne que le montant des prestations hebdomadaires dans un État donné dépend de la rémunération antérieure du prestataire (sous réserve d'un niveau minimum et d'un niveau maximum de prestations). Par conséquent, il est difficile de distinguer les effets *directs* des prestations d'a.-c. sur le comportement aussi bien des travailleurs que des personnes en chômage et les effets *indirects* de tous les facteurs qui influent sur la rémunération antérieure (voir aussi Meyer, 1992). Il pourrait donc y avoir un biais dans l'estimation des effets sur la durée du chômage ou sur le gain ou la perte de rémunération dans un emploi obtenu après une période de chômage, bien qu'il soit difficile de déterminer le sens de ce biais.

Ce genre de critique a d'autant plus de poids dans le cas du Canada que, hormis les aspects régionaux de l'admissibilité aux prestations et la norme variable d'admissibilité (NVA), les paramètres du programme ont une application nationale. En conséquence, on ne trouve pas au Canada la variation « régionale » de prestations qui est mentionnée dans certaines études américaines. Les auteurs d'études antérieures sur le régime d'a.-c. du Canada (voir, par exemple, Corak, 1993) devaient donc, pour une bonne part, considérer comme très précise la structure statistique appliquée aux données pour déceler l'effet de différents niveaux de prestations¹. Dans la mesure où d'autres chercheurs ou des responsables des politiques gouvernementales peuvent avoir douté de la capacité des données de faire ressortir une différence entre les effets directs de l'a.-c. et l'influence de toutes les autres variables qui déterminent l'admissibilité aux prestations d'a.-c., il convient de considérer avec prudence les conclusions des études antérieures.

Les données de divers fichiers administratifs de l'a.-c. ont déjà été utilisées dans certaines des études les plus importantes sur le programme d'assurance-chômage du Canada². Toutefois, ces fichiers présentent certaines lacunes au point de vue

Il est difficile de distinguer les effets directs des prestations d'a.-c. sur le comportement aussi bien des travailleurs que des personnes en chômage et les effets indirects de tous les facteurs qui influent sur la rémunération antérieure.

- 1 L'étude récente de Green et Riddell (1993) fait exception à cet égard; elle tire profit d'une modification législative extraordinaire qui a temporairement changé la norme variable d'admissibilité.
- 2 Ham et Rea (1987) est une étude importante où l'on utilise des données administratives du profil vectoriel.

des variables démographiques et du comportement des prestataires après que la période de prestations a pris fin. La présente étude vise à combler en partie ces lacunes en utilisant un ensemble de données constitué dans le cadre de la Canadian Out of Employment Panel Survey (COEP), réalisée en 1993 par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Outre qu'elles complètent les fichiers administratifs de l'a.-c., les données de la COEP peuvent servir à évaluer les changements amenés par le projet de loi C-113.

Les données de la COEP ont été rassemblées au cours de deux périodes de sondage d'une durée de six semaines chacune qui encadrent l'adoption du projet de loi C-113 en avril 1993 : les personnes tombées en chômage entre le 31 janvier et le 7 mars formaient l'échantillon « antérieur », ou cohorte 1; celles qui étaient devenues chômeurs entre le 25 avril et le 5 juin formaient l'échantillon « postérieur », ou cohorte 2³. Les participants ont été choisis au hasard — le critère de base étant que la personne échantillonnée ait un numéro d'assurance sociale qui se termine par 5 — parmi les personnes qui avaient un relevé d'emploi (RE) dans les deux périodes de sondage. (Les employeurs canadiens sont tenus d'émettre un relevé d'emploi dès qu'il y a cessation d'emploi.) Tous les RE, sauf ceux émis pour les cas de participation à un programme de travail partagé, les cas d'apprentissage ou les cas de retraite à 65 ans, ont été soumis à l'échantillonnage. On a interviewé les personnes deux fois (la première fois, de 23 à 29 semaines après la date de cessation d'emploi, et la seconde, de 34 à 45 semaines après) afin de déterminer si leur situation avait changé entre le moment où elles avaient cessé d'occuper un emploi et la première entrevue ou entre les deux entrevues.

Pour les besoins de la présente étude, nous avons divisé les deux échantillons en quatre groupes, selon le motif de cessation d'emploi indiqué sur le RE. Voici la répartition des cas de cessation d'emploi, selon les fichiers de RE pour la période de juillet 1992 à juin 1993 :

Départs volontaires (DV)	16 %
Renvois	4 %
Manque de travail (MT)	49 %
Autres raisons	18 %

Les 13 % qui manquent s'expliquent par diverses raisons particulières qui ne sont pas mentionnées ici (par exemple un conflit de travail, un congé de maternité, une retraite ou un retour aux études). Comme les personnes des deux premiers groupes peuvent avoir été déclarés inadmissibles en vertu des modifications introduites en avril 1993 — et même si ce n'était pas le cas, elles ont certainement dû être touchées par la modification du coefficient de remplacement du revenu — elles sont confondues dans certaines des analyses qui suivent. Quant aux personnes des

3 L'utilisation de deux périodes de sondage, l'une avant et l'autre après les modifications d'avril 1993, nous a permis d'exploiter la nature quasi expérimentale des données de l'a.-c. : comme les modifications législatives peuvent être considérées comme exogènes du point de vue des bénéficiaires, les résultats ne devraient pas être trop tributaires d'hypothèses particulières concernant la modélisation du comportement. Pour une étude américaine importante décrivant une expérience semblable qui se rapporte à une modification du montant maximum des prestations hebdomadaires dans un certain nombre d'États, voir Meyer (1992).

deux autres groupes, elles n'ont été touchées que par la modification du taux des prestations; elles aussi sont réunies dans certaines des analyses.

Notons que, dans la pratique, le classement des personnes dans l'une ou l'autre des deux cohortes n'est pas sans ambiguïté, en partie parce qu'on peut supposer que les données en question (comme tous les ensembles de données réelles) comportent des erreurs de mesure et de codage. On peut envisager trois façons de grouper les personnes en cohortes; les tableaux A.1 et A.2 montrent comment. Premièrement, les données regroupent les personnes en cohortes. Ces cohortes correspondent aux rangées du tableau. Deuxièmement, on a formé des cohortes en fonction du coefficient de remplacement du revenu établi à l'aide des données administratives de l'a.-c., les personnes de la cohorte 1 recevant 60 % de la rémunération assurable, jusqu'à concurrence du maximum, et celles de la cohorte 2 recevant 57 % de la rémunération assurable. On obtient ainsi les cohortes (d'un genre tout à fait différent) représentées par les colonnes des tableaux A.1 et A.2⁴. Enfin, on peut aussi grouper les personnes selon la semaine de cessation d'emploi, telle qu'indiquée sur le RE. Toutefois, à cause des erreurs de mesure possibles, les données de ce genre peuvent ne pas correspondre parfaitement aux variables de cohorte définies par la COEP.

La première partie du tableau A.1 montre la principale différence entre les cohortes originales et les cohortes définies selon le taux de prestations — c'est-à-dire que même si les éléments de la « diagonale » sont tous très élevés (par exemple, 4 845 personnes faisant partie de la cohorte 1 de la COEP font aussi partie de la cohorte 1 définie selon le taux de prestations), il y a un nombre appréciable de personnes de la cohorte 1 de la COEP (620) qui ont eu le coefficient de remplacement du revenu de 57 % et qui, de ce fait, font aussi partie de la cohorte 2 définie selon le taux de prestations. Une enquête montre que cette cohorte se compose en grande partie de personnes qui ont tardé à produire une demande de prestations d'a.-c. et qui finalement ont eu le coefficient de remplacement du revenu moins élevé parce que leur période de prestations a débuté après la modification législative. L'autre groupe « hors diagonale » — c'est-à-dire les 13 personnes de la cohorte 2 de la COEP qui semblent avoir eu le coefficient de remplacement du revenu de 60 % — est probablement le fait d'une erreur de mesure.

Dans le reste du tableau A.1, on décompose ces sous-cohortes normales selon le sexe et le motif de la cessation d'emploi. Le groupe de 620 personnes « hors diagonale » est lui aussi décomposé selon le sexe et le motif de la cessation d'emploi, et les quatre motifs de cessation donnent lieu à une anomalie, encore que l'effectif anormal soit nettement plus important, proportionnellement parlant, pour les sous-groupes MT et Autres. Le tableau A.2 décompose aussi l'effectif des cohortes en fonction des 12 semaines de RE qui constituent les périodes visées par les interviews. (On note quelques observations pour lesquelles les semaines de RE déclarées se trouvent en dehors de ces périodes; c'est probablement le fait d'une

4 En ce qui concerne les personnes qui n'ont reçu de prestations dans aucune des périodes, on a retenu la définition par défaut de la cohorte; pour 59 % de l'échantillon, la valeur de la variable factice de la cohorte est déterminée par le coefficient de remplacement du revenu observé selon la manière décrite dans le texte, tandis que pour le reste de l'échantillon (41 %), on utilise la valeur de la variable cohorte déterminée par les données de la COEP.

erreur de mesure ou de codage.) L'effectif de la colonne 2 — les personnes qui ont eu le coefficient de remplacement du revenu de 57 % et appartiennent à la cohorte 1 de la COEP — augmente à mesure que l'on se rapproche de la date de la modification législative, ce qui tend à confirmer l'interprétation de la demande tardive. De nouveau, le faible effectif observé en même temps dans la cohorte de prestations 1 et la cohorte 2 de la COEP est intrigant, comme le sont aussi tous les effectifs non nuls des rangées 1 de la partie inférieure du tableau.

Étant donné les diverses définitions des cohortes, on a entrepris une étude de l'incidence des modifications législatives sur le marché du travail en utilisant les cohortes de la COEP ou les cohortes définies selon le taux de prestations. Cette section du rapport présente les résultats relatifs aux cohortes définies selon le taux de prestations puisque le comportement de recherche en période de chômage et l'acceptation d'un emploi à la fin de la période de chômage seront vraisemblablement plus influencés par le profil réel des prestations que par le coefficient de remplacement du revenu auquel s'attend un travailleur à la date de cessation d'emploi. De toute manière, l'utilisation des cohortes de la COEP ne modifie pas sensiblement les conclusions touchant le comportement sur le marché du travail.

Avant de présenter les résultats, il convient de mentionner brièvement trois autres points de discussion. Le premier point, qui est pertinent lorsqu'il s'agit de l'utilisation de données quasi expérimentales de ce genre, a trait à la présentation stratégique d'une demande de prestations, c'est-à-dire à la possibilité que des personnes aient prévu la mesure législative du 1^{er} avril 1993 et modifié leur comportement en conséquence pour être admissibles au coefficient de remplacement du revenu de 60 % prévu par l'ancienne loi. En clair, une personne qui prévoyait devoir subir une longue période de chômage pourrait avoir cessé prématurément d'occuper son emploi de manière à pouvoir faire une demande de prestations avant la date d'entrée en vigueur de la nouvelle loi. Un travailleur qui ne prévoyait qu'une courte période de chômage ne se serait probablement pas soucié de poser un tel geste. Si ce scénario est juste, on devrait observer une corrélation positive entre le coefficient de remplacement du revenu et la durée du chômage, cette corrélation étant attribuable à un comportement intéressé de la part de prestataires éventuels plutôt qu'à la modification du coefficient de remplacement du revenu.

Pour répondre à cette première préoccupation, notons premièrement que la période de trois semaines entourant la date de la modification législative a été volontairement exclue de l'échantillon. Si des personnes ont fait une demande de prestations expressément en vue de la date de la modification législative, qui était le 1^{er} avril, on peut supposer que cette demande a été faite un peu avant cette date et que, par conséquent, les personnes concernées sont exclues de l'échantillon de la COEP. Deuxièmement, il ressort clairement de l'analyse de la formation des cohortes que de nombreuses personnes semblent avoir fait tardivement leur demande de prestations, comportement qui ne révèle aucunement un calcul stratégique et qui n'est pas non plus à l'avantage de ces personnes. Troisièmement, un examen rapide semble indiquer que la présente étude devrait être peu influencée par ces questions de comportement stratégique. Supposons que la question se résume à deux possibilités : ou bien déposer une demande le 1^{er} avril, ou bien faire une

demande assez tôt pour être admissible au coefficient de remplacement du revenu de 60 % *et*, en même temps, faire partie de l'échantillon de la COEP. La seconde possibilité suppose un écart minimum de trois semaines, c'est-à-dire qu'une personne qui dépose dans un but intéressé une demande de prestations immédiatement après la cessation d'emploi doit sacrifier trois semaines de rémunération. En déposant une demande avant avril, le prestataire réalise un gain de 3 points de pourcentage (60 % contre 57 %) pour chaque semaine de prestations. Par conséquent, un simple calcul approximatif nous permet de dire qu'il faudrait environ 100 semaines de prestations à cette personne pour compenser le manque à gagner qu'elle aura subi en sacrifiant trois semaines de salaire. Si l'on faisait entrer en ligne de compte les notions d'actualisation et d'utilité, on compliquerait le modèle (probablement dans le sens contraire), mais nous pensons qu'un modèle raisonnable ne prévoira pratiquement aucun cas de comportement intéressé dans l'échantillon prélevé pour cette étude.

La deuxième préoccupation que soulèvent ces données quasi expérimentales est précisément la possibilité qu'il *ne s'agisse pas* d'une expérience authentique parce que d'autres facteurs peuvent différencier les deux cohortes. Ainsi, les deux cohortes peuvent présenter des caractéristiques différentes avant la date du RE (par exemple, si les catégories de personnes qui subissent généralement une cessation d'emploi en février ou en mars sont différentes de celles qui subissent une cessation d'emploi en mai) ou être placées devant des conjonctures du marché du travail différentes après la date du RE — soit en raison d'un facteur saisonnier (par exemple si le marché du travail local n'est pas le même en avril qu'en juillet) ou d'un facteur qui s'inscrit dans une tendance macro-économique à long terme. Dans l'analyse qui suit, nous essayons de tenir compte de l'effet de ces facteurs en permettant l'action de diverses variables de contrôle sur les données du marché du travail lorsque nous cherchons à observer un effet cohorte. Nous recourons en outre à des méthodes de modélisation de la durée pour tenir compte de l'évolution de la conjoncture du marché du travail chaque mois d'une période de chômage; voilà une autre manière de traiter le problème des différences non expérimentales entre les cohortes après la date du RE.

En troisième lieu, il convient de souligner que les estimations de la COEP sont établies à partir des données de deux ensembles d'entrevues, lesquelles données sont appariées aux fichiers administratifs appropriés de l'a.-c. Un problème fréquent dans les enquêtes de ce genre (enquêtes par panel) est celui de l'attrition : des personnes qui ont participé à la première entrevue ne peuvent être jointes pour la deuxième entrevue ou refusent d'y participer. Dans le cas de la COEP, le taux d'attrition est de 19,9 %, ce qui est beaucoup plus élevé que dans d'autres enquêtes canadiennes (comme l'Enquête sur l'activité). Tant que l'attrition est aléatoire et non corrélée avec le comportement, elle ne pose pas de problème. Cependant, lorsqu'elle découle de comportements particuliers (par exemple, déménager pour occuper un nouvel emploi, ce qui rend difficile le repérage et la ré-entrevue), l'attrition non aléatoire peut introduire un biais dans l'analyse. Peu d'études font un examen détaillé de l'attrition non aléatoire, quoique, de toute évidence, ce soit là un phénomène dont il pourrait être tenu compte dans de futures études utilisant l'ensemble de données de la COEP, surtout lorsque

l'analyse des données recueillies dans l'entrevue 3 sera terminée. Dans l'analyse qui suit, nous avons effectué des tests de sensibilité concernant les effets de l'attrition et conclu que l'attrition ne semble pas influencer les résultats dans leur ensemble.

Enfin, il convient de mentionner que, sauf avis contraire, les estimations sont fondées sur des données pondérées. La COEP a utilisé un plan d'échantillonnage stratifié, et les poids d'échantillonnage servent à rendre compte de cela. Dans la pratique toutefois, l'utilisation de données pondérées ou de données non pondérées ne change en rien les conclusions principales de l'étude.



1. Réemploi aux deux dates d'entrevue

La première entrevue a eu lieu de 23 à 29 semaines après la date du RE, tandis que la deuxième entrevue a eu lieu de 34 à 45 semaines après cette date⁵. (Les résultats d'une troisième entrevue, effectuée en avril 1994, ne sont pas considérés ici.) La première série de résultats concerne la proportion de personnes de chaque échantillon qui ont dit occuper un emploi rémunéré au moment de chaque entrevue. Notons qu'il ne s'agissait pas nécessairement du premier emploi occupé après la date du RE; nous reviendrons sur ce point bientôt. Cette série de résultats décrit plutôt de façon sommaire l'effet global de la modification législative sans détailler les processus intermédiaires (comme le fait d'occuper provisoirement un emploi) qui peuvent avoir précédé le résultat final. Le tableau A.3 donne la proportion de personnes du groupe DV/Renvois et du groupe MT/Autres qui occupaient un emploi au moment de la première entrevue, selon la cohorte et selon le sexe et l'âge. Le tableau A.4 donne les proportions correspondantes pour la deuxième entrevue.

Tant pour le groupe DV/Renvois que pour le groupe MT/Autres, la proportion de personnes qui disent avoir une rémunération au moment de l'entrevue est, aux deux entrevues, plus élevée pour la cohorte 1. Proportionnellement, la différence est un peu plus grande pour le groupe DV/Renvois, mais elle est clairement observable pour les deux groupes. Entre les deux dates d'entrevue, la proportion de personnes qui disent avoir un revenu d'emploi augmente pour les deux groupes, quoique pour le groupe MT/Autres de la cohorte 2 cette proportion atteint seulement 40 % à la deuxième entrevue, niveau qui avait été atteint dès la première entrevue pour le groupe DV/Renvois. Si l'on examine les résultats selon le sexe, la baisse de la proportion de personnes qui disent avoir un revenu d'emploi est relativement faible pour les femmes du groupe MT/Autres mais importante pour celles du groupe DV/Renvois. C'est le contraire pour les hommes : la baisse de proportion est plus forte pour les hommes du groupe MT/Autres entre la cohorte 1 et la cohorte 2. Enfin, d'après les résultats selon le groupe d'âge (jeunes, personnes d'âge moyen, personnes d'âge mûr), la proportion de personnes qui disent avoir un revenu d'emploi diminue pour les deux groupes de motifs de cessation d'emploi et pour chacun des trois groupes d'âge. Dans certains cas, la taille de l'échantillon est faible, mais la tendance est nette.

Nous avons ensuite utilisé un modèle probit de choix binaire pour évaluer les déterminants de la probabilité d'occuper un emploi. Bien que nous ayons analysé un grand nombre de spécifications, une seule série de résultats est reproduite dans le tableau A.5, où le modèle est estimé pour les quatre groupes de motifs de cessation d'emploi, d'abord considérés globalement, puis répartis en deux sous-groupes : DV/Renvois et MT/Autres. Les variables explicatives de cette spécification particulière comprennent une variable auxiliaire de cohorte (qui prend la

5 Il y a une petite différence entre les cohortes en ce qui concerne le moment des entrevues : la première entrevue a eu lieu durant les semaines 23 à 26 pour la cohorte 1, et 26 à 29 pour la cohorte 2; la deuxième entrevue s'est déroulée durant les semaines 34 à 43 pour la cohorte 1, et 38 à 45 pour la cohorte 2. L'évaluation de variables relatives à l'emploi et d'autres variables ponctuelles le plus tôt possible dans les périodes visées (par exemple, à la semaine 23 pour toutes les variables de l'interview 1) ne modifie pas les conclusions de la comparaison des cohortes.

... les personnes de la cohorte 2 ont plus de difficulté que celles de la cohorte 1 à déclarer un emploi au moment de chaque entrevue.

valeur 1 lorsque le coefficient de remplacement du revenu est de 57 % ou, si ce coefficient ne peut être calculé, lorsque la cohorte de la COEP est la cohorte 2), un ensemble de variables démographiques, un ensemble de variables de contrôle régionales (l'Ontario étant exclue) et des renseignements limités sur l'emploi de référence (c'est-à-dire l'emploi qui a fait l'objet d'un RE et dont la perte a fait entrer son ex-titulaire dans l'échantillon). Les variables démographiques sont les suivantes : l'âge au carré, des variables factices pour l'appartenance à une minorité visible et pour l'état matrimonial (« jamais marié » étant exclu) et un ensemble de variables factices pour le niveau d'instruction (« études secondaires complètes » étant exclu).

