

AC

*L'assurance-chômage
et la transition vers
le marché du travail*



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-211F-08-95



Imprimé sur du papier recyclé.

AC

*L'assurance-chômage
et la transition vers
le marché du travail*

par Stephen R.G. Jones
Université McMaster

L'assurance-chômage
et le marché du travail

Remerciements

Le présent document est le douzième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). L'auteur aimerait remercier Scott Murray et Stephan Roller de Statistique Canada, qui l'ont aidé à accéder aux données non publiées de l'Enquête sur la population active utilisées dans ce rapport. Le contenu de ce document demeure toutefois la seule responsabilité de l'auteur et ne reflète pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada.

Série d'évaluations de l'assurance-chômage

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

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

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

La série d'évaluation 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. Analyse des périodes de non-emploi	15
2. Analyse des périodes de chômage	24
3. Conclusion	28
Annexe : Tableaux	29
Bibliographie	52
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage	53



Résumé

L'auteur examine les effets de l'assurance-chômage sur la durée des périodes de non-emploi et de chômage à l'aide d'un modèle économétrique faisant intervenir la probabilité qu'une période de chômage ou de non-emploi prenne fin pendant une période donnée, et les facteurs qui influent sur cette probabilité. L'étude est basée sur les données de l'enquête sur la population active (EPA) et sur celles de l'enquête sur l'activité (EA) de 1986-1987 et 1988-1990.

En premier lieu, l'auteur étudie les périodes de non-emploi à l'aide d'un modèle à deux états vis-à-vis du marché du travail et se concentre sur le rôle de divers indicateurs de la perception de prestations d'assurance-chômage. Ce modèle prend en considération les effets de facteurs personnels ou régionaux sur la durée des périodes de non-emploi. L'auteur étudie également de quelle manière la perception de prestations influe sur la probabilité que le prestataire obtienne un emploi et sur divers résultats (ou situations) dans cet état d'emploi, qui sont vus comme des « risques concurrents ».

En deuxième lieu, à l'aide d'un modèle à trois états touchant le marché du travail, l'auteur analyse la durée du chômage (et non plus du non-emploi) et l'effet de la perception de prestations d'assurance-chômage sur la probabilité de trouver un emploi ou de quitter la population active.

En troisième lieu, l'auteur applique le modèle à trois états pour analyser les divers genres d'emplois qui pourraient être occupés après une période de chômage où l'on a touché des prestations et pour déterminer si les indicateurs de la perception de prestations agissent de façon différente selon les divers risques concurrents.

Tout au long de la période de recherche, l'auteur a soigneusement utilisé les meilleures données disponibles sur la question et a fait coïncider la période de réception des prestations avec les périodes de non-emploi ou de chômage qui y sont associées. Cependant la chronologie de l'information contenue dans ces données est inadéquate pour l'étude des effets d'épuisement de l'assurance-chômage qui sont virtuellement délicats (et virtuellement importants). Le rapport fait état d'un nombre important de constatations; en voici les principales :

- La perception de prestations a un effet significatif sur la durée des périodes de non-emploi, selon les estimations obtenues pour 1986-1987 à l'aide d'une méthode de régression et d'un modèle de risque.
- La perception de prestations a certains effets inhabituels ou pervers dans le cas des périodes de non-emploi qui chevauchent deux années civiles (1986-1987, 1988-1989, 1988-1990 et 1989-1990), peut-être à cause de la relation inverse entre la durée de la période et l'admissibilité aux prestations.
- La variable appelée « perception de prestations » a une influence significative sur la probabilité de passer d'une situation de chômage à une situation d'emploi, mais non sur celle de quitter la population active, du moins pour 1986-1987.
- Selon les données de l'EPA pour 1988-1989, la variable appelée « perception de prestations » a peu d'influence sur les périodes de chômage.

- L'analyse de la durée des périodes de chômage en 1986-1987 à l'aide du modèle des risques concurrents montre que le secteur « Ventes/services » joue un rôle particulier par rapport aux autres secteurs, tout comme les emplois de longue durée par rapport aux emplois de courte durée.
- Il y a quelques indications à l'effet que les données sur l'assurance-chômage pour chaque période observée (obtenues grâce à la deuxième série de données de l'enquête sur l'activité) corroborent les résultats tirés des données sur la perception de prestations portant sur l'année civile, lesquels résultats montrent que l'assurance-chômage n'a eu qu'un effet faible et statistiquement non significatif durant la période 1988-1989.