La régularité des résultats est tout à fait étonnante. Dans chaque cas, sans les autres variables de contrôle et sauf pour le groupe DV/Renvois avec variables de contrôle, le coefficient de la variable factice pour la cohorte 2 est négatif, ce qui est conforme aux données de proportion contenues dans les tableaux précédents. C'est-à-dire que le fait d'appartenir à la cohorte 2 tend à réduire la probabilité de déclarer un emploi rémunéré au moment de la première entrevue, même si l'on fait entrer en jeu un grand nombre de variables de contrôle⁶. Sans les autres variables explicatives, l'effet est marqué et négatif pour tous les groupes et l'effet cohorte demeure significatif dans la spécification entière. Les autres variables sont affectées du signe prévu, l'appartenance à une « minorité visible » réduisant la probabilité de déclarer un emploi rémunéré et un niveau d'instruction plus élevé tendant à hausser cette probabilité, quoiqu'un bon nombre des variables de contrôle provinciales ne soient pas significatives à cet égard. Le tableau A.6 donne les coefficients et les erreurs types pour la variable cohorte 2 lorsque la spécification tirée du tableau A.5 est estimée séparément selon le sexe. Sans variable de contrôle, la variable factice de la cohorte 2 est négative et significative pour l'un et l'autre sexe et pour chaque groupe de motifs de cessation d'emploi, tandis qu'avec les variables de contrôle, comme dans le tableau précédent, la variable cohorte 2 demeure négative et significative pour les femmes du groupe DV/Renvois et les hommes du groupe MT/Autres. Pour les hommes du groupe DV/Renvois, l'estimation ponctuelle est positive mais le coefficient *t* correspondant n'est que de 1, tandis que pour les femmes du groupe MT/Autres, l'estimation ponctuelle est négative mais non significative.

Les tableaux A.7 et A.8 contiennent aussi les résultats d'une estimation probit concernant la probabilité de déclarer un emploi au moment de la deuxième entrevue. Les résultats sont très semblables aux précédents, les effets de la cohorte 2 étant négatifs et significatifs pour tous les groupes, avec et sans variables de contrôle, et pour le groupe MT/Autres. (L'estimation ponctuelle pour le groupe DV/Renvois demeure négative, mais elle est non significative.) Lorsqu'ils sont désagrégés selon le sexe, les coefficients contenus dans le tableau A.8 ressemblent beaucoup à ceux du tableau A.6, toutes les estimations ponctuelles étant négatives et significatives, sauf celles qui se rapportent aux femmes du groupe DV/Renvois.

⁶ L'introduction d'autres variables de contrôle, comme la présence d'enfants dans le ménage, l'admissibilité estimée à l'a.-c. et l'employabilité du conjoint, ne modifie pas cette conclusion.

De façon générale, ces résultats semblent indiquer clairement que les personnes de la cohorte 2 ont plus de difficulté que celles de la cohorte 1 à déclarer un emploi au moment de chaque entrevue. Cette observation vaut pour chaque période visée par les données de la COEP et ne peut donc être considérée comme une conséquence de l'attrition génératrice de biais dans l'échantillon de la deuxième interview. Les résultats semblent aussi valables inconditionnellement et lorsqu'on tient compte d'autres variables de contrôle (variables démographiques, variables régionales et variables liées à l'emploi de référence) qui, autrement, pourraient fausser le caractère expérimental de la comparaison des deux cohortes. Enfin, bien que l'effet soit différent, il est observé chez les hommes et chez les femmes ainsi que pour le groupe DV/Renvois et le groupe MT/Autres.



2. Durée des premières périodes de chômage (après un RE)

L'analyse de la durée repose sur la notion de «risque» : le risque théorique est défini comme la probabilité qu'une période de chômage donnée prenne fin dans une période déterminée et pas avant.

Outre l'information ponctuelle décrite dans la section précédente, il importe d'analyser les périodes de chômage qui ont suivi la cessation d'emploi parce que ces données sont précieuses pour l'analyse et l'évaluation des programmes. Ainsi, pour l'analyse des programmes de bien-être social, il ne sera pas indifférent de savoir si une personne a été en chômage pendant quatre ou 20 semaines (ou encore zéro semaine), outre le fait de savoir si elle occupait un emploi au moment de la première entrevue. De plus, le fait de comprendre les processus qui déterminent la durée du chômage permettra de mieux guider l'élaboration des politiques. Enfin, l'étude des périodes de chômage offre au chercheur l'occasion d'utiliser les outils d'analyse de la durée et d'analyse de la transition. Dans le contexte actuel, ces types d'analyse présentent deux avantages particuliers. Premièrement, l'analyse de la durée tient compte adéquatement des périodes de chômage qui durent encore au moment de l'enquête (c'est-à-dire qui sont « censurées »), comme ce sera le cas pour une bonne partie de l'échantillon de la COEP. Deuxièmement, les méthodes d'analyse de la durée permettent aussi d'utiliser des variables explicatives (telles que les indicateurs de l'état du marché du travail local) qui peuvent changer pendant une période de chômage. De telles covariables peuvent être des variables de contrôle importantes dans une analyse des effets de cohorte; nous reviendrons là-dessus plus loin.

L'analyse de la durée repose sur la notion de « risque » : le risque théorique est défini comme la probabilité qu'une période de chômage donnée prenne fin dans une période déterminée et pas avant. Dans cette étude, nous représentons graphiquement le risque empirique de Kaplan-Meier de la durée du chômage (après un RE) pour divers groupes de l'échantillon⁷. Pour n'importe quelle semaine donnée, on calcule ce risque de la façon suivante : nombre de périodes de chômage qui prennent fin durant cette semaine-là, divisé par la taille de la population à risque (appelée « ensemble de risque ») au début de la semaine⁸. Les figures 1 à 8 décrivent ces risques empiriques, avec des bandes de confiance à 95 %, pour divers sous-échantillons de la COEP.

La figure 1 donne le risque empirique global pour les deux cohortes et pour tous les groupes de motifs de cessation d'emploi. Le risque diminue rapidement dans les premières semaines qui suivent la cessation d'emploi confirmée par un RE, puis se stabilise jusqu'après la 20^e semaine. Cependant, autour de la 27^e ou de la 28^e semaine, le risque tend quelque peu à s'accroître, puis diminue brusquement; il demeure à ce niveau jusqu'après la 40^e semaine. Dans les dernières semaines que l'échantillon permet d'analyser (la troisième entrevue permettra d'allonger

7 Voir, par exemple, Meyer (1990) pour une analyse similaire des risques empiriques à l'aide de données administratives des États-Unis.

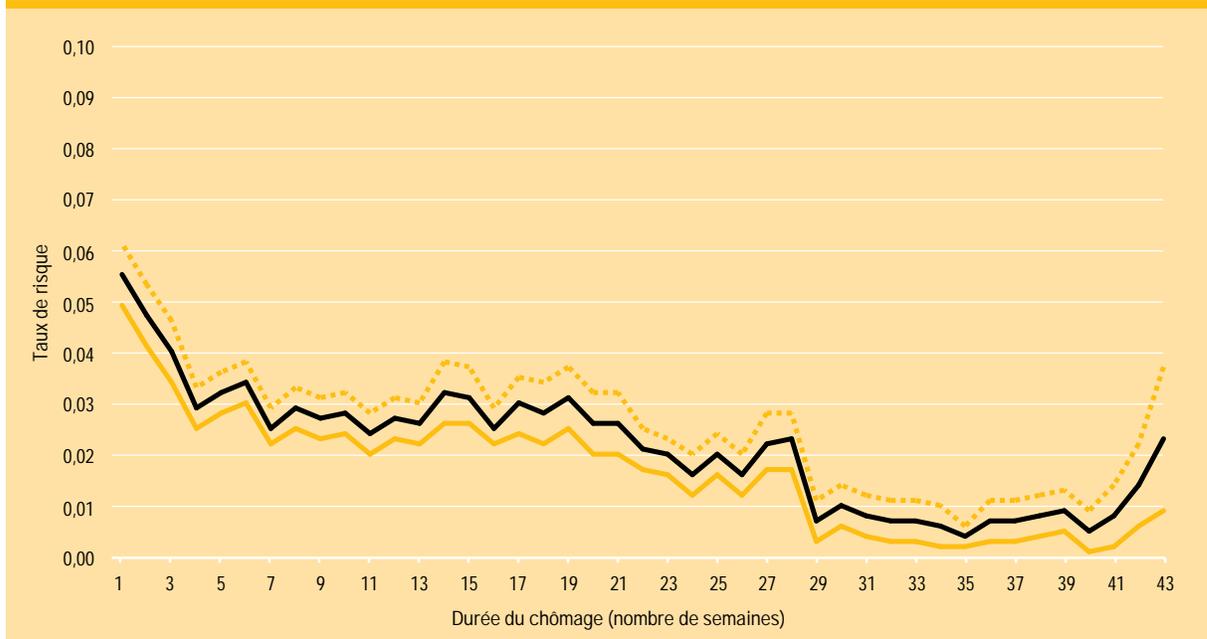
8 Si $h(t)$ est le risque empirique pour la semaine t , $f(t)$, le nombre de défaillances dans la semaine t , $c(t)$, le nombre d'observations qui sont censurées au début de la semaine t , et $r(t)$, le nombre de personnes dont la période de chômage n'est ni terminée ni censurée au début de la semaine t ,

$$h(t) = f(t)/r(t)$$

où le nombre d'observations censurées est exprimé par l'équation

$$c(t) = r(t-1) - f(t-1) - r(t).$$

Figure 1
Risque empirique pour les deux cohortes — DV, MT, AUTRES et RENVOIS — bandes de confiance à 95 %



sensiblement la période étudiée), le risque empirique amorce une hausse, quoique les bandes de confiance s'élargissent en même temps, signe d'une diminution de la taille de l'échantillon⁹. La période correspondant aux semaines 27 à 30 est proche de la date de la première entrevue, et le comportement des participants peut alors refléter dans une certaine mesure une attrition non aléatoire, en ce sens que l'échantillon le plus récent, qui présente le risque le moins élevé, compte un nombre disproportionné de personnes qui n'ont pas souffert de l'attrition (peut-être parce qu'elles ont trouvé un emploi).

Les figures 2 et 3 présentent, par cohorte, le risque empirique et la bande d'erreur correspondante. En ce qui concerne la cohorte 1, la baisse initiale du risque est très marquée et le mouvement de hausse et de baisse observé autour de la 28^e semaine ne fait pas de doute, quoique les bandes de confiance à 95 % soient naturellement plus larges pour ce genre d'échantillon. Par contraste, dans le cas de la cohorte 2, la baisse observée dans les premières semaines est relativement modeste, le risque ne dépassant jamais 0,05, et l'on note un mouvement irrégulier de baisse entre la 18^e et la 29^e semaine. Pour les deux cohortes, on observe une hausse brusque du risque après la 40^e semaine, quoique, là encore, ces observations reposent sur de petits échantillons.

⁹ Dans tous ces graphiques du risque empirique, l'échantillon est limité à 43 semaines pour éviter les bandes d'erreur très larges qui se rapportent normalement aux périodes les plus longues, ce qui a pour conséquence d'imposer une échelle verticale non informative pour le taux de risque. Toutefois, les études empiriques économétriques utilisent, elles, toutes les données disponibles.

Figure 2
Risque empirique pour la cohorte 1 — DV, MT, AUTRES et RENVOIS — bandes de confiance à 95 %

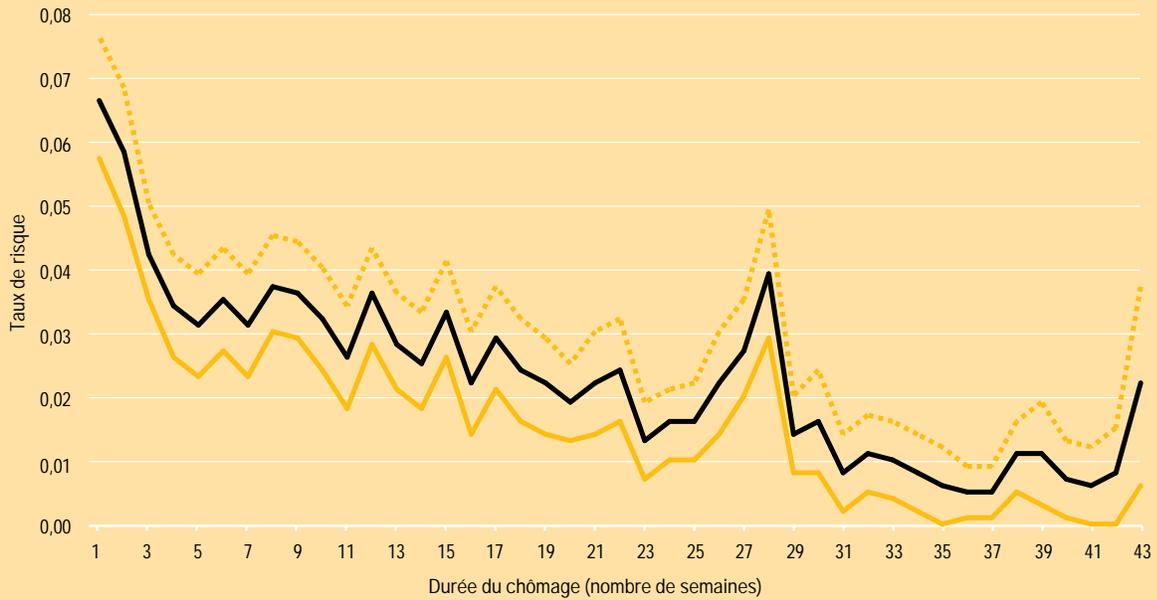
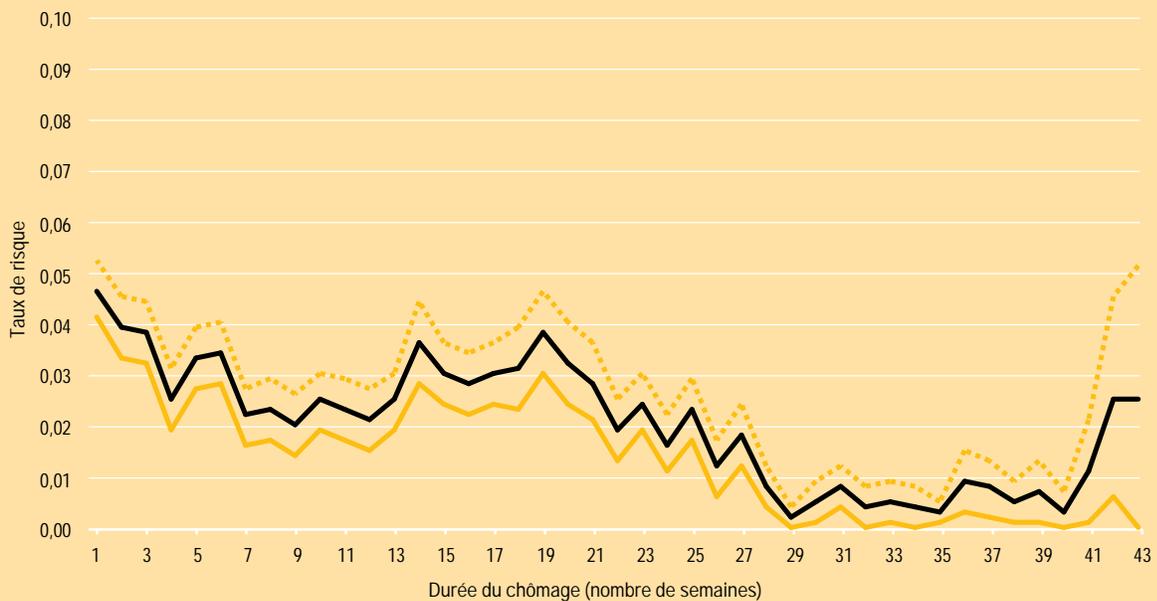
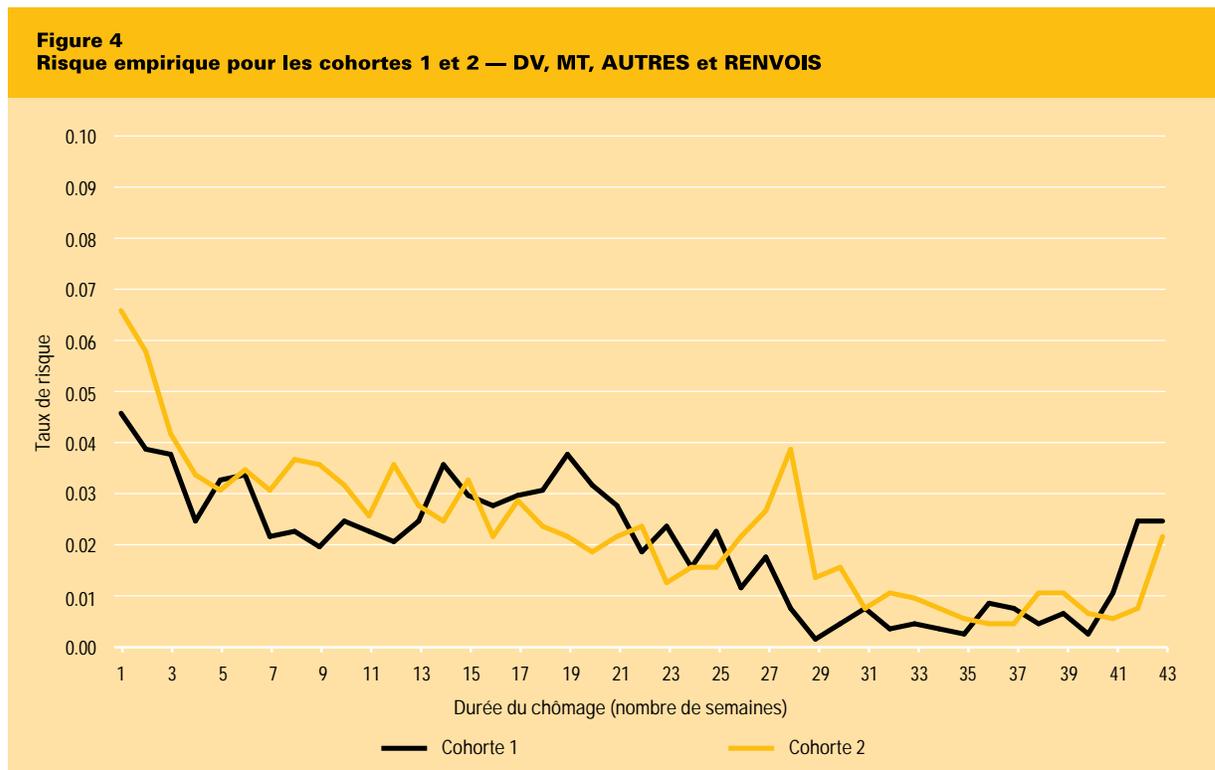


Figure 3
Risque empirique pour la cohorte 2 — DV, MT, AUTRES et RENVOIS — bandes de confiance à 95 %



Pour des raisons de clarté et pour la comparaison, nous avons reproduit sur le même graphique (figure 4) les risques empiriques de chaque cohorte (mais sans les bandes de confiance). Dans le premier mois qui suit la cessation d'emploi confirmée par un RE, le risque empirique est beaucoup plus grand pour la cohorte 1 que pour la cohorte 2; sauf pour les semaines 5 et 6, cet écart est observé jusqu'à la 15^e semaine environ. Ensuite, pendant une courte période, le risque est plus élevé pour la cohorte 2, mais la hausse du risque pour la cohorte 1 autour de la 28^e semaine renverse de nouveau le classement. Au delà de la 30^e semaine, il y a alternance dans le classement, le risque empirique de chaque cohorte subissant une hausse à la fin de la période étudiée. Globalement, ces courbes du risque empirique signifient que les proportions utilisées à diverses périodes et les diverses façons de mesurer la durée du chômage tendront à favoriser la cohorte 1; l'existence d'un risque plus grand pour la cohorte 1 dans les 15 premières semaines ou à peu près, lorsque l'ensemble de risque est grand, doit compenser l'effet d'un risque empirique plus grand pour la cohorte 2 entre la 18^e et la 21^e semaine.

Nous avons aussi analysé les risques empiriques pour chaque groupe de motifs de cessation d'emploi pris individuellement; ces risques sont représentés graphiquement pour les deux cohortes dans les figures 5 à 8¹⁰. En ce qui concerne le groupe DV (figure 5), on observe une diminution brusque du risque au début de la



10 Tous les axes verticaux de ces figures sont semblables pour permettre la comparaison entre les graphiques, à l'exception de l'axe de la figure 5 pour le groupe DV, où le risque empirique initial est très élevé.

Figure 5
Risque empirique pour les deux cohortes — DV seulement — bandes de confiance à 95 %

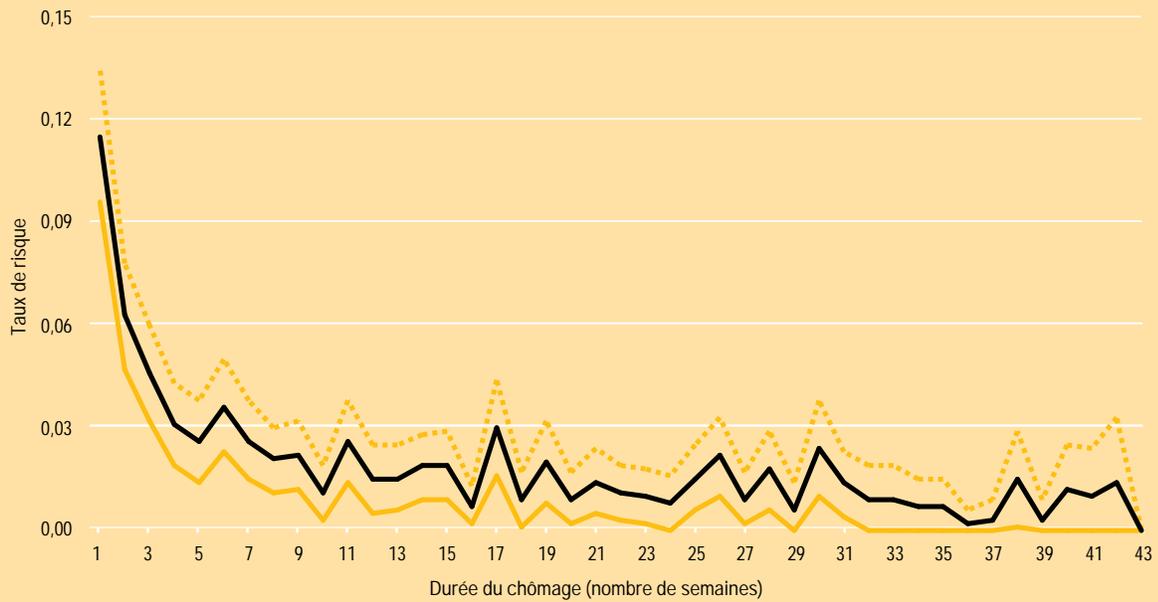


Figure 6
Risque empirique pour les deux cohortes — RENVOIS seulement — bandes de confiance à 95 %

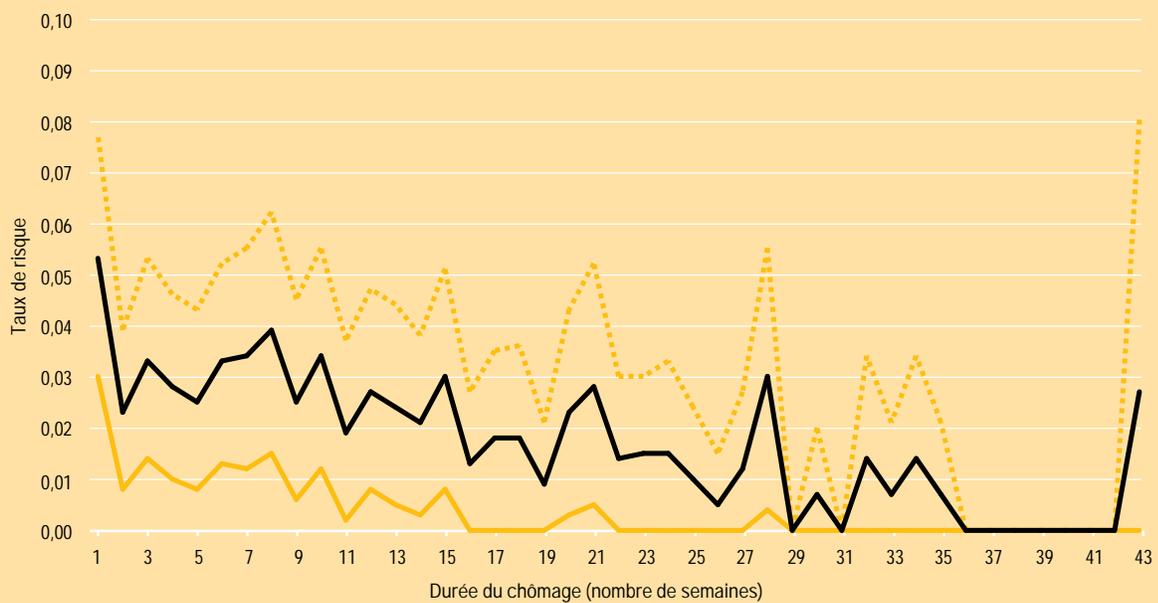


Figure 7
Risque empirique pour les deux cohortes — MT seulement — bandes de confiance à 95 %

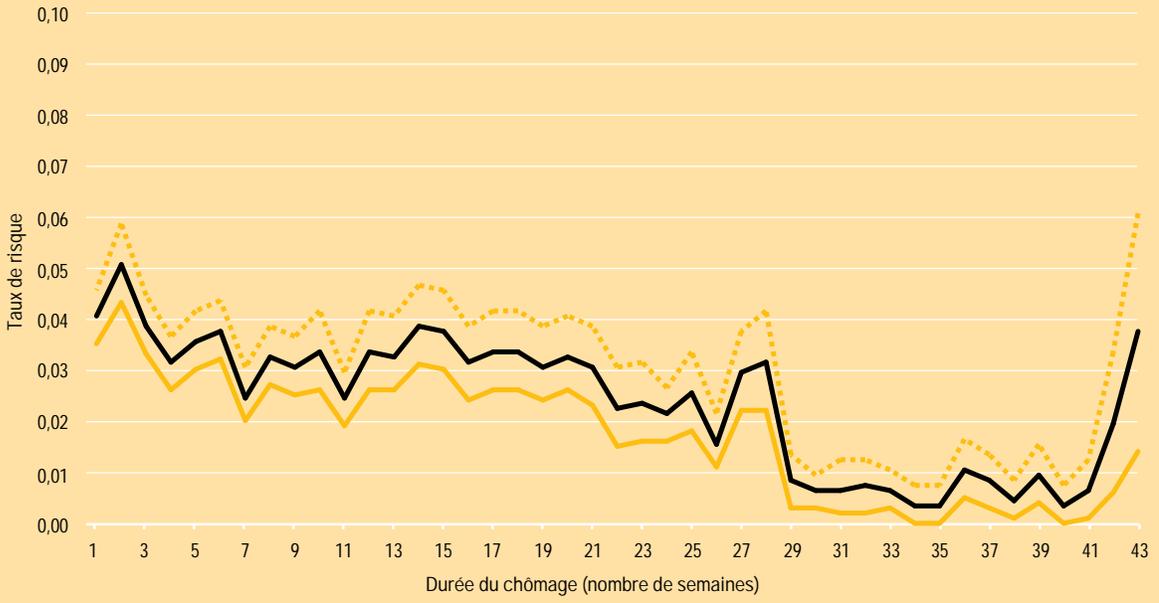
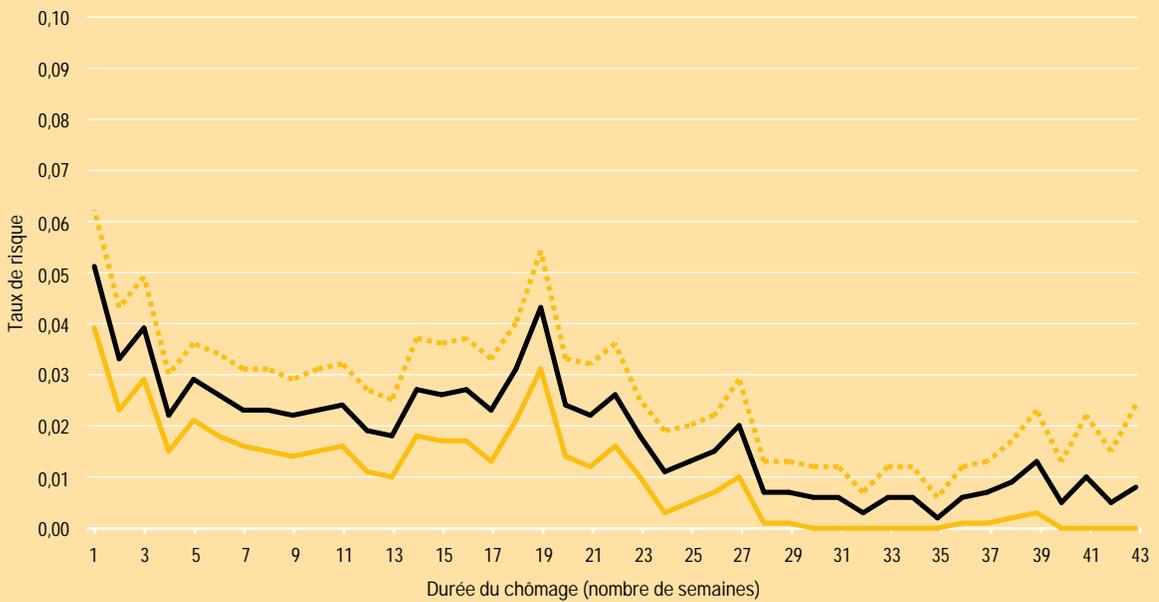


Figure 8
Risque empirique pour les deux cohortes — AUTRES seulement — bandes de confiance à 95 %



période étudiée; ensuite, le risque se stabilise. Beaucoup de personnes du groupe DV ne connaissent pas de période de chômage, ou en connaissent une très courte, et leur comportement peut être très différent de celui des personnes qui appartiennent à d'autres groupes de motifs de cessation d'emploi. Dans le cas du groupe Renvois, le risque empirique (figure 6) affiche aussi une baisse, mais la taille de l'échantillon ne permet pas de faire une analyse très utile. Pour les personnes du groupe MT (figure 7), on observe une tendance générale à la baisse les dix premières semaines, quoique le risque empirique augmente au tout début, puis se stabilise jusqu'à la 26^e semaine, période où il atteint son point culminant, pour ensuite diminuer. Le risque demeure stable à un niveau inférieur, puis il remonte après la 40^e semaine. Enfin, pour ce qui a trait au groupe Autres (figure 8), le risque empirique connaît une baisse au départ, puis augmente vers la 18^e et la 27^e semaine, et se stabilise après la 28^e semaine; on ne note aucun signe de hausse à la fin de la période étudiée. Globalement, ces courbes du risque empirique donnent à penser qu'il peut être important d'envisager un traitement différent au moins pour quelques-uns des groupes de motifs de cessation d'emploi dans l'analyse économétrique de la durée.

Bien que ces graphiques du risque empirique de Kaplan-Meyer soient de bons outils d'analyse, particulièrement pour évaluer l'effet cohorte pour ces données, il faut plus d'analyses pour évaluer la robustesse des conclusions. Notons, en particulier, que les personnes qui ont de bonnes perspectives d'emploi (et des caractéristiques, comme le niveau d'instruction, qui favorisent de telles perspectives) ont une tendance naturelle à quitter l'échantillon dans les premières semaines, ce qui fait que dans les semaines subséquentes, l'échantillon est composé surtout de personnes qui ont de la difficulté à trouver un emploi. C'est pourquoi il est utile de déterminer si le fait de tenir compte de cette hétérogénéité observée dans les données (des variables comme le niveau d'instruction et la région) modifiera les conclusions sur l'effet cohorte. Par ailleurs, l'analyse de la durée permet de tenir compte de l'évolution de la conjoncture du marché du travail au cours d'une période de chômage qui peut être longue, ce qui ne se fait pas dans une comparaison graphique des risques empiriques de deux cohortes. Enfin, la modélisation de la durée peut rendre compte de l'hétérogénéité non observée, par exemple le « dynamisme » que peut observer un employeur mais qui ne ressort pas dans les données auxquelles le chercheur a accès. Dans la mesure où il existe un dynamisme (ou un facteur semblable), le degré moyen de dynamisme parmi la population qui demeure en chômage diminuera à mesure que la période de chômage s'allongera, ce qui nous amènera systématiquement à chercher une fonction de risque qui décroît à mesure qu'augmente la durée du chômage. En outre, une telle erreur systématique découlant de l'omission de l'hétérogénéité non observée contaminera en général les autres coefficients estimés, bien que le signe de cette erreur systématique dépende des particularités du cas étudié.

3. Modèles de la durée du chômage selon la méthode des risques proportionnels



L'analyse de la durée commence par une version particulière du cadre des risques, à savoir le modèle selon la méthode des risques proportionnels (ou de la vraisemblance partielle) mis au point par Cox (1972). Selon cette méthode, le risque de référence $b(t, 0)$ représente la probabilité de sortie au moment t lorsque toutes les variables explicatives sont fixées à 0. Cette variable de référence peut prendre n'importe quelle forme et est isolée dans la fonction de vraisemblance de sorte qu'elle n'est pas calculée. L'effet des variables explicatives est limité pour que ces dernières aient une incidence proportionnelle sur la variable de référence. Nous obtenons ainsi le risque global suivant :

$$h(t, X(t)) = b(t, 0)e^{X(t)\beta} \quad (1)$$

où $X(t)$ est un vecteur de variables explicatives (dont une partie ou la totalité peuvent être tributaires du temps) et β , un vecteur de coefficients.

Les résultats fondamentaux découlant de cette méthode sont présentés dans le tableau A.9, à la fois pour l'ensemble des personnes en chômage et pour les groupes de motifs de cessation d'emploi DV/Renvois et MT/Autres. En l'absence d'autres contrôles, la variable auxiliaire de la cohorte 2 comporte un signe négatif important dans chaque cas, et chaque estimation ponctuelle supposerait un ratio de risque d'environ 0,9¹¹. Il est également possible d'évaluer cet effet en tenant compte de plusieurs autres contrôles, par exemple les facteurs démographiques, le niveau d'instruction, la province, la nature de l'emploi de référence du RE (à plein temps et/ou syndiqué), le retour prévu à l'emploi du RE, le nombre de semaines de prestations d'assurance-chômage reçues depuis 1971 (le nombre introduit étant 0 à titre de variable factice et rajusté de manière linéaire par la suite) et le groupe de motifs de cessation d'emploi (dans l'échantillon complet). Ces résultats, qui figurent sous les titres « Ensemble », « DV/Renvois » et « MT/Autres » du tableau A.9, ont pour effet d'éliminer l'effet négatif significatif de la cohorte 2, même si l'estimation ponctuelle du coefficient de cette variable factice demeure négative, tant pour l'ensemble des chômeurs que pour le groupe MT/Autres. D'autres variables ont des incidences appréciables : être un homme, être marié et avoir de l'instruction ont pour effet d'accroître le risque (et donc de réduire les durées), tandis que l'appartenance à une minorité et le fait d'avoir occupé un emploi RE à plein temps et de n'avoir pas reçu de prestations d'assurance-chômage au cours des semaines antérieures font diminuer le risque.

Pour tenir compte des variations du marché du travail tant entre les cohortes qu'à l'intérieur des cohortes pendant que durent les périodes de chômage de chacun, la région du CEC (Centre d'emploi du Canada) pour chaque personne faisant partie de l'ensemble de données a été appariée avec le taux de chômage de la région concernée. Ce taux, qui correspondait à la moyenne désaisonnalisée sur trois mois pour chacune des 62 régions, a servi à calculer la NVA et la durée des périodes de

11 Ce ratio de risque traduit l'effet d'appartenir à la cohorte 2 sur le risque, par rapport au fait d'appartenir à la cohorte 1, et est calculé comme étant $exp(-0,1)$ au moyen de l'équation (1).

prestations d'assurance-chômage prolongées de la région¹². Les taux de chômage varient chaque mois, et ces variations ont été appariées avec les durées continues comprises dans l'ensemble de données afin de produire un ensemble de covariables $X(t)$ individuelles et temporelles qui représente l'évolution des taux de chômage dans la région de CEC concernée au moment approprié de la période de chômage. En outre, nous avons évalué le recours à des variables factices représentant l'épuisement des prestations (uniquement dans le cas des prestataires, d'après la date de la fin de la période des prestations); ces variables avaient la valeur de 1 au cours des semaines 1 à 3, 4 à 6 ou 7 à 12 suivant celle où les prestations ont été épuisées. Les résultats de l'un ou l'autre ensemble de covariables temporelles ou des deux factices figurent au tableau A.10.

Dans chaque cas, nous avons estimé le modèle pour l'échantillon complet, en incluant des variables factices pour le groupe de motifs de cessation d'emploi (le groupe MT étant exclu). La première colonne du tableau A.10 présente les résultats obtenus lorsque le taux de chômage local est le seul contrôle temporel (avec les contrôles non temporels du tableau A.9), tandis que la deuxième colonne comprend les trois variables relatives à l'épuisement des prestations et que la troisième colonne renferme les résultats obtenus quand toutes ces variables sont prises en compte. La variable factice de cohorte est constamment négative et significative, ce qui laisse supposer qu'au moins le caractère non significatif de la variable de cohorte dans le tableau A.9 découle peut-être du fait que l'on n'a pas tenu correctement compte des variations de la situation économique dans les deux cohortes au cours des mois suivant les cessations d'emploi visées par les RE. Dans la première colonne, le taux de chômage local comporte une estimation ponctuelle négative; ainsi, lorsque la situation économique de la région se détériore, le risque diminue et la durée du chômage tend à se prolonger. Une telle affirmation tombe sous le sens. La plupart des autres variables explicatives ont les mêmes effets que ceux présentés dans le tableau A.9, sans le contrôle temporel, même si l'effet de cohorte constitue nettement une exception. Dans la deuxième colonne, seule la catégorie « prestations épuisées dans 7 à 12 semaines » est significative dans le cas des variables factices relatives à l'épuisement des prestations (en raison peut-être du très petit nombre de personnes dont les prestations sont sur le point de s'épuiser à l'heure actuelle), et elle comporte un fort coefficient négatif. Les variables factices relatives à l'expiration des prestations dans un délai de 1 à 3 semaines et de 4 à 6 semaines sont positives, mais les coefficients ne sont pas significatifs. Enfin, le modèle combiné présenté dans la troisième colonne du tableau A.10 comporte l'effet de cohorte habituel, le coefficient du taux de chômage local est négatif mais non significatif, et les variables relatives à l'expiration des prestations affichent les mêmes caractéristiques. Par ailleurs, l'effet des autres variables explicatives (non temporelles) demeure essentiellement le même que dans les deux colonnes précédentes (et dans le tableau A.9)¹³.

12 Il serait peut-être possible d'améliorer les résultats en utilisant le taux de chômage réel de la région (au lieu de la moyenne sur trois mois) et des données non désaisonnalisées. Les chiffres obtenus avec ces données sont publiés dans diverses notes ci-après.

13 Lorsqu'on utilise à titre de contrôles temporels les données brutes mensuelles sur le chômage de 61 régions (sans les Territoires du Nord-Ouest et le Yukon), l'effet de cohorte des trois colonnes du tableau 10 se chiffre à -0,070 (0,092), -0,077 (0,094) et -0,077 (0,094), et dans chaque cas il est négatif, mais son écart par rapport à 0 n'est pas significatif.

Pour évaluer la robustesse, nous avons également procédé à une estimation semblable avec un ensemble plus limité de variables explicatives, en tenant toujours compte de ces deux ensembles de covariables temporelles. L'effet de cohorte et les variables explicatives temporelles sont présentés dans le tableau A.11. Dans chaque cas, l'effet de cohorte demeure nettement négatif et significatif, tandis que le taux de chômage local a un faible effet négatif (mais tout juste non significatif) sur le risque, tandis que les variables relatives à l'épuisement des prestations passent d'une valeur négative à une valeur positive à mesure qu'approche la fin des prestations, même si elles perdent souvent leur signification statistique¹⁴.