Introduction

Dans le présent document, nous examinons l'incidence de l'assurance-chômage sur la durée des périodes de chômage et d'autres formes de non-emploi (c'est-à-dire chez les personnes qui veulent travailler mais qui ne cherchent pas activement du travail et chez les personnes inactives). Nous analysons aussi les caractéristiques de l'emploi obtenu après la période de non-emploi ou de chômage. Voici comment se subdivise le document. Nous commençons par décrire brièvement les objectifs de la recherche effectuée et les questions étudiées, puis nous décrivons la méthode employée. Nous présentons ensuite les résultats obtenus : ceux qui concernent la durée des périodes de non-emploi à la section 1 et ceux qui touchent la durée des périodes de chômage à la section 2. Les conclusions sont présentées à la section 3.

Questions étudiées et objectifs

L'incidence de la perception de prestations d'assurance-chômage sur les divers types de changements de situation relatifs au marché du travail doivent occuper une place prépondérante dans toute évaluation de l'incidence et de l'efficacité du programme. Un des sujets d'intérêt tient au fait que, si l'assurance-chômage influe sur la durée des périodes sans emploi en modifiant la probabilité qu'une période prenne fin à une date donnée, elle peut aussi influencer sur le genre d'emploi trouvé par le prestataire. En subventionnant la recherche d'emploi, l'assurance-chômage peut accroître la productivité en favorisant de meilleurs jumelages des travailleurs et des emplois. Ces gains socialement bénéfiques pourraient donc justifier d'un point de vue microéconomique la fourniture publique de prestations d'assurance-chômage. Mais, par ailleurs, certains prétendent que l'assurance-chômage peut encourager ou faciliter des profils de l'emploi ou du chômage en incitant les travailleurs à recourir de façon répétée au régime d'assurance-chômage, ceux-ci s'organisant pour occuper des emplois temporaires ou « intermittents » de manière à répondre aux critères d'admissibilité aux prestations. La recherche sur les résultats de la recherche d'emploi soutenue par l'assurance-chômage a donc un rapport direct avec les principales préoccupations quant à la politique à mettre en œuvre.

La présente étude vise plus précisément à examiner les effets de la perception de prestations d'assurance-chômage sur la durée des périodes de chômage ou des périodes sans emploi, à examiner ces effets quand on permet à divers résultats possibles (p. ex., passage à une situation d'emploi ou retrait de la population active) de se produire après une période de chômage et enfin à examiner ces effets quand on considère que divers genres d'emploi possibles, définis de diverses façons, peuvent être occupés après des périodes de chômage ou de non-emploi. L'étude aborde également un aspect connexe (dans les limites imposées par les données disponibles, comme nous le verrons plus loin), à savoir le fait d'avoir recours de façon répétée à l'assurance-chômage dans le contexte de périodes multiples de chômage ou de non-emploi.

... si l'assurance-chômage influe sur la durée des périodes sans emploi en modifiant la probabilité qu'une période prenne fin à une date donnée, elle peut aussi influencer sur le genre d'emploi trouvé.

Comme cadre analytique de base, nous utilisons un modèle économétrique des situations touchant le marché du travail pour étudier les facteurs déterminant la probabilité qu'une période de chômage ou de non-emploi se termine durant une semaine ou un mois donné, dans la mesure où elle n'était pas terminée avant le début de la semaine ou du mois en question.

Méthode

La méthode utilisée ici est un modèle économétrique appliqué à des données sur la perception de prestations au niveau individuel, de même qu'aux caractéristiques démographiques et autres des personnes et à des relevés hebdomadaires sur la durée des périodes sans emploi. Nous avons utilisé les données de l'enquête sur l'activité (EA), seule source de données longitudinales et d'accès public sur les marchés canadiens du travail, et plus particulièrement les fichiers longitudinaux de 1986-1987 et de 1988-1990. (L'utilisation des données de l'enquête sur l'activité pour analyser la durée des périodes de chômage présente cependant une limite bien particulière, comme nous le verrons plus loin.) En outre, pour les besoins de l'étude, nous avons créé une base de données spéciale constituée par l'appariement des fichiers de l'enquête sur l'activité et des fichiers de l'enquête sur la population active (EPA). À cette fin, nous avons utilisé les données de l'enquête sur l'activité de 1986-1987 et 1988-1990; toutefois, les données de l'EPA sur les périodes de chômage vont jusqu'à 1989 seulement. Le fait d'utiliser des données appariées permet d'éviter les problèmes associés au biais de remémoration (c'est-à-dire dû aux défaillances de la mémoire). Cela permet, en particulier, d'analyser dans une certaine mesure les périodes de chômage, ce qui peut grandement aider à l'analyse des périodes de non-emploi. Mais cela peut aussi conduire à donner une fausse impression du degré de mobilité dans le marché du travail, résultant d'une erreur de classification de la situation non corrélée. Il importe d'être conscient de cette limite, surtout lorsqu'on analyse des périodes de courte durée (un mois, dans le cas des données de l'EPA).