Enfin, pour contrôler une fois de plus les effets possibles d'une attrition non aléatoire entre les deux entrevues, nous avons recalculé les modèles sans les covariables temporelles, puis avec ces covariables, l'échantillon étant tronqué au moment de la première entrevue. Les périodes de chômage qui se sont poursuivies après la date de l'entrevue ont donc toutes été considérées comme étant tronquées à droite à ce point, de sorte que l'analyse considère que la deuxième entrevue n'a jamais eu lieu. Les résultats sommaires des effets de cohorte sont présentés dans les tableaux A.12 et A.13 d'après deux spécifications. Dans le modèle le plus simple (tableau A.12), l'effet de cohorte estimatif est toujours négatif, même si l'écart par rapport à zéro n'est pas significatif dans le groupe DV/Renvois. Cet effet n'est significatif que pour l'ensemble des groupes et pour le groupe MT/Autres en l'absence d'autres contrôles. Ces résultats se comparent à ceux du tableau A.9. Quand on tient compte des deux ensembles de contrôles temporels dans le tableau A.13, les résultats sont semblables à ceux du tableau A.10, le coefficient de la variable factice de la cohorte se chiffrant à environ -0,1. Cette estimation est presque toujours significative et robuste pour l'ensemble des spécifications¹⁵.

Dans l'ensemble, ce modèle des risques proportionnels et à vraisemblance partielle de Cox produit des résultats sensiblement uniformes d'une spécification à l'autre et d'un échantillon à l'autre; ces résultats laissent supposer la présence d'un effet de cohorte évident qui se trouve à atténuer le risque pour les personnes de la cohorte 2. Même s'il est possible de trouver des modèles où cet effet n'est pas significatif ou que l'estimation ponctuelle de l'effet de cohorte lui-même est positive, nous n'avons observé aucun cas où la variable factice de la cohorte 2 a une incidence positive significative sur le risque.

14 Lorsqu'on utilise les taux de chômage mensuels à titre de contrôles temporels, les résultats correspondant à ceux du tableau 11 sont -0,03 (0,09), dans tous les cas où il n'y a pas d'autres contrôles, et -0,06 (0,09) dans les cas où il y a des contrôles; ces résultats sont constamment négatifs mais non significatifs.

15 Lorsque le taux de chômage mensuel des régions d'assurance-chômage est utilisé à titre de contrôle temporel, les résultats correspondant à ceux du tableau 13 sont toujours négatifs et leur écart par rapport à 0 n'est pas significatif, les valeurs se situant entre -0,021 (0,094) et -0,081 (0,096).



4. *Modèle paramétrique de la durée du chômage*

Il existe une autre façon d'élaborer un modèle de la durée du chômage dans les données COEP : il s'agit de définir une structure paramétrique propre au risque puis d'estimer le vecteur des coefficients conditionnels à cette forme fonctionnelle. Nous nous sommes penchés sur cette méthode, et les résultats pour une spécification de Weibull sont donnés ici. Cette hypothèse de distribution rend possible une dépendance positive ou négative par rapport à la durée (de manière que le risque pour une personne puisse augmenter ou diminuer pendant une période de chômage), même si le risque doit être monotone étant donné que :

$$h(t) = \lambda p (\lambda t)^{p-1} \quad (2)$$

Cette équation introduit le risque exponentiel constant comme un cas particulier comme lorsque p est égal à 1. En outre, nous avons examiné la possibilité de tenir compte d'une hétérogénéité non observée dans cette estimation, en supposant que cette hétérogénéité suive une distribution gamma. Dans ce cas, la fonction de survivant, soit la probabilité qu'une période se poursuive (survive) au moins jusqu'à un point donné dans le temps, est décrite par :

$$S(t | v) = v e^{-(\lambda t)^p}, \quad (3)$$

où v représente l'hétérogénéité non observée qui suit une distribution gamma comportant la densité suivante :

$$f(v) = [k^R / \Gamma(R)] e^{-k v} v^{R-1}. \quad (4)$$

Le risque associé correspond uniquement à :

$$h(t) = \lambda p (\lambda t)^{p-1} [1 + ((\lambda t)^p) / k]^{-k}. \quad (5)$$

Les résultats de ces études sont présentés dans les tableaux A.14, A.15 et A.16 (θ et σ correspondant respectivement à l'inverse de k et p dans les équations précédentes). Les résultats obtenus par ces modèles ressemblent à bien des égards à ceux de la méthode de la vraisemblance partielle de Cox (voir le tableau A.9); ils ne seront donc pas analysés en détail ici. Il importe toutefois de souligner la présence constante du coefficient négatif significatif de la variable de la cohorte 2 selon diverses spécifications, avec et sans l'hétérogénéité non observée de même qu'avec et sans le contrôle de prestations d'assurance-chômage antérieures.

Les estimations calculées pour l'échantillon complet dans le tableau A.14 font ressortir des effets de cohorte négatifs et significatifs que l'ajout de deux variables mesurant la réception de prestations d'assurance-chômage par le passé n'a à peu près pas touchés. Ces effets de cohorte s'accroissent un peu lorsqu'il est tenu compte dans les deux dernières colonnes d'une hétérogénéité non observée suivant une distribution gamma. Dans chaque cas, les estimations de σ sont nettement supérieures à 1 (valeur du cas de référence d'un risque exponentiel constant), ce qui laisse supposer une diminution du risque¹⁶. Le paramètre d'hétérogénéité est nettement supérieur à 0 (une valeur de 0 ramènerait le modèle à la spécification

¹⁶ On notera qu'il n'est pas pertinent de vérifier si σ dépasse nettement 0; la question importante pour ce type de dépendance par rapport à la durée est de savoir si σ est supérieur ou inférieur à 1.

de Weibull sans l'hétérogénéité) dans les deux dernières colonnes du tableau. Les autres incidences correspondent dans une large mesure à celles calculées par les modèles des risques proportionnels dont nous avons parlé plus haut; il convient de souligner ici le niveau élevé d'un grand nombre des coefficients calculés.

Les estimations des trois groupes de cessation d'emploi — DV, MT et Autres — figurent aux tableaux A.15 et A.16; le premier ne tient pas compte de l'hétérogénéité non observée et le deuxième en tient compte. Pour chacune des six possibilités, l'effet de cohorte est significatif et négatif : les personnes de la cohorte 2 ont des risques moindres et, par conséquent, des durées plus longues avec cette spécification de Weibull. Les estimations ponctuelles de cette variable factice de cohorte ont tendance à augmenter dans le modèle d'hétérogénéité selon la distribution gamma, comme c'était le cas dans le tableau A.14; le paramètre d'hétérogénéité est nettement supérieur à 0 dans deux des trois groupes. (L'estimation ponctuelle du groupe Autres est également positive, mais l'erreur type est assez grande pour que la valeur ne soit pas significative.) Dans chaque groupe, le paramètre de dépendance par rapport à la durée σ suppose que le risque diminue à mesure que les périodes se prolongent, même si cet effet partiel tend à être moins important lorsqu'il est possible de rajuster l'hétérogénéité dans le tableau A.16 de manière à tenir compte du risque monotone imposé par la spécification de Weibull.

Dans l'ensemble, les résultats de l'estimation paramétrique des modèles de la durée du chômage vont tout à fait dans le sens des conclusions énoncées plus haut sur l'effet de la variable factice de cohorte. Nous avons relevé un coefficient négatif significatif dans chacun des cas examinés, ce qui confirme que les personnes de la cohorte 2 ont un risque moins élevé, compte tenu des autres variables explicatives, et ont donc tendance à connaître des périodes de chômage plus longues.



5. Intrants de recherche d'emploi et processus de recherche d'emploi

L'examen des intrants de recherche d'emploi porte sur deux principaux indicateurs : le temps consacré à la recherche d'un emploi (mesuré en heures par semaine) et les dépenses hebdomadaires faites pour cette recherche.

Si elles permettent de mieux connaître les effets de l'assurance-chômage sur la durée du chômage et les probabilités de réemploi, les données de la COEP servent aussi à analyser la recherche d'emploi et à comprendre comment ce processus peut varier pendant une période de chômage. Dans le présent chapitre, nous résumons les données de la COEP sur la recherche d'emploi et présentons une étude économétrique des effets possibles de différents niveaux d'intrants de recherche d'emploi sur les perspectives du marché du travail.

L'examen des intrants de recherche d'emploi porte sur deux principaux indicateurs : le temps consacré à la recherche d'un emploi (mesuré en heures par semaine) et les dépenses hebdomadaires faites pour cette recherche. Le tableau A.17 présente sommairement les intrants pour les deux cohortes comprises dans l'ensemble de données de la COEP. Pour l'ensemble des personnes, nous disposons de renseignements sur les deux intrants pour la première période de chômage suivant le RE. Pour les personnes toujours en chômage au moment de la première entrevue, cette mesure couvre toute la période allant de la date du RE à l'entrevue. En outre, nous avons mesuré les heures et les dépenses consacrées à la recherche d'un emploi entre les deux entrevues par les personnes qui se trouvaient toujours dans leur première période de chômage au moment de la deuxième entrevue.

En ce qui concerne le temps, il n'y a pas de différence entre les cohortes pour les personnes du groupe DV/Renvois pendant la première période, mais il y a une baisse légère dans la cohorte 2 pour le groupe MT/Autres. La moyenne baisse dans trois des quatre cellules, quand on passe à la période située entre les deux entrevues, mais ces variations ne sont pas importantes ni significatives. Comparativement à d'autres études, les heures déclarées dans les données de la COEP paraissent considérables. Quant aux dépenses de recherche, l'effet de cohorte est négatif à la fois pour le groupe DV/Renvois et pour le groupe MT/Autres, même si les écarts types de l'échantillon sont, ici encore, importants. Enfin, l'effet de cohorte est de nouveau négatif pour la période intermédiaire, et les différences entre les cohortes sont très marquées pour les deux groupes de motifs de cessation d'emploi.

Le tableau A.18 présente d'autres détails, dont les données sommaires sur les heures pendant la première semaine de chômage, ventilées selon le sexe et l'âge, pour les deux groupes (DV/Renvois et MT/Autres) et les deux cohortes de la COEP. Les hommes ont consacré un peu plus d'heures que les femmes et, tant pour les hommes que pour les femmes, le groupe DV/Renvois a consacré plus d'heures que le groupe MT/Autres; ici encore, les écarts moyens ne sont pas appréciables. Le niveau moyen des heures de recherche varie peu selon l'âge.

Les sommes affectées à la recherche d'emploi pendant la première période de chômage font l'objet d'une ventilation semblable dans le tableau A.19. Dans les deux groupes de motifs de cessation d'emploi, les dépenses moyennes des femmes sont moins élevées dans la cohorte 2 que dans la cohorte 1; quant aux hommes, seul le groupe MT/Autres enregistre une diminution. De plus, les hommes ont tendance à dépenser davantage pour trouver un emploi, en particulier ceux du groupe MT/Autres. Selon l'âge, les personnes dans la force de l'âge sont celles qui dépensent habituellement le plus pour la recherche d'un emploi et,

contrairement à ce qui s'observe pour les jeunes et les personnes d'âge avancé, la cohorte 1 dépasse la cohorte 2 dans les groupes DV/Renvois et MT/Autres.

Il est possible d'obtenir des renseignements détaillés sur l'utilisation des heures et des sommes consacrées à la recherche selon les méthodes employées pour un petit sous-échantillon de l'ensemble de données de la COEP (personnes choisies au hasard pour répondre au questionnaire détaillé). Le tableau A.20 présente des renseignements sommaires tirés de ces questions. Chaque cellule indique quelle proportion de personnes de l'échantillon ont fait appel à une méthode particulière pour trouver du travail et sont entrées en contact avec un employeur en utilisant cette méthode. Les données sommaires portent sur les méthodes suivantes : s'adresser à des amis, répondre à des annonces, présenter directement une demande d'emploi à un employeur, faire appel à d'autres méthodes (sauf le recours à un bureau de placement provincial). Il y a certaines différences dans l'utilisation des méthodes et dans leurs taux de succès apparents, du moins d'après les contacts avec un employeur (qui peuvent bien sûr donner lieu à une entrevue qui n'aura pas de suite), mais aucune différence systématique entre les cohortes ne ressort clairement.

Il existe un autre aspect de la recherche d'emploi que l'on ignore (ou que l'on ne croit pas pouvoir observer) : le salaire d'acceptation du chercheur d'emploi. Dans la première entrevue de l'enquête COEP, on demandait aux répondants le salaire d'acceptation au moment de la cessation d'emploi visée par le RE et au moment de l'entrevue¹⁷; on posait la même question à ceux qui étaient toujours en chômage au moment de la deuxième entrevue. On comparait ensuite le salaire d'acceptation avec le salaire de l'emploi de référence visé par le RE; tous les salaires étaient ramenés à un taux horaire. Cette fraction s'appelle le ratio du salaire d'acceptation (RSA).

Le tableau A.21 présente sommairement les RSA déclarés dans les données de la COEP aux trois moments, en les ventilant d'après la cohorte et le groupe de motifs de cessation d'emploi. La valeur moyenne de tous les RSA dépasse 1 à la date du RE; le RSA du groupe DV/Renvois dépasse d'environ 10 % celui du groupe MT/Autres (dont le RSA est très proche de 1), et ni l'un ni l'autre ne présente d'effet de cohorte. La situation était sensiblement la même au moment de la première entrevue. À la deuxième entrevue, par contre, les personnes du groupe DV/Renvois ont un RSA plus élevé, de même que le groupe MT/Autres dans la cohorte 1. Même si l'on s'attend normalement à ce que le salaire d'acceptation diminue à mesure que se prolonge la période de chômage, les personnes exigeant un salaire d'acceptation plus élevé risquent peut-être de demeurer en chômage plus longtemps. Ce dernier effet est probablement dominant au moment de la deuxième entrevue.

Les RSA selon le sexe ont des caractéristiques intéressantes (tableau A.22). À la date du RE, les ratios des femmes sont inférieurs à ceux des hommes dans chaque cohorte et chaque groupe (DV/Renvois et MT/Autres); la même différence s'observe au moment de la première entrevue. Au moment de la deuxième entrevue, cependant, le RSA des femmes est plus élevé que celui des hommes dans le groupe DV/Renvois; il convient cependant de souligner que la taille des échantillons est faible. Les résultats ne font ressortir aucune différence manifeste entre les cohortes.

17 Pour le niveau actuel du salaire d'acceptation, la question était libellée comme suit : « Beaucoup de gens pensent que le salaire est un élément très important lorsqu'il s'agit d'un nouvel emploi. Si on vous proposait aujourd'hui un emploi semblable à celui que vous occupiez [date du RE], quel serait le salaire net le plus faible que vous accepteriez? »

Il existe un autre aspect de la recherche d'emploi que l'on ignore ... : le salaire d'acceptation du chercheur d'emploi.

Les données de la COEP renferment également des renseignements sur le salaire escompté du nouvel emploi¹⁸, au moment de chaque entrevue. Ces salaires sont naturellement plus élevés que les salaires d'acceptation correspondants (étant donné que le salaire escompté est traité comme étant conditionnel à l'acceptation de l'emploi, c'est-à-dire qu'il n'est pas inférieur au salaire d'acceptation). Le tableau A.23 présente un résumé des réponses moyennes, exprimées sous la forme d'une fraction du salaire horaire de l'emploi de référence visé par le RE du répondant. La valeur moyenne du groupe DV/Renvois est supérieure à celle du groupe MT/Autres au moment de la première entrevue, car le premier s'attend à une augmentation de 23 % du salaire du RE et le second, à une hausse de 10 %. Aucun effet de cohorte n'est observé dans les deux groupes. Au moment de la deuxième entrevue, la hausse escomptée moyenne a glissé à 16 % dans le groupe DV/Renvois de la cohorte 1 (soit le même pourcentage que le groupe MT/Autres dans la même cohorte et au même moment), mais le groupe DV/Renvois de la cohorte 2 s'attend plutôt à une augmentation de 27 %. Il faut toutefois souligner que ces chiffres sont tirés de petits échantillons.

Enfin, nous avons effectué divers calculs économétriques pour évaluer dans quelle mesure ces variables de la recherche d'emploi expliquent la durée des périodes de chômage. Les résultats typiques sont résumés dans le tableau A.24; ils ont été obtenus au moyen de la méthode des risques proportionnels et de vraisemblance partielle de Cox. Outre une série de contrôles intemporels (semblables à ceux du tableau A.9) et des covariables temporelles (taux de chômage des régions du CEC et variables factices relatives à l'épuisement des prestations) que nous avons utilisés précédemment dans notre analyse, nous avons introduit dans cette spécification de Cox trois variables de recherche servant de variables explicatives temporelles, à savoir le RSA et les heures et les dépenses consacrées à la recherche d'emploi. Bien entendu, comme les tableaux récapitulatifs précédents l'ont bien montré, ces variables sont uniquement observées à un, deux ou trois moments donnés, et non pas de façon continue pendant la période de chômage; par conséquent, nous avons supposé que ces variables répondent à des fonctions par étapes (en changeant, selon le cas, au moment de la première puis de la deuxième entrevue).

Les chiffres présentés dans le tableau A.24, calculés avec ou sans autres contrôles et avec ou sans les covariables temporelles précédentes, ne justifient à peu près pas le recours à ces mesures de recherche comme facteurs déterminants de la durée du chômage. Le coefficient de la variable RSA est toujours positif, mais son écart par rapport à 0 n'est pas significatif; la mesure des dépenses consacrées à la recherche d'emploi a de faibles coefficients qui sont toujours positifs mais dont un seul est significatif. La variable des heures ne fait ressortir aucune tendance cohérente. Enfin, il convient de noter que même si elles ne représentent pas un facteur déterminant de la durée du chômage, ces mesures n'ont pas altéré la nature des estimations ponctuelles des variables des cohortes, qui demeurent uniformément négatives; il convient néanmoins de préciser que les estimations ne sont pas ici statistiquement significatives¹⁹.

18 La question était libellée comme suit : « Quel est le salaire net que vous vous attendez à recevoir dans votre nouvel emploi? »

19 Lorsqu'on emploie le taux de chômage mensuel comme variable temporelle, au lieu de la moyenne sur trois mois, les effets de cohorte dans le tableau A.24 conservent un écart non significatif par rapport à 0, même si les estimations ponctuelles deviennent faibles et positives dans chaque cas.

6. Qualité des nouveaux emplois : rémunération



L'appréciation des incidences du programme d'assurance-chômage ne peut se limiter à la durée du chômage; en effet, il est important d'examiner les conséquences éventuelles de l'assurance-chômage (et des modifications qui y sont apportées) sur diverses mesures de la qualité de l'emploi obtenu au terme d'une période de chômage. À cet égard, nous avons d'abord comparé le salaire horaire touché pendant le premier emploi occupé après la cessation d'emploi visée par le RE avec le salaire de l'emploi visé par le RE. Les valeurs moyennes que renferment les données de la COEP sont présentées dans le tableau A.25, ventilées de la manière habituelle selon les groupes démographiques, le motif de cessation d'emploi et la cohorte d'assurance-chômage étudiée.

L'écart salarial logarithmique est égal à la différence entre le logarithme du salaire du RE et celui du premier salaire; ainsi un chiffre négatif indique une augmentation du salaire et un chiffre positif, une diminution. Globalement, le groupe DV/Renvois est en progression dans les deux cohortes, tandis que pour le groupe MT/Autres il se produit une faible baisse dans la cohorte 1 et une faible hausse dans la cohorte 2. Si nous considérons tous les groupes de motifs de cessation réunis, nous constatons une faible augmentation dans la cohorte 1 et une hausse plus marquée dans la cohorte 2. Selon le sexe, la tendance est la même, mais ce sont les hommes de la cohorte 1 du groupe MT/Autres qui ont la plus forte diminution de salaire logarithmique. Quand on ventile les résultats selon l'âge, les hommes dans la force de l'âge du groupe MT/Autres de la cohorte 1 présentent le recul le plus prononcé, doublant presque la perte subie par l'ensemble des hommes dans cette cellule. Dans l'ensemble, un groupe de la cohorte 2 est en meilleure situation que le groupe correspondant de la cohorte 1, mais les différences ne sont pas importantes. Cependant, nous pouvons considérer que cette amélioration est une compensation pour le chômage prolongé que les personnes de cette cohorte ont connu, comme nous l'avons vu dans les chapitres précédents.

Le montant moyen de la perte ou du gain de salaire logarithmique est également indiqué selon la nature — plein temps (PT) ou temps partiel (TP) — des emplois en question. (Les salaires sont mesurés sur une base horaire dans les deux cas.) Pour le passage d'un emploi PT à un autre emploi PT, le groupe DV/Renvois a un gain minime dans la cohorte 1 et une baisse minime dans la cohorte 2; la situation est inversée dans le groupe MT/Autres : diminution pour la cohorte 1 et faible hausse pour la cohorte 2. Pour le passage d'un emploi TP à un autre emploi TP, il y a un gain salarial logarithmique dans les quatre cellules, encore que les échantillons soient de petite taille. Plus de personnes passent d'un emploi PT à un emploi TP que d'un emploi TP à un emploi PT, en particulier dans le groupe MT/Autres; il convient toutefois de noter que les personnes passant d'un emploi PT à un emploi TP ont réalisé des gains salariaux logarithmiques pour chaque cohorte et pour les deux groupes de motifs de cessation d'emploi, alors que les personnes passant d'un emploi TP à un emploi PT dans le groupe MT/Autres ont vu leur salaire chuter.

Enfin, pour ce qui concerne ces moyennes, le tableau A.27 présente la baisse salariale logarithmique moyenne pour chacun des quatre groupes de motifs de cessation d'emploi, étant donné la nette probabilité d'une différence entre les départs

Il est important d'examiner les conséquences éventuelles de l'assurance-chômage (et des modifications qui y sont apportées) sur diverses mesures de la qualité de l'emploi obtenu au terme d'une période de chômage.

volontaires et les renvois de l'emploi visé par le RE. Or, le groupe DV enregistre un gain salarial logarithmique qui est légèrement supérieur dans la cohorte 2, tandis que le groupe Renvois subit une perte dans la cohorte 1 et un gain dans la cohorte 2. Quant au groupe des MT seuls, une baisse dans la cohorte 1 devient un gain dans la cohorte 2, alors que le groupe Autres accuse une baisse salariale logarithmique dans les deux cohortes.

L'étape suivante consiste à estimer les facteurs de détermination de ces salaires logarithmiques, ainsi que les raisons de la diminution salariale logarithmique entre l'emploi du RE et le premier emploi occupé après la période de chômage. Une équation salariale relativement standard comporte des contrôles démographiques (dont un grand nombre de variables factices relatives au niveau d'instruction), des contrôles concernant la durée de l'emploi du RE et le statut syndical (emploi du RE ou premier emploi occupé après la période de chômage) ainsi que des identificateurs régionaux (tableau A.28). Même si un grand nombre de résultats sont standard — la moyenne quadratique significative pour l'âge, le rôle important joué par les variables relatives à l'instruction (« études secondaires complètes » étant la catégorie omise) et les variables factices provinciales les plus significatives (l'Ontario étant omis) —, nous mettons surtout l'accent sur le coefficient de la variable factice de la cohorte 2. Dans les équations salariales pour l'emploi du RE et le premier emploi occupé après une période de chômage, l'écart de ce coefficient n'est pas significatif par rapport à 0, ce qui laisse supposer que, si l'on tient compte de ces autres variables, l'appartenance à l'une ou l'autre cohorte n'a pas d'effet appréciable sur le salaire logarithmique. Ce qu'il faut surtout noter, c'est que le coefficient des variables factices de la cohorte 2 dénote la même absence de signification dans l'équation de la baisse salariale logarithmique à la dernière colonne du tableau A.28. On peut donc penser qu'il n'y a pas d'effet de cohorte marqué sur la variation du salaire entre l'emploi du RE et le premier emploi occupé après une période de chômage, une fois pris en compte les autres facteurs²⁰.

²⁰ On a également calculé un modèle par sélection d'échantillons de la détermination de cette baisse salariale pour prendre en compte le fait que le groupe recevant un salaire de réemploi n'est pas un échantillon aléatoire de l'ensemble de la population. Lorsque des variables factices pour la présence d'enfants, l'emploi du conjoint et une mesure de l'admissibilité à l'assurance-chômage servent d'instruments dans le probit du premier degré, globalement, pour le groupe DV/Renvois et pour le groupe MT/Autres, le coefficient estimatif de la variable factice de cohorte dans l'équation du deuxième degré ne comporte jamais un écart significatif par rapport à 0.

7. Qualité des nouveaux emplois : heures travaillées



Nous avons également cherché à évaluer la qualité de l'emploi en fonction des heures travaillées dans l'emploi du RE et dans le premier emploi occupé après une période de chômage. Quand un employeur met ensemble heures et salaires, le nombre d'heures travaillées peut être un autre indicateur utile de la qualité globale du nouvel emploi par rapport à l'emploi de référence du RE. Des résultats semblables à ceux qui portent sur les salaires logarithmiques sont présentés dans les divers tableaux, mais l'analyse est plus brève.

Le tableau A.30 donne le nombre moyen d'heures travaillées dans l'emploi du RE et le premier emploi occupé après une période de chômage, selon le groupe de motifs de cessation d'emploi et la cohorte. L'échantillon de la cohorte 2 a un peu moins d'heures dans l'emploi du RE pour les groupes DV/Renvois et MT/Autres. La même tendance est constatée pour ce qui concerne le premier emploi occupé après une période de chômage : baisse de près de deux heures pour le groupe DV/Renvois et d'une heure et demie pour le groupe MT/Autres. La diminution horaire moyenne enregistrée par les premiers emplois occupés après une période de chômage est présentée dans le tableau A.31. Globalement, la diminution est nettement plus forte dans la cohorte 2 que dans la cohorte 1, à la fois pour le groupe DV/Renvois et le groupe MT/Autres. Le passage d'un emploi PT à un autre entraîne un changement faible mais qui est toujours une diminution — et toujours plus importante pour la cohorte 2 — tandis que le passage d'un emploi TP à un autre donne lieu à un changement plus marqué et, ici encore, plus élevé pour la cohorte 2. Les changements résultant du passage d'un emploi PT à un emploi TP et vice versa sont naturellement considérables, mais ils sont basés sur des échantillons de petite taille.

Enfin, nous avons examiné un simple modèle de détermination du changement des heures travaillées, en utilisant les mêmes variables explicatives que celles des équations portant sur les baisses salariales logarithmiques dont il a été fait état dans le tableau A.28. Les coefficients des variables auxiliaires de cohorte figurent au tableau A.32, avec et sans les contrôles, pour les deux groupes DV/Renvois et MT/Autres. Dans l'ensemble, la variable de cohorte a une incidence positive significative sur la diminution des heures (de sorte que l'appartenance à la cohorte 2 accentue la diminution des heures du premier emploi occupé après une période de chômage par rapport à l'emploi du RE) quand aucun autre contrôle n'est utilisé; cependant, cette incidence devient faible et son écart par rapport à 0 n'est pas significatif, d'après les autres contrôles. Ni l'un ni l'autre effet n'est significatif dans le cas du groupe DV/Renvois, quoique les estimations ponctuelles soient positives, tandis que le groupe MT/Autres a un effet positif significatif sans les contrôles, et cet effet devient tout juste négatif et nettement non significatif quand les contrôles sont ajoutés à la spécification. Si nous tenons compte des autres facteurs, nous pouvons conclure que rien ne montre clairement et de façon significative que la cohorte ait une incidence sur les variations des heures travaillées, même si les personnes qui passent d'un emploi du RE au premier emploi occupé après une période de chômage semblent subir une diminution des heures.

Quand un employeur met ensemble heures et salaires, le nombre d'heures travaillées peut être un autre indicateur utile de la qualité globale du nouvel emploi par rapport à l'emploi de référence du RE.



8. Qualité des nouveaux emplois : mesures de la satisfaction au travail

... dans chaque groupe, un très faible pourcentage seulement a déclaré une diminution subjective de la satisfaction professionnelle globale.

Pour terminer, nous avons étudié une mesure plus large de la satisfaction professionnelle associée à l'évaluation subjective, faite par les répondants, des emplois occupés après une période de chômage comparativement à l'emploi de référence. La question était la suivante :

Comparativement à l'emploi qui a pris fin à la date du RE, dans quelle mesure êtes-vous satisfait de votre premier emploi ou de votre emploi actuel? Pour votre réponse, utilisez une échelle de 1 à 7, où 1 signifie que vous êtes beaucoup moins satisfait de votre emploi actuel, 7, que vous êtes beaucoup plus satisfait, et 4, que vous êtes à peu près aussi satisfait.

Étant donné que les réponses à ce type de question sont probablement plus fiables sur le plan du classement (« 7 » est mieux que « 5 ») que sur celui de la grandeur relative (la différence entre « 7 » et « 5 » est-elle supérieure ou inférieure à la différence entre « 4 » et « 2 »?), nous avons estimé un modèle des probits ordonnés des déterminants de cette variable ordinale. Cette méthode calcule un résultat sous la forme d'une fonction linéaire d'un ensemble de variables de contrôle, avec des valeurs de démarcation qui divisent les résultats dans la variable ordinale que renferment les réponses allant de « 1 » à « 7 ».

Les tableaux A.33 et A.34 présentent les réponses de l'échantillon et certaines estimations respectivement pour le premier emploi et l'emploi actuel (première entrevue). Dans le tableau A.33, il ressort très clairement que les réponses de l'échantillon se trouvent en grande partie au sommet de l'échelle de l'évaluation subjective; en effet, 26 % de l'ensemble et 41 % du groupe DV/Renvois se situent au niveau supérieur. Dans le groupe MT/Autres, le résultat est néanmoins de 22 %. À l'opposé, dans chaque groupe, un très faible pourcentage seulement a déclaré une diminution subjective de la satisfaction professionnelle globale. Dans le groupe MT/Autres, par exemple, 15 % seulement des personnes ont donné une réponse inférieure à 4 à la question précitée. Les résultats présentés dans le tableau A.34 sont à peu près les mêmes, les pourcentages étant un peu plus élevés au niveau supérieur.

Les résultats obtenus par l'estimation de ce probit ordonné en utilisant la variable factice de cohorte comme seul contrôle sont énoncés à la rangée suivante dans les deux tableaux. Dans chacun des six cas étudiés, l'estimation est négative pour la variable factice de cohorte 2. Elle est significative dans cinq cas, l'évaluation du premier emploi dans le groupe MT/Autres faisant exception (dernière colonne du tableau A.33). Quand on ajoute les variables de contrôle à la variable factice de cohorte, le coefficient estimé demeure négatif; l'écart par rapport à 0 est significatif pour le premier emploi et l'emploi actuel si les deux catégories de motifs de cessation d'emploi sont réunies. En ce qui concerne le premier emploi, les estimations des groupes DV/Renvois et MT/Autres ne sont pas significatives parce que les erreurs types augmentent à mesure que la taille globale de l'échantillon rétrécit; cependant, pour l'emploi actuel, le coefficient de cohorte demeure négatif et significatif pour chacun des deux groupes.

Pour comparer ces résultats avec ceux de la variation de salaire logarithmique et approfondir le rôle des quatre catégories de motifs de cessation d'emploi, nous avons également estimé ce modèle des probits ordonnés de la satisfaction professionnelle totale dans le premier emploi occupé après une période de chômage pour chacun des quatre groupes (DV, Renvois, MT et Autres). Les résultats pour la variable de cohorte et ceux de l'estimation correspondante d'une équation portant sur une diminution salariale logarithmique figurent au tableau A.29. Tous les probits ordonnés renferment des estimations ponctuelles négatives du coefficient pour la variable factice de cohorte, même si aucun probit n'est significatif par lui-même. Dans les équations sur la diminution salariale logarithmique, tous les groupes renferment une estimation négative, à l'exception des Renvois; cependant, les erreurs types sont encore une fois trop importantes pour permettre de tirer des conclusions significatives.

Enfin, en matière de satisfaction professionnelle, une mesure connexe qui peut s'ajouter de façon utile à la variable ordinale que nous venons d'analyser est de savoir si une personne déclare qu'elle est encore à la recherche d'un autre emploi, après avoir trouvé un premier emploi au terme d'une période de chômage. Normalement, une personne qui a trouvé un emploi nettement meilleur que son emploi de référence visé par le RE est moins portée à continuer de chercher un emploi que celle qui estime que son nouvel emploi marque un recul par rapport à son emploi précédent. Le tableau A.35 indique le pourcentage de personnes qui sont toujours en recherche d'emploi, par cohorte et pour chacun des groupes de motifs de cessation d'emploi; il donne également une ventilation des personnes qui, après avoir occupé un emploi de RE à plein temps, sont passées à un emploi à plein temps (PT) ou à temps partiel (TP). Dans l'ensemble, la proportion de personnes toujours en recherche d'emploi augmente quand on passe de la cohorte 1 à la cohorte 2 dans le cas des catégories DV/Renvois et MT, mais non pour la catégorie Autres. Dans le cas du passage d'un emploi PT à un autre, l'effet de cohorte demeure positif pour ces trois groupes; la taille des échantillons est toutefois trop faible pour que l'on puisse tirer des conclusions dans le cas des passages d'un emploi PT à un emploi TP. Chose peu surprenante, la proportion de personnes toujours à la recherche d'un emploi est beaucoup plus élevée parmi celles qui sont passées d'un emploi PT à un emploi TP. Le tableau A.36 présente des estimations d'un probit binaire sur cette variable de la recherche continue d'emploi, sans et avec contrôles. Il montre que l'appartenance à la cohorte 2 augmente la probabilité de la recherche continue d'emploi pour l'échantillon total, la catégorie DV et la catégorie MT sans les contrôles, mais son effet devient non significatif (tout en demeurant habituellement une estimation ponctuelle positive) quand les autres variables de contrôle sont ajoutées à la spécification des probits.

En matière de satisfaction professionnelle, une mesure connexe qui peut s'ajouter de façon utile à la variable ordinale que nous venons d'analyser est de savoir si une personne déclare qu'elle est encore à la recherche d'un autre emploi, après avoir trouvé un premier emploi au terme d'une période de chômage.



9. Conclusion

Le groupe «antérieur», qui a pu bénéficier d'un régime d'assurance-chômage plus avantageux, se trouve généralement en meilleure position que le groupe «postérieur», qui doit composer avec un taux d'indemnité de salaire plus faible et l'exclusion complète des travailleurs ayant quitté leur emploi « sans raison valable ».

Il est possible de faire un résumé concis des conclusions qui découlent de cette partie de l'étude globale de l'assurance-chômage, réalisée à l'aide des données de la COEP. Une comparaison du chômage observé dans les deux cohortes montre que les personnes de la cohorte 1 sont habituellement plus favorisées que celles de la cohorte 2. Cette conclusion est valable pour les risques empiriques inconditionnels, pour les proportions de l'échantillon utilisées à la date de chaque entrevue et pour diverses spécifications économétriques et statistiques visant à cerner l'influence d'autres variables qui peuvent être différentes d'une cohorte à l'autre ou varier pendant les périodes de chômage. Par conséquent, le groupe « antérieur », qui a pu bénéficier d'un régime d'assurance-chômage plus avantageux, se trouve généralement en meilleure position que le groupe « postérieur », qui doit composer avec un taux d'indemnité de salaire plus faible et l'exclusion complète des travailleurs ayant quitté leur emploi « sans raison valable ».

L'interprétation à donner aux résultats de cette étude sur la situation du chômage est par contre moins évidente. Une enquête menée récemment par Corak (1993) sur les incidences de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien concluait que les études micro-économétriques réalisées dans le passé au Canada ont révélé que les taux des prestations ont une incidence négligeable sur la durée de l'assurance-chômage, en particulier pour les hommes; un effet quelconque (allant d'une plus grande générosité à des périodes d'assurance-chômage plus longues) est néanmoins possible dans le cas des prestataires féminins. On peut déduire des résultats actuels qu'ils concordent avec la faiblesse des effets sur le comportement constatés antérieurement; de plus, ces résultats sont tirés d'un ensemble de données comportant une variation exogène du taux des prestations, ce qui peut renforcer la crédibilité des conclusions. Il est même possible d'aller plus loin et de prétendre que ces résultats laissent entrevoir une sorte d'équilibre général entre les prestations d'assurance-chômage et la durée du chômage, à l'instar du modèle abstrait d'Albrecht et Axell (1984). Dans ce cas, il serait en effet possible de relier l'ancien programme d'assurance-chômage, plus généreux, aux durées plus courtes du chômage. Or, à la lumière des résultats actuels, on pourrait par ailleurs conclure que les contrôles relatifs au caractère saisonnier ou aux variations traditionnelles entre les deux cohortes et durant les périodes de chômage accusent des lacunes, ou bien que la taille de l'échantillon ou la modification du taux des prestations ne sont pas assez grandes pour faire ressortir un effet global ténu. Même s'il faut manifestement procéder à des études plus poussées, nous devons conclure ici que rien ne permet d'affirmer que le changement apporté en avril 1993 à la générosité du programme d'assurance-chômage a entraîné une diminution des durées du chômage.

Quant aux deux autres aspects que nous avons abordés relativement au comportement sur le marché du travail, à savoir la recherche d'emploi et la qualité du nouvel emploi, on peut difficilement alléguer que les intrants de recherche déclarés (heures et dépenses) varient de façon systématique selon les cohortes, bien qu'on ait observé des différences considérables entre les personnes au sein de l'échantillon. Les salaires d'acceptation déclarés par les répondants à divers moments de la période de chômage n'affichent eux non plus aucun effet de cohorte significatif;

fait intéressant à souligner, la prise en compte de ces intrants temporels dans l'analyse des durées ne contredit pas les conclusions sur le chômage subi dans les deux cohortes. Deuxièmement, il existe diverses mesures de la qualité du nouvel emploi, mais aucune des mesures objectives (salaires et heures travaillées) ne fait ressortir de différence significative dans les deux cohortes, une fois introduites les variables de contrôle pertinentes. La mesure subjective de la satisfaction professionnelle globale comporte effectivement des effets de cohorte quand elle est analysée correctement comme une mesure ordinale : les personnes de la cohorte 2 ont tendance à être moins satisfaites de l'emploi occupé après la période de chômage que les personnes de la cohorte 1. L'importance à accorder à cette mesure doit être évaluée avec soin et ce, pour diverses raisons, notamment la répartition inhabituelle des classements — vu le petit nombre de travailleurs ayant mentionné une baisse de satisfaction par rapport à l'emploi de référence du RE. Néanmoins, ces résultats peuvent renforcer l'effet de cohorte qu'on a constaté dans le cas du chômage, les personnes de la cohorte 2 étant portées à accepter plus rapidement des emplois moins intéressants que les personnes de la cohorte 1.



Annexe : tableaux

Tableau A.1
Définitions des cohortes et effectifs correspondants (non pondérés)

	Cohortes définies selon le coefficient de remplacement du revenu		
	Cohorte 1	Cohorte 2	Total
Cohortes définies par la COEP			
Cohorte 1	4 845	620	5 465
Cohorte 2	13	5 681	5 694
Total	4 858	6 301	11 159
Femmes			
1	2 109	301	
2	4	2 838	
Hommes			
1	2 722	319	
2	9	2 828	
Motif de cessation d'emploi			
DV			
1	1 022	78	
2	3	942	
Renvois			
1	262	27	
2	0	234	
MT			
1	2 626	370	
2	8	3 070	
Autres			
1	935	145	
2	2	1 435	

Tableau A.2
Définitions des cohortes selon la semaine de RE (effectifs non pondérés)

Cohortes définies selon le coefficient de remplacement du revenu		
Selon le RE (semaines clés)	Cohorte 1	Cohorte 2
1727		
1	735	57
2	0	2
1728		
1	677	57
2	0	0
1729		
1	750	68
2	0	1
1730		
1	893	106
2	0	0
1731		
1	859	119
2	0	0
1732		
1	836	185
2	0	1
Semaine de RE		
1739		
1	6	3
2	5	1 337
1740		
1	1	2
2	2	787
1741		
1	0	0
2	2	856
1742		
1	1	0
2	1	738
1743		
1	0	2
2	1	932
1744		
1	1	2
2	2	940

Remarques : Les semaines de RE débutent au 1^{er} janvier 1960, de sorte que la semaine 1727, par exemple, est la semaine débutant le 31 janvier 1993. Les rangées correspondant à chacune des semaines décrivent les cohortes de la COEP, tandis que les colonnes décrivent les cohortes définies selon le coefficient de remplacement du revenu.