Comme cadre analytique de base, nous utilisons un modèle économétrique des situations touchant le marché du travail pour étudier les facteurs déterminant la probabilité qu'une période de chômage ou de non-emploi se termine durant une semaine ou un mois donné, dans la mesure où elle n'était pas terminée avant le début de la semaine ou du mois en question. Cette probabilité conditionnelle constitue ce que nous appelons le « risque ». Une telle approche fondée sur le risque offre trois grands avantages en ce qui concerne, par exemple, des estimations des déterminants de la durée des périodes obtenues par régression. Premièrement, elle permet que les périodes de chômage puissent continuer après la fin de la période d'observation comme, par exemple, les périodes de chômage qui excèdent la période de six mois durant laquelle la personne participe à l'EPA. Deuxièmement, elle permet que les déterminants de la durée soient variables dans le temps; par exemple, quand la conjoncture économique globale dans une région donnée empire durant une période (longue), la probabilité de sortir du chômage peut diminuer. (Bien entendu, dans le cas de périodes courtes, ces covariables variables dans le temps peuvent ne pas fluctuer assez pour jouer un rôle significatif.) Troisièmement, dans ce modèle, la probabilité de quitter le chômage peut varier à mesure que la période s'écoule, c'est ce que nous avons appelé la « dépendance à l'égard de la durée »¹.

1 Parmi les études utilisant cette approche, citons Kalbfleisch et Prentice (1980), Cox et Oakes (1985), Kiefer (1988), et Lancaster (1990). À noter que ce genre de dépendance à l'égard de la durée pourrait, au moins en principe, constituer une raison microéconomique pouvant expliquer les effets d'hystérèse observés dans le chômage en général.

Dans le cas présent, nous adoptons aux fins d'analyse une version particulière du modèle de risque, à savoir le modèle des « risques proportionnels » (voir Cox, 1972), dans lequel l'effet des variables explicatives doit être proportionnel à un « risque de base »². Nous avons analysé les facteurs qui touchent le risque, autrement dit les facteurs qui influent sur la probabilité de passer du non-emploi à l'emploi. De plus, nous avons envisagé divers genres d'emplois comme des résultats distincts, et nous avons estimé les risques de passer de la situation de non-emploi à chacun de ces résultats. Cette analyse utilisant divers genres d'emplois comme résultats possibles constitue une forme d'application empirique des concepts bien connus d'emploi « régulier » et d'emploi « intermittent ». Les genres d'emplois examinés ici sont fondés sur le secteur d'activité, la profession, le régime d'emploi (à plein temps ou à temps partiel) et la durée pendant laquelle l'emploi est occupé. En raison de l'approche adoptée ici on voit ces résultats multiples comme des risques « concurrents ». Son application économétrique suppose qu'une période de non-emploi qui se termine par un emploi du genre A, par exemple, est une période de non-emploi tronquée (ou « censurée ») pour le risque de passer de la situation de non-emploi à l'emploi du genre B. Aussi bien dans le cas des spécifications à risque unique que dans le cas des spécifications à risques concurrents, l'utilisation d'un modèle de transition à risques proportionnels et risque de base flexible permet de ne pas restreindre l'analyse comme on le ferait en choisissant arbitrairement une forme fonctionnelle quelconque.

Sources des données, leurs points forts et leurs points faibles

Parmi les points à considérer, il y a le bon choix des sources de données. L'utilisation de l'EA (fichier de 1986-1987 ou fichier de 1988-1990) pour étudier la durée des périodes de chômage et leurs déterminants soulève le problème de ce qu'on appelle le « filtre de l'EA »; à cet égard, certains prétendent que les renseignements hebdomadaires sur les situations de non-emploi dans l'EA sont « filtrés » (voir Jones et Riddell, 1995) et qu'à cause de la façon dont le questionnaire de l'EA est conçu — rappelons que l'EA, à l'exception des fins d'année qui reçoivent un traitement spécial, lie toutes les périodes de non-emploi à un emploi subséquent et n'enregistre que les périodes de chômage qui sont continues et qui se terminent par un emploi —, un nombre potentiellement important de périodes de chômage peuvent ne pas être prises en considération. Aussi, il semble qu'on n'ait pas grand chose à tirer d'une analyse non critique des périodes de chômage fondée sur les données de l'EA³.

2 D'après ce modèle, le risque de base $b(t, 0)$, qui représente la probabilité conditionnelle de sortie au temps t quand toutes les variables explicatives sont fixées à 0, peut prendre n'importe quelle forme. On force ensuite l'effet des variables explicatives à être proportionnel à ce risque de base, ce qui donne le risque global suivant :

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

où X est un vecteur de variables indépendantes et β un vecteur de coefficients.