Tableau A.3
Proportions utilisées à l'entrevue 1

Total	Cohorte 1	Cohorte 2
DV/Renvois	0,309 (0,462) 1 287	0,213 (0,410) 1 281
MT/Autres	0,404 (0,491) 3 571	0,331 (0,471) 5 020
Femmes		
DV/Renvois	0,313 (0,464) 685	0,166 (0,373) 663
MT/Autres	0,353 (0,478) 1 428	0,318 (0,466) 2 476
Hommes		
DV/Renvois	0,304 (0,460) 599	0,253 (0,435) 613
MT/Autres	0,437 (0,496) 2 132	0,341 (0,474) 2 534
Jeunes (≤ 25)		
DV/Renvois	0,349 (0,477) 377	0,260 (0,439) 439
MT/Autres	0,431 (0,496) 533	0,348 (0,477) 729
Personnes d'âge moyen ($>25, \leq 45$)		
DV/Renvois	0,307 (0,462) 769	0,184 (0,387) 684
MT/Autres	0,418 (0,493) 2 225	0,346 (0,476) 3 062
Personnes d'âge mûr (>45)		
DV/Renvois	0,164 (0,371) 141	0,162 (0,369) 158
MT/Autres	0,342 (0,475) 813	0,278 (0,448) 1 229

Remarque : Chaque cellule donne la moyenne, l'écart type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.4
Proportions utilisées à l'entrevue 2

Total	Cohorte 1	Cohorte 2
DV/Renvois	0,366 (0,482) 1 018	0,277 (0,448) 1 034
MT/Autres	0,462 (0,499) 2 866	0,405 (0,491) 4 044
Femmes		
DV/Renvois	0,367 (0,483) 555	0,258 (0,438) 547
MT/Autres	0,441 (0,497) 1 155	0,432 (0,496) 2 052
Hommes		
DV/Renvois	0,366 (0,482) 462	0,292 (0,455) 483
MT/Autres	0,476 (0,500) 1 703	0,386 (0,487) 1 986
Jeunes (≤25)		
DV/Renvois	0,399 (0,490) 290	0,303 (0,460) 345
MT/Autres	0,496 (0,501) 412	0,408 (0,492) 570
Personnes d'âge moyen (>25,≤45)		
DV/Renvois	0,372 (0,483) 614	0,269 (0,444) 573
MT/Autres	0,474 (0,499) 1 805	0,422 (0,494) 2 499
Personnes d'âge mûr (>45)		
DV/Renvois	0,214 (0,412) 114	0,207 (0,407) 116
MT/Autres	0,401 (0,490) 649	0,358 (0,480) 975

Remarque : Chaque cellule donne la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.5
Déterminants de la probabilité d'occuper un emploi à l'entrevue 1

	Total		DV/Renvois		MT/Autres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cohorte 2	-0,218*	-0,138*	-0,296*	-0,104	-0,193*	-0,158*
	(0,025)	(0,038)	(0,054)	(0,090)	(0,028)	(0,042)
Âge		0,004		-0,045		0,022
		(0,012)		(0,031)		(0,013)
Âge ²		-0,000		0,000		-0,000*
		(000)		(0,000)		(000)
Minorité visible		-0,276*		-0,334*		-0,247*
		(0,055)		(129)		(062)
Personne mariée		0,089		0,209		0,060
		(0,049)		(117)		(054)
Veuve, séparée, divorcée		-0,073		-0,137		-0,042
		(0,072)		(0,178)		(0,080)
Études primaires		-0,025		0,287		-0,059
		(0,100)		(0,774)		(0,107)
Études secondaires partielles		-0,047		-0,216		-0,018
		(0,052)		(129)		(0,058)
École de métiers		0,133		0,112		0,123
		(0,080)		(0,200)		(0,088)
Études collégiales partielles		0,121		0,262		0,090
		(0,069)		(0,156)		(0,078)
Études collégiales		0,174*		0,279		0,132
		(0,068)		(0,149)		(0,077)
Études universitaires partielles		0,182*		0,326		0,167
		(0,089)		(0,187)		(0,103)
Diplôme de premier cycle		0,181*		0,395*		0,141
		(0,081)		(0,188)		(0,089)
Certificat professionnel		0,090		-0,143		0,143
		(0,174)		(0,461)		(0,191)
Diplôme d'études supérieures		0,288*		-0,849		0,424*
		(0,133)		(0,556)		(0,141)
Durée d'occupation de l'emploi visé par le RE		0,000		0,000		0,000
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Emploi syndiqué selon RE		0,197*		-0,283*		0,248*
		(0,042)		(0,135)		(045)

Tableau A.5 (suite)
Déterminants de la probabilité d'occuper un emploi à l'entrevue 1

	Total		DV/Renvois		MT/Autres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Terre-Neuve		-0,206 (0,139)		-10,359* (0,602)		-0,122 (0,145)
Île-du-Prince-Édouard		0,070 (0,201)		0,282 (10,062)		0,077 (0,203)
Nouvelle-Écosse		-0,008 (0,100)		-0,219 (0,249)		0,017 (0,109)
Nouveau-Brunswick		0,228* (0,113)		0,405 (0,254)		0,149 (0,128)
Québec		0,041 (0,051)		-0,018 (0,127)		0,048 (0,057)
Manitoba		0,034 (0,118)		-0,281 (0,254)		0,152 (0,136)
Saskatchewan		0,057 (0,108)		0,051 (0,251)		0,071 (0,120)
Alberta		0,020 (0,067)		-0,035 (0,149)		0,048 (0,075)
Colombie-Britannique		0,073 (0,063)		0,133 (0,136)		0,049 (0,072)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon		-0,048 (0,771)		-0,093 (0,872)		0,023 (0,423)
Constante	-0,309* (018)	-0,153 (0,211)	-0,500* (0,039)	0,801 (0,511)	-0,243* (0,020)	-0,513* (267)
N	11 159	4 712	2 568	889	8 591	3 823

Remarques : Les coefficients significativement différents de 0 à un seuil de 95 % sont désignés par un astérisque.
Les colonnes 1, 3 et 5 s'appliquent à la cohorte 2 uniquement. Les colonnes 2, 4 et 6 intègrent des variables de contrôle de la démographie et du marché du travail.

Tableau A.6
Effet de la cohorte sur la probabilité d'occuper un emploi à l'entrevue 1, selon le sexe

	DV/Renvois		MT/Autres	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Sans autre variable de contrôle				
Cohorte	-0,481* (0,076)	-0,154* (0,078)	-0,096* (0,042)	-0,250* (0,037)
Avec d'autres variables de contrôle				
Cohorte	-0,337* (0,128)	0,143 (0,143)	-0,107 (0,063)	-0,157* (0,058)

Remarques : Les coefficients significativement différents de 0 à un seuil de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les autres variables de contrôle sont celles du tableau 5.

Tableau A.7
Déterminants de la probabilité d'occuper un emploi à l'entrevue 2

	Total		DV/Renvois		MT/Autres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cohorte 2	-0,170*	-0,097*	-0,253*	-0,047	-0,141*	-0,128*
	(0,027)	(0,042)	(0,058)	(0,102)	(0,030)	(0,046)
Âge		0,010		-0,070*		0,034*
		(0,013)		(0,035)		(0,015)
Âge ²		-0,000		0,001		-0,000*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Minorité visible		-0,235*		-0,324*		-0,217*
		(0,062)		(0,147)		(0,069)
Personne mariée		-0,067		0,119		-0,042
		(0,054)		(0,132)		(0,061)
Veuve, séparée, divorcée		-0,081		-0,209		-0,029
		(0,080)		(0,208)		(0,088)
Études primaires		0,061		-0,561		0,089
		(0,112)		(0,583)		(0,115)
Études secondaires partielles		-0,017		-0,392*		0,066
		(0,059)		(0,151)		(0,065)
École de métiers		-0,002		0,174		-0,034
		(0,089)		(0,218)		(0,097)
Études collégiales partielles		0,272*		0,544*		0,236*
		(0,076)		(0,179)		(0,084)
Études collégiales		0,337*		0,398*		0,321*
		(0,075)		(0,164)		(0,086)
Études universitaires partielles		0,171		0,257		0,145
		(0,098)		(0,209)		(0,113)
Diplôme de premier cycle		0,316*		0,335		0,340*
		(0,088)		(0,205)		(0,098)
Certificat professionnel		0,264		-0,291		0,398
		(0,184)		(0,567)		(0,203)
Diplôme d'études supérieures		0,349*		-0,529		0,469*
		(0,141)		(0,505)		(0,150)
Durée d'occupation de l'emploi visé par le RE		0,000		0,001		-0,000
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Emploi syndiqué selon RE		0,026		-0,334*		0,055
		(0,047)		(0,154)		(0,050)

Tableau A.7 (suite)
Déterminants de la probabilité d'occuper un emploi à l'entrevue 2

	Total		DV/Renvois		MT/Autres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Terre-Neuve		-0,266 (0,147)		0,403 (0,482)		-0,383* (0,157)
Île-du-Prince-Édouard		0,285 (0,243)		—		0,306 (0,243)
Nouvelle-Écosse		0,313* (0,109)		-0,051 (0,277)		0,367* (0,120)
Nouveau-Brunswick		0,022 (0,124)		-0,642 (0,286)		0,196 (0,141)
Québec		0,061 (0,056)		-0,272 (0,147)		0,112 (0,061)
Manitoba		0,091 (0,133)		-0,129 (0,281)		0,212 (0,154)
Saskatchewan		0,193 (0,121)		0,105 (0,276)		0,240 (0,137)
Alberta		0,048 (0,073)		-0,159 (0,164)		0,115 (0,083)
Colombie-Britannique		0,073 (0,071)		-0,139 (0,162)		0,115 (0,081)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon		0,005 (0,396)		-0,569 (0,879)		0,184 (0,457)
Constante	-0,159 (0,020)	-0,186 (0,238)	-0,341* (0,043)	10,422* (0,588)	-0,096* (0,022)	-0,656* (0,277)
N	8 943	3 786	2 047	697	6 896	3 088

Remarques : Les coefficients significativement différents de 0 à un seuil de 95 % sont désignés par un astérisque.
Les colonnes 1, 3 et 5 s'appliquent à la cohorte 2 uniquement. Les colonnes 2, 4 et 6 intègrent des variables de contrôle de la démographie et du marché du travail.

Tableau A.8
Effet de la cohorte sur la probabilité d'occuper un emploi à l'entrevue 2,
selon le sexe

	DV/Renvois		MT/Autres	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Sans autre variable de contrôle				
Cohorte	-0,311* (0,079)	-0,205* (0,086)	-0,021 (0,044)	-0,229* (0,041)
Avec d'autres variables de contrôle				
Cohorte	-0,154 (0,143)	0,125 (0,164)	-0,071 (0,068)	-0,158* (0,065)

Remarques : Les coefficients significativement différents de 0 à un seuil de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les autres variables de contrôle sont celles du tableau 7.

Tableau A.9

Estimations des déterminants de la durée de l'assurance-chômage par la méthode des risques proportionnels de Cox

	Ensemble		DV/Renvois		MT/Autres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cohorte 2	-0,102*	-0,045	-0,125	0,008	-0,097*	-0,059
	(0,034)	(0,035)	(0,078)	(0,082)	(0,038)	(0,039)
Homme		0,239*		0,323*		0,202*
		(0,038)		(0,085)		(0,042)
Emploi RE à plein temps		-0,223*		-0,229*		-0,183*
		(0,050)		(0,102)		(0,059)
Marié		0,184*		0,309*		0,169*
		(0,040)		(0,097)		(0,045)
Âge		0,013		-0,060*		0,032*
		(0,011)		(0,029)		(0,013)
Âge ²		-0,000*		0,000		-0,001*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Minorité visible		-0,369*		-0,339*		-0,376*
		(0,054)		(0,120)		(0,061)
Études primaires		-0,178		-0,129		0,220*
		(0,096)		(0,403)		(0,099)
Études secondaires partielles		-0,030		-0,219		0,019
		(0,050)		(0,124)		(0,055)
École de métiers		0,246*		373*		0,204*
		(0,071)		(0,071)		(0,078)
Études collégiales partielles		0,243*		0,368*		0,198*
		(0,063)		(0,140)		(0,072)
Études collégiales		0,209*		0,460*		0,130
		(0,063)		(0,132)		(0,073)
Études universitaires partielles		0,229*		0,231		0,193
		(0,084)		(0,170)		(0,099)
Diplôme de premier cycle		0,197*		0,273		0,153
		(0,073)		(0,175)		(0,081)
Certificat professionnel		0,077		-0,175		0,143
		(0,150)		(0,508)		(0,156)
Diplôme d'études supérieures		0,217		-0,040		0,185
		(0,120)		(0,500)		(0,123)

Tableau A.9 (suite)

Estimations des déterminants de la durée de l'assurance-chômage par la méthode des risques proportionnels de Cox

	Ensemble		DV/Renvois		MT/Autres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Terre-Neuve		-0,461* (0,133)		-10,004* (0,485)		-0,380* (0,139)
Île-du-Prince-Édouard		0,298 (0,187)		0,315 (0,543)		0,272 (0,199)
Nouvelle-Écosse		-0,111 (0,093)		-252 (0,220)		-0,060 (0,103)
Nouveau-Brunswick		0,021 (0,100)		-0,108 (0,265)		0,058 (0,109)
Québec		-0,006 (0,049)		0,071 (0,119)		-0,034 (0,054)
Manitoba		0,108 (0,108)		0,285 (0,243)		0,075 (0,122)
Saskatchewan		0,240* (0,097)		122 (0,240)		0,267* (0,106)
Alberta		0,190* (0,059)		0,106 (0,129)		0,225* (0,068)
Colombie-Britannique		0,085 (0,059)		-0,050 (0,131)		0,128 (0,066)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon		0,188 (0,326)		-10,331 (10,020)		0,464 (0,343)
Présence de jeunes enfants		-0,184* (0,031)		-0,228* (0,087)		-0,169* (0,033)
Emploi syndiqué RE		0,308* (0,039)		-0,056 (0,131)		0,366* (0,042)
S'attend à reprendre son ancien emploi		0,261* (0,040)		0,339* (0,169)		0,268* (0,041)
DV		0,141* (0,053)		—		—
Autres		-0,157* (0,045)		—		—
Renvois		-0,232* (0,086)		—		—
Semaines antérieures d'assurance-chômage		0,000 (0,000)		0,002 (0,001)		-0,000 (0,000)
Aucune semaine antérieure d'assurance-chômage (variable factice)		-0,116* (0,048)		0,106 (0,115)		-0,210* (0,055)
N	5 605	5 077	1 175	977	4 429	4 099

Remarques : Les coefficients significativement différents de 0 à un seuil de 95 % sont désignés par un astérisques. Les colonnes 1, 3 et 5 s'appliquent à la cohorte 2 uniquement. Les colonnes 2, 4 et 6 intègrent des variables de contrôle de la démographie et du marché du travail.

Tableau A.10
Estimations des déterminants de la durée de l'assurance-chômage par la méthode des risques proportionnels de Cox avec des covariables temporelles

	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière
Cohorte 2	-0,122* (0,045)	-0,175* (0,046)	-0,176* (0,046)
Taux de chômage de la région de la CEIC	-0,017* (0,008)		-0,013 (0,008)
Prestations épuisées dans 1 à 3 semaines		0,954 (0,632)	0,384 (0,622)
Prestations épuisées dans 4 à 6 semaines		10,622 (0,638)	0,571 (0,659)
Prestations épuisées dans 7 à 12 semaines		-10,526* (0,273)	-10,507* (0,273)
Homme	0,117* (0,048)	0,119* (0,048)	0,112* (0,048)
Emploi RE à plein temps	-0,168* (0,069)	-0,163* (0,070)	-0,157* (0,070)
Marié	0,183* (0,051)	0,180* (0,052)	0,183* (0,052)
Âge	0,006 (0,015)	0,008 (0,015)	0,007 (0,015)
Âge ²	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Minorité visible	-0,201* (0,069)	-0,203* (0,069)	-0,202* (0,070)
Études primaires	0,079 (0,115)	0,060 (0,115)	0,062 (0,116)
Études secondaires partielles	0,029 (0,063)	0,028 (0,064)	0,034 (0,064)
Collège professionnel	0,130 (0,088)	0,122 (0,089)	0,122 (0,089)
Études collégiales partielles	0,131 (0,081)	0,124 (0,083)	0,120 (0,083)
Études collégiales	0,178* (0,079)	0,178* (0,079)	0,180* (0,079)
Études universitaires partielles	-0,054 (0,118)	-0,081 (0,120)	-0,088 (0,121)
Diplôme de premier cycle	0,156 (0,099)	0,150 (0,100)	0,153 (0,100)
Certificat professionnel	0,123 (0,209)	0,103 (0,215)	0,097 (0,215)
Diplôme d'études supérieures	0,179 (0,158)	0,130 (0,163)	0,128 (0,162)

Tableau A.10 (suite)

Estimations des déterminants de la durée de l'assurance-chômage par la méthode des risques proportionnels de Cox avec des covariables temporelles

	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière
Terre-Neuve	-0,087 (0,155)	-0,225 (0,141)	-0,118 (0,156)
Île-du-Prince-Édouard	0,568* (0,250)	0,475 (0,259)	0,550* (0,269)
Nouvelle-Écosse	0,173 (0,114)	0,130 (0,112)	0,171 (0,114)
Nouveau-Brunswick	0,148 (0,117)	0,119 (0,117)	0,142 (0,118)
Québec	0,030 (0,063)	-0,011 (0,061)	0,018 (0,064)
Manitoba	0,125 (0,128)	0,092 (0,130)	0,096 (0,130)
Saskatchewan	0,254* (0,122)	0,277* (0,121)	0,256* (0,122)
Alberta	0,221* (0,082)	0,239* (0,082)	0,230 (0,083)
Colombie-Britannique	0,123 (0,086)	0,129 (0,086)	0,121 (0,086)
Jeunes enfants dans le ménage	-0,109* (0,037)	-0,108* (0,038)	-0,107* (0,038)
Emploi syndiqué RE	0,232* (0,050)	0,244* (0,050)	0,243* (0,051)
S'attend à reprendre son ancien emploi	0,204* (0,049)	0,196* (0,050)	0,200* (0,050)
Départs volontaires	-0,208* (0,090)	-0,194* (0,092)	-0,193 (0,092)
Autre motif de cessation d'emploi	-0,130* (0,057)	-0,110 (0,058)	-0,111 (0,058)
Renvois	-0,284* (0,130)	-0,334* (0,135)	-0,326* (0,134)
Réception de prestations d'assurance-chômage au cours de semaines antérieures	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Variable factice pour non-réception de prestations d'assurance-chômage au cours de semaines antérieures	-0,125* (0,063)	-0,136* (0,064)	-0,136* (0,064)

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les covariables temporelles sont le taux de chômage de la région de la CEIC et les variables factices pour l'épuisement des prestations.

Tableau A.11

Modèle des risques proportionnels de Cox avec covariables temporelles

	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière
Cohorte 2	-0,139* (0,044)	-0,197* (0,044)	-0,196* (0,044)	-0,122* (0,045)	-0,177* (0,045)	-0,174* (0,045)
Taux de chômage de la région de la CEIC	-0,012 (0,006)		-0,011 (0,006)	-0,009 (0,008)		-0,006 (0,008)
Épuisement des prestations dans 1 à 3 semaines		0,214 (0,616)	0,213 (0,616)		10,184 (0,637)	10,136 (0,638)
Épuisement des prestations dans 4 à 6 semaines		0,675 (0,618)	0,664 (0,619)		0,568 (0,657)	10,475* (0,634)
Épuisement des prestations dans 7 à 12 semaines		-10,441* (0,242)	-10,456* (0,242)		-10,566* (0,273)	-10,574* (0,273)
Contrôles	N	N	N	O	O	O

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les autres contrôles compris dans l'estimation sont : homme, marié, emploi RE à plein temps, âge, âge au carré, minorité visible et variables factices pour le niveau d'instruction et la province.

Tableau A.12

Effets de cohorte dans le modèle des risques proportionnels de Cox (évalués à la première entrevue)

	Ensemble		DV/Renvois		MT/Autres	
Cohorte	-0,091* (0,032)	-0,050 (0,032)	-0,130 (0,076)	-0,025 (0,075)	-0,083* (0,036)	-0,059 (0,036)
Contrôles	N	O	N	O	N	O

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les autres contrôles compris dans l'estimation sont : homme, marié, emploi RE à plein temps, âge, âge au carré, minorité visible et variables factices pour le niveau d'instruction et la province.

Tableau A.13

Effets de cohorte dans le modèle des risques proportionnels de Cox avec covariables temporelles (évalués à la première entrevue)

	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière
Cohorte 2	-0,114* (0,045)	-0,117* (0,045)	-0,114* (0,045)	-0,090* (0,046)	-0,093* (0,046)	-0,090 (0,046)
Taux de chômage local	O	N	O	O	N	O
Variables factices pour l'épuisement des prestations	N	O	O	N	O	O
Contrôles	N	N	N	O	O	O

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les autres contrôles compris dans l'estimation sont : homme, marié, emploi RE à plein temps, âge, âge au carré, minorité visible et variables factices pour le niveau d'instruction et la province.

Tableau A.14

Estimations des déterminants de la durée du chômage par la méthode de Weibull (sans et avec hétérogénéité non observée gamma)

	Hétérogénéité non observée gamma			
	Sans mesure des prestations reçues	Avec mesure des prestations reçues	Sans mesure des prestations reçues	Avec mesure des prestations reçues
Cohorte	-0,181* (0,044)	-0,176* (0,044)	-0,211* (0,048)	-0,207* (0,048)
Homme	0,306* (0,047)	0,299* (0,047)	0,325* (0,051)	0,317* (0,051)
Emploi RE à plein temps	-0,254* (0,064)	-0,269* (0,065)	-0,264* (0,072)	-0,274* (0,072)
Marié	0,295* (0,051)	0,296* (0,051)	0,306* (0,056)	0,305* (0,055)
Âge	0,022 (0,014)	0,005 (0,014)	0,023 (0,015)	0,006 (0,015)
Âge ²	-0,0006* (0,0002)	-0,0004* (0,0002)	-0,0007* (0,0002)	-0,0004* (0,0002)
Minorité visible	-0,475* (0,065)	-0,457* (0,066)	-0,493* (0,068)	-0,479* (0,068)
Études primaires	0,108 (0,118)	0,085 (0,118)	0,082 (0,126)	0,065 (0,126)
Études secondaires partielles	0,056 (0,062)	0,045 (0,062)	0,048 (0,067)	0,040 (0,066)
École de métiers	0,341* (0,087)	0,343* (0,087)	0,336* (0,099)	0,369* (0,099)
Études collégiales partielles	0,300* (0,079)	0,314* (0,079)	0,311* (0,088)	0,327* (0,088)
Études collégiales	0,347* (0,079)	0,360* (0,079)	0,349* (0,087)	0,364* (0,087)
Études universitaires partielles	0,244* (0,107)	0,276* (0,107)	0,275* (0,118)	0,308* (0,118)
Diplôme de premier cycle	0,301* (0,095)	0,350* (0,096)	0,300* (0,106)	0,348* (0,106)
Certificat professionnel	0,070 (0,189)	0,111 (0,189)	0,128 (0,205)	0,169 (0,205)
Diplôme d'études supérieures	0,352* (0,157)	0,416* (0,158)	0,350* (0,174)	0,411* (0,175)

Tableau A.14 (suite)

Estimations des déterminants de la durée du chômage par la méthode de Weibull (sans et avec hétérogénéité non observée gamma)

	Hétérogénéité non observée gamma			
	Sans mesure des prestations reçues	Avec mesure des prestations reçues	Sans mesure des prestations reçues	Avec mesure des prestations reçues
Terre-Neuve	-0,432* (0,152)	-0,472* (0,155)	-0,480* (0,159)	-0,503* (0,163)
Île-du-Prince-Édouard	0,474* (0,243)	0,425 (0,241)	0,490 (0,274)	0,461* (0,273)
Nouvelle-Écosse	0,047 (0,117)	0,018 (0,117)	-0,008 (0,127)	-0,027 (0,128)
Nouveau-Brunswick	0,139 (0,120)	0,088 (0,123)	0,137 (0,132)	0,098 (0,135)
Québec	0,043 (0,059)	0,018 (0,061)	0,029 (0,065)	0,010 (0,066)
Manitoba	0,028 (0,132)	0,006 (0,130)	0,018 (0,144)	0,009 (0,142)
Saskatchewan	0,432* (0,127)	0,411* (0,127)	0,390* (0,146)	0,376* (0,145)
Alberta	0,295* (0,077)	0,290* (0,077)	0,284* (0,085)	0,277* (0,085)
Colombie-Britannique	0,285* (0,074)	0,263* (0,074)	0,258* (0,082)	0,245* (0,082)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon	0,748 (0,424)	0,721 (0,410)	0,692 (0,498)	0,682 (0,496)
Présence de jeunes enfants	-0,233* (0,038)	-0,251* (0,038)	-0,241* (0,040)	-0,260* (0,040)
Emploi RE syndiqué	0,468* (0,049)	0,454* (0,049)	0,507* (0,056)	0,492* (0,056)
S'attend à reprendre son ancien emploi	0,461* (0,050)	0,446* (0,051)	0,467* (0,057)	0,450* (0,057)
DV	0,082 (0,065)	0,089 (0,065)	0,182* (0,071)	0,191* (0,070)
Autres	-0,253* (0,057)	-0,238* (0,056)	-0,244* (0,061)	-0,225* (0,061)
Renvois	-0,215* (0,104)	-0,207* (0,103)	-0,177* (0,110)	-0,166* (0,110)
Semaines antérieures d'assurance-chômage		0,0001 (0,0005)		-0,0001 (0,0005)
Aucune semaine antérieure d'assurance-chômage		-0,298* (0,061)		-0,334* (0,066)
Constante	-30,865* (0,264)	-30,444* (0,274)	-30,538* (0,294)	-30,090* (0,304)
θ (hétérogénéité)			0,506* (0,106)	0,501* (0,105)
σ (dépendance de la durée)	10,377* (0,022)	10,374* (0,021)	10,224* (0,035)	10,222* (0,035)
vraisemblance logarithmique	-101570,37	-101410,79	-101410,87	-101260,62
N	6 541	6 541	6 541	6 541

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les estimations sont fondées sur des données non pondérées.

Tableau A.15

Estimations des déterminants de la durée du chômage par la méthode de Weibull, selon le groupe de cessation d'emploi (sans hétérogénéité non observée)

	DV	MT	Autres
Cohorte	-0,317* (0,161)	-0,102* (0,051)	-0,313* (0,097)
Homme	0,636* (0,162)	0,294* (0,057)	0,026 (0,101)
Emploi RE à plein temps	-0,463* (0,200)	-0,182* (0,086)	-0,315 (0,129)
Marié	0,495* (0,180)	0,291* (0,060)	0,163 (0,109)
Âge	-0,081 (0,057)	0,031 (0,017)	0,049 (0,033)
Âge ²	0,0005 (0,0008)	-0,0006* (0,0002)	-0,0011* (0,0004)
Minorité visible	-0,278 (0,220)	-0,450* (0,078)	-0,570* (0,143)
Études primaires	-0,506 (0,608)	-0,001 (0,122)	0,431 (0,304)
Études secondaires partielles	-0,160 (0,224)	0,042 (0,070)	0,101 (0,147)
École de métiers	0,832* (0,350)	0,245* (0,093)	0,169 (0,218)
Études collégiales partielles	0,455 (0,266)	0,219* (0,094)	0,425* (0,172)
Études collégiales	0,782* (0,244)	0,179 (0,101)	0,588* (0,167)
Études universitaires partielles	10,123* (0,362)	-0,087 (0,140)	0,611* 0,229
Diplôme de premier cycle	0,720* (0,325)	0,146 (0,127)	0,630* (0,184)
Certificat professionnel	0,358 (0,815)	0,131 (0,234)	0,066 (0,366)
Diplôme d'études supérieurs	-0,166* (0,849)	0,075 (0,247)	0,754* (0,239)

Tableau A.15 (suite)

Estimations des déterminants de la durée du chômage par la méthode de Weibull, selon le groupe de cessation d'emploi (sans hétérogénéité non observée)

	DV	MT	Autres
Terre-Neuve	-10,925* (0,907)	-0,396* (0,161)	0,002 (0,366)
Île-du-Prince-Édouard	20,923 (10,024)	0,321 (0,269)	0,045 (0,583)
Nouvelle-Écosse	0,227 (0,454)	0,035 (0,139)	-0,004 (0,257)
Nouveau-Brunswick	0,028 (0,550)	0,076 (0,132)	-0,006 (0,299)
Québec	0,296 (0,221)	-0,001 (0,069)	-0,049 (0,136)
Manitoba	0,035 (0,455)	0,176 (0,158)	-0,319 (0,259)
Saskatchewan	0,579 (0,470)	0,372* (0,141)	0,359 (0,335)
Alberta	0,294 (0,254)	0,354* (0,094)	0,127 (0,162)
Colombie-Britannique	0,237 (0,239)	0,351* (0,089)	0,126 (0,169)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon	0,503 (10,489)	0,706 (0,621)	0,813 (10,245)
Présence de jeunes enfants	-0,393* (0,138)	-0,173* (0,042)	-0,331* (0,090)
Emploi RE syndiqué	-0,109 (0,244)	0,554* (0,054)	0,263* (0,109)
S'attend à reprendre son ancien emploi	0,274 (0,362)	0,417* (0,053)	0,512* (0,116)
Semaines antérieures d'assurance-chômage	0,005* (0,002)	-0,0007 (0,0005)	0,001 (0,001)
Aucune semaine antérieure d'assurance-chômage	-0,051 (0,214)	-0,542* (0,078)	0,063 (0,132)
Constante	-20,072* (0,994)	-40,063* (0,334)	-40,129* (0,632)
θ (hétérogénéité)			
σ (dépendance de la durée)	10,797* (0,085)	10,242* (0,024)	10,384* (0,047)
vraisemblance logarithmique	-15730,654	-56420,632	-22990,540
N	935	3 687	1 580

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les estimations sont fondées sur des données non pondérées.

Tableau A.16

Estimations des déterminants de la durée du chômage par la méthode de Weibull, selon le groupe de cessation d'emploi (avec hétérogénéité non observée)

	DV	MT	Autres
Cohorte	-0,451* (0,183)	-0,110* (0,056)	-0,363* (0,103)
Homme	0,753* (0,186)	0,294* (0,061)	0,046 (0,107)
Emploi RE à plein temps	-0,482* (0,244)	-0,174 (0,096)	-0,330* (0,140)
Marié	0,512* (0,208)	0,300* (0,066)	0,171 (0,116)
Âge	-0,072 (0,062)	0,032 (0,018)	0,053* (0,035)
Âge ²	0,0004 (0,0008)	-0,0007* (0,0002)	-0,0012 (0,0004)
Minorité visible	-0,288 (0,241)	-0,465* (0,081)	-0,598* (0,148)
Études primaires	-0,129 (0,590)	-0,038 (0,131)	0,470 (0,312)
Études secondaires partielles	-0,205 (0,248)	0,040 (0,076)	0,104 (0,152)
École de métiers	0,726 (0,465)	0,284* (0,107)	0,153 (0,236)
Études collégiales partielles	0,568* (0,308)	0,236* (0,106)	0,407* (0,183)
Études collégiales	10,078* (0,289)	0,138 (0,111)	0,585* (0,179)
Études universitaires partielles	0,953* (0,470)	-0,043 (0,147)	0,605* (0,244)
Diplôme de premier cycle	0,953* (0,380)	0,116 (0,137)	0,606* (0,199)
Certificat professionnel	0,451 (0,875)	0,151 (0,261)	0,160 (0,393)
Diplôme d'études supérieures	-0,322 (0,887)	0,029 (0,272)	0,772* (0,257)

Tableau A.16 (suite)

Estimations des déterminants de la durée du chômage par la méthode de Weibull, selon le groupe de cessation d'emploi (avec hétérogénéité non observée)

	DV	MT	Autres
Terre-Neuve	-20,172* (0,904)	-0,406* (0,169)	-0,008 (0,392)
Île-du-Prince-Édouard	20,728 (10,540)	0,318 (0,306)	0,156 (0,596)
Nouvelle-Écosse	-0,144 (0,528)	-0,015 (0,149)	-0,010 (0,274)
Nouveau-Brunswick	0,056 (0,627)	0,108 (0,146)	0,025 (0,316)
Québec	0,375 (0,252)	-0,013 (0,076)	-0,070 (0,142)
Manitoba	-0,079 (0,490)	0,198 (0,179)	-0,302 (0,274)
Saskatchewan	0,312 (0,592)	0,377* (0,164)	0,269 (0,361)
Alberta	0,195 (0,297)	0,334* (0,105)	0,132 (0,176)
Colombie-Britannique	0,106 (0,278)	0,335* (0,099)	0,105 (0,181)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon	-0,071 (10,856)	0,627 (0,668)	0,681 (10,201)
Présence de jeunes enfants	-0,412* (0,148)	-0,167* (0,045)	-0,353* (0,095)
Emploi RE syndiqué	-0,136 (0,286)	0,606* (0,061)	0,272* (0,116)
S'attend à reprendre son ancien emploi	0,341 (0,431)	0,422* (0,059)	0,522* (0,125)
Semaines antérieures d'assurance-chômage	0,005 (0,003)	-0,001* (0,0006)	0,001 (0,001)
Aucune semaine antérieure d'assurance-chômage	0,170 (0,247)	-0,567* (0,083)	0,063 (0,138)
Constante	-10,245* (10,136)	-30,754* (0,368)	-30,918* (0,676)
θ (hétérogénéité)	10,262* (0,406)	0,496* (0,118)	0,350 (0,228)
σ (dépendance de la durée)	10,373* (0,140)	10,091* (0,0377)	10,287* (0,078)
vraisemblance logarithmique	-15660,621	-56300,785	-22980,470
N	935	3 687	1 580

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les estimations sont fondées sur des données non pondérées.

Tableau A.17
Intrants de recherche, par groupe et cohorte

	Cohorte 1	Cohorte 2
Heures/semaine pendant la période 1		
DV/Renvois	160,1 (110,8) 703	160,2 (110,8) 662
MT/Autres	150,4 (100,6) 2 197	140,5 (110,2) 3 332
Heures/semaine entre la première et la deuxième entrevue		
DV/Renvois	150,3 (120,1) 215	140,7 (110,7) 188
MT/Autres	140,8 (100,7) 607	140,6 (110,1) 938
Dépenses pendant la période 1 (\$/semaine)		
DV/Renvois	380,12 (800,08) 722	370,85 (530,40) 630
MT/Autres	460,00 (990,42) 2 272	420,39 (1040,38) 3 148
Dépenses entre la première et la deuxième entrevue		
DV/Renvois	390,61 (850,10) 209	290,92 (370,18) 179
MT/Autres	420,73 (1260,12) 585	340,97 (1100,09) 875

Remarques : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.18
Heures de recherche/semaine, par groupe (première période de chômage)

	Cohorte 1	Cohorte 2
Femme		
DV/Renvois	150,0 (110,0) 370	140,3 (110,3) 321
MT/Autres	140,7 (100,8) 850	130,1 (100,0) 1 622
Homme		
DV/Renvois	170,2 (120,5) 331	170,3 (110,8) 338
MT/Autres	150,9 (100,5) 1 340	150,6 (120,0) 1 704
Jeune (≤25)		
DV/Renvois	150,7 (120,6) 215	160,3 (110,5) 222
MT/Autres	150,7 (100,9) 364	130,5 (90,9) 504
Âge moyen (>25–≤45)		
DV/Renvois	160,5 (110,5) 410	160,2 (120,1) 351
MT/Autres	150,7 (100,5) 1 399	140,9 (110,3) 2 074
Âge mûr (>45)		
DV/Renvois	150,3 (90,8) 78	150,8 (110,7) 89
MT/Autres	140,2 (100,5) 434	140,2 (120,2) 754

Remarques : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon. Les groupes d'âge correspondent à ceux du tableau 3.

Tableau A.19
Dépenses de recherche (\$/semaine), par groupe (première période de chômage)

	Cohorte 1	Cohorte 2
Femme		
DV/Renvois	320,70 (480,24) 374	270,68 (300,95) 307
MT/Autres	350,54 (650,35) 866	330,39 (980,63) 1 056
Homme		
DV/Renvois	430,45 (1010,67) 347	450,51 (630,38) 320
MT/Autres	520,37 (1150,11) 1 399	490,01 (1080,17) 1 636
Jeune (≤25)		
DV/Renvois	320,91 (400,33) 218	410,22 (500,04) 220
MT/Autres	390,82 (740,62) 392	380,21 (970,49) 488
Âge moyen (>25–≤45)		
DV/Renvois	410,62 (1000,79) 427	360,01 (590,18) 325
MT/Autres	510,01 (1140,76) 1 431	430,14 (950,61) 1 955
Âge mûr (>45)		
DV/Renvois	380,33 (580,32) 77	320,50 (390,33) 85
MT/Autres	360,16 (590,43) 449	430,74 (1300,77) 705

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.20
Méthodes de recherche d'emploi : utilisation et succès

	Cohorte 1	Cohorte 2
Amis — utilisation		
DV/Renvois	0,80 (0,40) 164	0,85 (0,35) 133
MT/Autres	0,86 (0,35) 559	0,85 (0,36) 776
Amis — contacts		
DV/Renvois	0,51 (0,50) 135	0,52 (0,50) 113
MT/Autres	0,43 (0,50) 480	0,41 (0,49) 649
Répondre à des annonces — utilisation		
DV/Renvois	0,74 (0,44) 170	0,75 (0,44) 133
MT/Autres	0,59 (0,49) 571	0,66 (0,48) 776
Répondre à des annonces — contacts		
DV/Renvois	0,67 (0,47) 124	0,53 (0,50) 101
MT/Autres	0,52 (0,50) 330	0,46 (0,50) 512
Demandes d'emploi — utilisation		
DV/Renvois	0,78 (0,41) 173	0,89 (0,32) 132
MT/Autres	0,79 (0,41) 582	0,79 (0,41) 776

Tableau A.20 (suite)
Méthodes de recherche d'emploi : utilisation et succès

	Cohorte 1	Cohorte 2
Demandes d'emploi — contacts		
DV/Renvois	0,57 (0,50) 133	0,59 (0,49) 116
MT/Autres	0,53 (0,50) 466	0,49 (0,50) 610
Autres (sauf bureau de placement) — utilisation		
DV/Renvois	0,34 (0,48) 183	0,24 (0,43) 133
MT/Autres	0,25 (0,43) 634	0,27 (0,44) 784
Autres — contacts		
DV/Renvois	0,56 (0,50) 57	0,67 (0,48) 38
MT/Autres	0,38 (0,49) 154	0,43 (0,50) 209

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.21
Ratios du salaire d'acceptation

	Cohorte 1	Cohorte 2
À la date du RE		
DV/Renvois	10,11 (0,75) 783	10,10 (0,50) 691
MT/Autres	10,01 (0,78) 2 752	10,02 (10,27) 3 782
À la première entrevue		
DV/Renvois	10,12 (0,95) 322	10,09 (0,39) 290
MT/Autres	10,00 (0,36) 1 084	0,99 (0,40) 1 670
À la deuxième entrevue		
DV/Renvois	10,13 (0,44) 208	10,18 (0,58) 184
MT/Autres	10,10 (0,72) 597	10,03 (0,42) 899

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.22
Ratios du salaire d'acceptation, selon le sexe

	Cohorte 1	Cohorte 2
À la date du RE		
Femme		
DV/Renvois	10,06 (0,51) 407	10,06 (0,48) 349
MT/Autres	0,97 (0,37) 1 095	0,96 (0,55) 1 848
Homme		
DV/Renvois	10,16 (0,93) 375	10,14 (0,51) 340
MT/Autres	10,03 (0,96) 1 648	10,06 (10,61) 1 930
À la première entrevue		
Femme		
DV/Renvois	10,09 (0,44) 177	10,06 (0,37) 167
MT/Autres	10,00 (0,33) 500	0,94 (0,35) 906
Homme		
DV/Renvois	10,15 (10,30) 145	10,11 (0,41) 122
MT/Autres	10,01 (0,39) 582	10,03 (0,44) 763
À la deuxième entrevue		
Femme		
DV/Renvois	10,16 (0,49) 124	10,16 (0,45) 117
MT/Autres	10,06 (0,38) 281	0,99 (0,35) 486
Homme		
DV/Renvois	10,09 (0,37) 84	10,23 (0,72) 66
MT/Autres	10,14 (0,91) 315	10,07 (0,47) 413

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.23
Salaires escomptés, selon le groupe et la date de l'entrevue

	Cohorte 1	Cohorte 2
À la première entrevue		
DV/Renvois	10,23 (10,04) 301	10,23 (0,68) 258
MT/Autres	10,11 (0,62) 994	10,09 (0,54) 1 517
À la deuxième entrevue		
DV/Renvois	10,16 (0,50) 188	10,27 (0,72) 169
MT/Autres	10,16 (0,62) 554	10,11 (0,49) 853

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.24
Modèles des risques proportionnels avec covariables temporelles de la recherche d'emploi

	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière	Taux de chômage local comme variable de contrôle temporelle	Ajout des variables d'épuisement des prestations	Spécification entière
Cohorte 2	-0,069 (0,058)	-0,111 (0,059)	-0,110 (0,059)	-0,077 (0,059)	-0,115 (0,060)	-0,114 (0,060)
RSA	0,013 (0,052)	0,018 (0,053)	0,014 (0,053)	0,020 (0,052)	0,023 (0,052)	0,021 (0,053)
Dépenses	0,000 (0,000)	0,001* (000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Heures	0,000 (003)	-0,001 (003)	-0,001 (0,003)	0,000 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,000 (0,003)
Chômage local	O	N	O	O	N	O
Variables pour les prestations	N	O	O	N	O	O
Contrôles	N	N	N	O	O	O

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les contrôles compris dans l'estimation sont ceux du tableau A.9.

Tableau A.25
Diminution salariale logarithmique entre l'emploi RE et
le premier emploi post-RE

Ensemble	Cohorte 1	Cohorte 2
DV/Renvois	-0,032 (0,517) 289	-0,050 (0,432) 234
MT/Autres	0,007 (0,339) 1 184	-0,008 (0,401) 1 428
Les deux groupes	-0,001 (0,381) 1 473	-0,016 (0,407) 1 662
Femme		
DV/Renvois	-0,049 (519) 153	-0,082 (0,429) 106
MT/Autres	0,004 (0,353) 449	-0,017 (0,417) 666
Homme		
DV/Renvois	-0,015 (0,516) 135	-0,031 0,434 128
MT/Autres	0,010 (0,331) 730	-0,002 (0,390) 762
Jeune (≤25)		
DV/Renvois	0,053 (0,588) 93	-0,089 (0,406) 96
MT/Autres	-0,064 (0,337) 170	-0,045 (0,458) 209
Âge moyen (>25,≤45)		
DV/Renvois	-0,070 (0,453) 175	-0,025 (0,460) 116
MT/Autres	0,020 (0,353) 758	0,005 0,356 908
Âge mûr (>45)		
DV/Renvois	-0,209 (0,515) 21	0,078 (0,423) 22
MT/Autres	0,025 (289) 256	-0,020 (482) 311

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.26

Diminution salariale logarithmique entre l'emploi RE et le premier emploi post-RE, selon la nature de l'emploi (temps partiel ou plein temps)

	Cohorte 1	Cohorte 2
Les deux à plein temps		
DV/Renvois	-0,002 (0,347) 183	0,002 (0,350) 137
MT/Autres	0,003 (0,287) 926	-0,005 (0,345) 997
Les deux à temps partiel		
DV/Renvois	-0,091 (0,890) 22	-0,294 (0,560) 17
MT/Autres	-0,019 (0,359) 74	-0,067 (0,397) 162
De PT à TP		
DV/Renvois	-0,178 (0,731) 49	-0,092 (0,468) 47
MT/Autres	-0,029 (0,523) 113	-0,060 (0,571) 173
De TP à PT		
DV/Renvois	0,082 (0,456) 31	-0,079 (0,553) 30
MT/Autres	0,193 (0,564) 47	0,214 (0,666) 52

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.27

Diminution salariale logarithmique, selon les divers groupes de cessation d'emploi

	Cohorte 1	Cohorte 2
DV	-0,052 (0,541) 223	-0,060 (0,405) 158
Renvois	0,035 (0,417) 66	-0,267 (0,491) 76
MT	0,001 (0,317) 906	-0,022 (0,373) 1 053
Autres	0,025 (0,401) 278	0,033 (0,469) 375

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.28
Déterminants du salaire

	Salaire RE logarithmique	Salaire logarithmique — premier emploi	Salaire RE logarithmique/Salaire logarithmique — premier emploi
Cohorte 2	0,001 (0,015)	0,038 (0,021)	-0,024 (0,021)
Âge	0,044* (0,004)	0,035* (0,007)	0,015* (0,007)
Âge ²	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)
Minorité visible	-0,042 (0,021)	-0,047 (0,035)	-0,002 (0,036)
Marié	0,047* (0,019)	0,066* (0,018)	-0,019 (0,028)
Veuf, séparé, divorcé	-0,067* (0,028)	-0,096* (0,042)	0,006 (0,042)
Études primaires	-0,219* (0,39)	-0,042 (0,056)	-0,091 (0,055)
Études secondaires partielles	-0,084* (0,021)	-0,005 (0,030)	-0,044 (0,030)
Collège professionnel	0,137* (0,032)	0,169* (0,044)	0,004 (0,045)
Études collégiales partielles	0,113* (0,027)	0,140* (0,038)	-0,074* (0,037)
Études collégiales	0,099* (0,027)	0,134* (0,038)	-0,094* (0,037)
Études universitaires partielles	0,138* (0,035)	0,099* (0,051)	0,031 (0,051)
Diplôme de premier cycle	0,322 (0,031)	0,404* (0,046)	-0,061 (0,047)
Certificat professionnel	0,247* (0,065)	0,257* (0,096)	-0,045 (0,101)
Diplôme d'études supérieures	0,379* (0,050)	0,403* (0,078)	-0,065 (0,077)

Tableau A.28 (suite)
Déterminants du salaire

	Salaire RE logarithmique	Salaire logarithmique — premier emploi	Salaire RE logarithmique/Salaire logarithmique — premier emploi
Durée de l'emploi RE	0,000* (0,000)	0,000 (0,000)	0,000* (0,000)
Emploi RE syndiqué	0,325* (0,017)	—	0,108* (0,031)
Premier emploi post-RE syndiqué	—	0,319 (0,023)	-0,151* (0,031)
Terre-Neuve	-0,214* (0,051)	-0,181* (0,072)	-0,091 (0,075)
Île-du-Prince-Édouard	-244* (0,085)	-0,094 (0,122)	-0,049 (0,127)
Nouvelle-Écosse	-0,162* (0,038)	-0,104 (0,055)	-0,013 (0,055)
Nouveau-Brunswick	-0,144* (0,043)	0,135* (0,063)	-0,054 (0,061)
Québec	-0,119* (0,020)	-0,102* (0,028)	-0,020 (0,028)
Manitoba	-215* (0,050)	-0,119 (0,067)	-0,083 (0,074)
Saskatchewan	-0,060 (0,043)	-0,077 (0,054)	0,074 (0,054)
Alberta	-0,061* (0,026)	-0,026 (0,038)	-0,019 (0,039)
Colombie-Britannique	0,009 (0,025)	0,063 (0,038)	-0,043 (0,038)
Territoires du Nord-Ouest et Yukon	0,025 (0,138)	0,244 (0,171)	-0,255 (0,173)
Constante	10,200* (0,083)	10,383* (0,125)	-0,227 0,124
\bar{R}^2	0,278	0,240	0,021
N	3 423	1 606	1 500

Remarque : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque.

Tableau A.29
Effets de cohorte sur les changements d'emploi, selon les divers groupes de cessation d'emploi

	Diminution salariale logarithmique entre l'emploi RE et le premier emploi post-RE	Probit ordonné sur le changement entre l'emploi RE et le premier emploi post-RE
DV	-0,014 (0,076) 178	-0,217 (0,163) 219
Renvois	0,111 (0,133) 75	-0,049 (0,315) 91
MT	-0,024 (0,024) 935	-0,101 (0,067) 1 089
Autres	-0,026 (0,053) 312	-0,011 (0,115) 381
Autres contrôles	0	0

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les contrôles compris dans l'estimation sont ceux du tableau A.28.

Tableau A.30
Heures travaillées : moyennes et écarts-types

Emploi RE	Cohorte 1	Cohorte 2
DV/Renvois	360,3 (130,4) 1 004	360,1 (130,8) 1 018
MT/Autres	390,0 (110,8) 2 823	380,0 (120,5) 3 954
Premier emploi post-RE		
DV/Renvois	350,9 (130,6) 358	340,1 (140,9) 295
MT/Autres	380,1 (120,4) 1 399	360,5 (130,5) 1 683

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.31
Heures travaillées : Diminution entre l'emploi RE et le premier emploi post-RE

	Cohorte 1	Cohorte 2
Ensemble		
DV/Renvois	10,19 (140,94) 357	30,11 (170,76) 293
MT/Autres	10,43 (110,42) 1 385	20,37 (130,50) 1 660
Les deux emplois à plein temps		
DV/Renvois	0,11 (90,85) 229	0,72 (100,47) 167
MT/Autres	0,06 (80,14) 1 609	0,47 (90,76) 1 208
Les deux emplois à temps partiel		
DV/Renvois	10,56 (60,66) 26	10,98 (70,42) 27
MT/Autres	0,58 (50,56) 84	10,87 (60,50) 183
De plein temps à temps partiel		
DV/Renvois	220,83 (100,26) 61	250,91 (100,81) 70
MT/Autres	220,76 (90,36) 136	240,99 (120,07) 205
De temps partiel à plein temps		
DV/Renvois	-190,32 (60,53) 41	-230,41 (100,85) 33
MT/Autres	-180,97 (70,61) 56	-210,41 (100,65) 64

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.32
Effets de cohorte sur les variations des heures travaillées

	Ensemble	DV/Renvois	MT/Autres
Coefficient de cohorte 2 (aucun contrôle)	10,134* (0,441)	10,920 (10,288)	0,941* (0,455)
Coefficient de cohorte 2 (avec contrôles)	0,162 (0,644)	0,938 (10,778)	-0,072 (0,685)

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les contrôles compris dans la dernière spécification sont ceux du tableau A.28.

Tableau A.33
Déterminants de la satisfaction professionnelle dans le premier emploi post-RE (probits ordonnés)

	Ensemble	DV/Renvois	MT/Autres
Classement			
1 (plus faible)	0,064	0,074	0,062
2	0,036	0,047	0,033
3	0,053	0,052	0,053
4 (même que l'emploi RE)	0,379	0,158	0,436
5	0,088	0,080	0,090
6	0,124	0,178	0,111
7 (plus élevé)	0,255	0,412	0,215
Variable auxiliaire de cohorte (aucun contrôle)	-0,083* (0,035)	-0,186* (0,085)	-0,054 (0,039)
Cohorte (avec contrôles)	-0,108* (0,051)	-0,160 (0,135)	-0,084 (0,057)
Échantillon (avec contrôles)	1 780	310	1 470

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les contrôles compris dans l'estimation sont ceux du tableau A.28.

Tableau A.34
Déterminants de la satisfaction professionnelle dans l'emploi occupé lors de la première entrevue (probits ordonnés)

	Ensemble	DV/Renvois	MT/Autres
Classement			
1 (plus faible)	0,054	0,050	0,055
2	0,035	0,024	0,038
3	0,055	0,053	0,056
4 (même que l'emploi RE)	0,347	0,173	0,395
5	0,086	0,068	0,092
6	0,139	0,211	0,119
7 (plus élevé)	0,284	0,423	0,245
Cohorte (aucun contrôle)	-0,112* (0,034)	-0,200* (0,076)	-0,087* (0,038)
Cohorte (avec contrôles)	-0,158* (0,050)	-0,245* (0,122)	-0,113* (0,055)
Échantillon (avec contrôles)	1 915	368	1 547

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les contrôles compris dans l'estimation sont ceux du tableau A.28.

Tableau A.35
Proportions de personnes toujours en recherche d'emploi dans le premier
emploi suivant le RE

	Cohorte 1	Cohorte 2
DV	0,475 (0,500) 283	0,551 (0,499) 212
Renvois	0,553 (0,500) 85	0,563 (0,499) 93
MT	0,440 (0,497) 1 089	0,513 (0,500) 1 307
Autres	0,540 (0,499) 353	0,539 (0,499) 452
D'un emploi RE à plein temps à un premier emploi à plein temps		
DV	0,301 (0,460) 125	0,446 (0,502) 530
Renvois	0,330 (0,476) 39	0,415 (0,500) 35
MT	0,279 (0,448) 610	0,311 (0,463) 550
Autres	0,358 (0,481) 151	0,316 (0,466) 180
D'un emploi RE à plein temps à un premier emploi à temps partiel		
DV	0,558 (0,506) 26	0,384 (0,495) 28
Renvois	0,539 (0,546) 6	0,388 (0,526) 7
MT	0,622 (0,490) 45	0,605 (0,492) 70
Autres	0,717 (0,456) 38	0,735 (0,445) 51

Remarque : Chaque cellule renferme la moyenne, l'écart-type de l'échantillon et la taille de l'échantillon.

Tableau A.36

Probit sur les personnes toujours en recherche d'emploi dans un emploi à plein temps

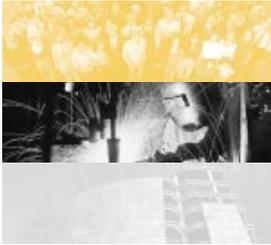
	Coefficient de cohorte (aucun contrôle)	Coefficient de cohorte (avec contrôles)
Ensemble	0,140* (0,040)	0,072 (0,059)
DV	0,228* (0,098)	0,016 (0,173)
Renvois	0,076 (0,181)	-0,203 (0,316)
MT	0,103* (0,049)	0,045 (0,072)
Autres	0,038 (0,078)	0,192 (0,121)

Remarques : Les coefficients dont la différence par rapport à 0 est significative au seuil de signification de 95 % sont indiqués par un astérisque. Les contrôles compris dans l'estimation sont : âge, âge au carré, minorité visible, marié, veuf/séparé/divorcé, durée de l'emploi RE, emploi RE syndiqué et variables factices pour le niveau d'instruction et la province.



Bibliographie

- Albrecht, James et Bo Axell. « An Equilibrium Model of Search Unemployment », *Journal of Political Economy*, 92, octobre 1984, pp. 824-40.
- Corak, Miles. « Unemployment Insurance and the Canadian Labour Market », C.D. Howe Institute, deuxième ébauche, 26 novembre 1993.
- Cox, D. R. « Regression Models and Life Tables (et discussion) », *Journal of the Royal Statistical Society B*, 34, 1972, pp. 187-220.
- Green, David et Craig Riddell. « Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis », document de travail n° 93-33, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver, 1993.
- Ham, John et Sam Rea. « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », *Journal of Labour Economics* 5, juillet 1987, pp. 325-53.
- Meyer, Bruce. « Using Natural Experiments to Measure the Effects of Unemployment Insurance », Département d'économique, Northwestern University, Evanston, Ill, avril 1989, révisé mai 1992.
- . « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica* 58, juillet 1990, pp. 757-82.
- Welch, F. « What Have We Learned from Empirical Studies of Unemployment Insurance? » *Industrial and Labor Relations Review* 30, 1977, pp. 451-61.



Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage

Évaluation de l'assurance-chômage

Au printemps de 1993, le ministère du Développement des ressources humaines a entrepris une vaste évaluation du régime de prestations ordinaires d'assurance-chômage. La réalisation d'une série d'études distinctes a été confiée à des universitaires, à des spécialistes de l'évaluation du Ministère et à des organismes externes comme Statistique Canada. Bon nombre de ces études sont maintenant terminées et le Ministère est en train de préparer un rapport d'évaluation complet.

Vous trouverez ci-dessous la liste de ces rapports techniques. Un résumé de chacun de ces rapports est également disponible. On peut en obtenir des exemplaires à l'adresse suivante :

Développement des ressources humaines Canada
Centre de renseignements
140, promenade du Portage
Phase IV, Niveau 0
Hull (Québec)
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260

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

- **L'assurance-chômage, les mises à pied temporaires et les attentes en matière de rappel**
Corak, M., Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 8*)
- **Entreprises, industries et interfinancement : profils de la répartition des prestations et des cotisations d'assurance-chômage**
Corak, M. et W. Pyper, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 16*)
- **Réactions des employeurs aux contraintes de l'assurance-chômage : établissements canadiens et américains**
Betcherman, G. et N. Leckie, Ekos Research Associates, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 21*)

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

- **L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada**
Green, D. et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 1*)
- **La durée d'emploi et l'assurance-chômage : emplois saisonniers et non saisonniers**
Green, D. et T. Sargent, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 19*)

- **Les mouvements dans l'emploi et l'assurance-chômage**
Christofides, L. et C. McKenna, Département d'économique, Université de Guelph, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 7*)
- **L'effet d'apprentissage et l'assurance-chômage**
Lemieux, T. et B. MacLeod, Centre de recherche et développement en économique, Université de Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 4*)
- **Les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional et la durée d'emploi**
Riddell, C. et D. Green, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*À paraître*)
- **L'emploi saisonnier et le recours répété à l'assurance-chômage**
Wesa, L., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 24*)

Stabilisation macroéconomique de l'assurance-chômage

- **Le Régime d'assurance-chômage en tant que stabilisateur automatique au Canada**
Dungan, P. et S. Murphy, Policy and Economic Analysis Program, Université de Toronto, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 5*)
- **Le rôle de stabilisateur économique du Régime canadien d'assurance-chômage**
Stokes, E., WEFA Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 6*)

L'assurance-chômage et le marché du travail

- **L'assurance-chômage et la transition vers le marché du travail**
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 22*)
- **L'assurance-chômage et la productivité de la recherche d'emploi**
Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 3*)
- **Répercussions de la réduction du taux des prestations et des changements apportés aux conditions d'admissibilité (projet de loi C-113) sur le chômage, la recherche d'emploi et la qualité du nouvel emploi**
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 20*)
- **Emplois exclus du Régime d'assurance-chômage du Canada : une enquête empirique**
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 15*)
- **Les effets du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes d'assurance-chômage**
Kuhn, P., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 17*)

- **Les effets d'un assujettissement général à l'assurance-chômage sur le travail indépendant et la semaine de travail écourtée : une micro-simulation**
Osberg, L., S. Phipps et S. Erksøy, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 25*)
- **L'incidence de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité de réemploi**
Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 27*)

L'assurance-chômage et l'aide sociale

- **L'interaction entre l'assurance-chômage et l'aide sociale**
Barrett, G., D. Doiron, D. Green et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 18*)
- **Cessation d'emploi et passage à l'assurance-chômage et à l'aide sociale**
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 9*)
- **La mobilité interprovinciale de la main-d'œuvre au Canada : le rôle de l'assurance-chômage, de l'aide sociale et de la formation**
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 26*)

L'assurance-chômage, la distribution du revenu et le niveau de vie

- **L'assurance-chômage et la redistribution du revenu : une micro-simulation**
Erksøy, S., L. Osberg et S. Phipps, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 2*)
- **Le revenu et le niveau de vie en période de chômage**
Browning, M., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 14*)
- **Incidence de l'assurance-chômage et de l'aide sociale sur la redistribution du revenu dans les années 1990 : une micro-simulation**
Osberg, L., S. Phipps et S. Erksøy, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 28*)
- **Étude de l'interaction de l'assurance-chômage et de l'aide sociale au moyen des données COEP**
Browning, M., P. Kuhn et S. Jones, Département d'économique, Université McMaster, 1995.

Rapport final

- **Évaluation du Régime d'assurance-chômage du Canada : rapport final**
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995.