3 Cette question du choix des sources des données est une question empirique dont l'importance dépend du nombre de périodes de chômage qui, dans les faits, se terminent par un retrait de la population active; Jones et Riddell (1995) simulent un certain nombre d'économies types, auxquelles ils attribuent des paramètres pour faire en sorte qu'elles correspondent en gros à ce qu'on sait de l'économie canadienne, avant de conclure que le problème du filtre semble important. Toutefois, ce n'est pas comme si l'on avait de véritables données non filtrées sur les périodes; par conséquent, l'ampleur véritable du filtre de l'EA reste encore à déterminer.

Étant donné ce problème, deux orientations possibles peuvent être envisagées. Premièrement, on peut utiliser les dossiers correspondants de l'EPA sur la situation vis-à-vis de l'activité que Statistique Canada peut fournir pour chaque personne incluse dans l'EA (rappelons que l'EA est réalisée en supplément à l'enquête sur la population active) et pour chaque mois où elle a fait partie de l'échantillon de l'EPA. Ces données appariées peuvent être obtenues pour toutes les personnes figurant dans les deux fichiers longitudinaux de l'EA. À noter, toutefois, que les données de l'EPA sont des données mensuelles, tandis que les données de l'EA sont des données hebdomadaires, et qu'elles s'appliquent à un maximum de six mois⁴, et non pas aux périodes rétrospectives de deux et trois ans couvertes par les deux séries successives de données de l'EA. De plus, l'information obtenue de l'EPA classe les agents en trois situations — occupé, chômeur et inactif — au lieu des quatre situations couvertes dans l'EA⁵. Enfin, les données extraites des séries de données de l'EPA fournies pour la présente étude ne contiennent aucun renseignement démographique, ni aucun renseignement connexe sur les personnes concernées. Toutefois, cette information peut être obtenue en appariant au niveau individuel les données de l'EPA avec les données démographiques et autres contenues dans les fichiers de l'EA. Nous avons appelé ces séries de données « séries de données EA-EPA ».

Toutefois, avant d'utiliser ces données appariées à des fins d'analyse, il faut souligner un point important — à savoir la possibilité que les résultats conduisent à des conclusions erronées. En effet, comme chaque série de données EA-EPA s'appuie sur l'appariement de renseignements sur une personne se rapportant à des mois qui se suivent et comme il se peut que la personne ait été mal codée un mois, des problèmes d'erreur de classification pourraient produire trop de périodes de courte durée, ce qui n'est pas sans rappeler la surévaluation qu'on trouve dans les ouvrages sur les flux bruts (voir, p. ex., Abowd et Zellner, 1985; Meyer, 1988; Poterba et Summers, 1986; et Stasny, 1988). En général, on s'attendrait à ce que ces profils d'erreur produisent trop de périodes d'un mois (dans diverses situations), mais à ce que les profils des périodes de deux mois et plus soient comparativement peu touchés par l'erreur de classification non corrélée.

La deuxième avenue que peut emprunter la recherche empirique pour contourner l'effet du filtre de l'EA est d'adopter un modèle à deux situations vis-à-vis du marché du travail, en codant toutes les semaines comme étant occupées ou en chômage. La situation générique de « non-emploi » engloberait ainsi trois catégories : les chômeurs, ceux qui veulent travailler mais qui ne cherchent pas activement du travail (la situation appelée « emploi intermittent » de l'EA) et les inactifs. Comme l'EA date correctement les emplois — et pourrait en fait réussir assez bien à dater les événements quand les périodes d'interview chevauchent des années civiles (voir l'analyse à cet égard dans Michaud, Egan et coll., 1991) — la situation complémentaire de non-emploi est aussi datée correctement⁶. À

4 C'est la durée de la période durant laquelle une personne est visée par l'EPA.

5 La quatrième situation vis-à-vis du marché du travail prévue dans l'EA en est une de « participation intermittente » à la population active, participation déterminée par une volonté exprimée de travailler même si la personne n'est pas actuellement en train de chercher un emploi. Cette situation est désignée par « en chômage sans recherche » dans le plan d'enregistrement des microdossiers longitudinaux de l'EA de 1988, 1989 et 1990.

6 Sous réserve des problèmes habituels associés à l'erreur de mesure, et d'autres erreurs, bien entendu.

condition que l'analyste soit prêt à grouper ensemble toutes les périodes de non-emploi, l'EA peut servir à analyser la durée de ces périodes.

Cette approche présente deux grands inconvénients si le sujet d'intérêt est le chômage ou les périodes de perception de prestations d'assurance-chômage et non pas le non-emploi. Premièrement, beaucoup de chômeurs sont inactifs toute l'année, de sorte que les durées plus longues correspondent en grande partie aux personnes qui n'ont pas de véritables liens avec le marché du travail et pour lesquelles un regroupement avec les chômeurs n'a pas vraiment de sens du point de vue comportemental, du moins dans le cas où le chômage est défini au sens de l'EPA. On peut corriger ce problème dans une certaine mesure en laissant tomber toutes les périodes de non-emploi déjà en cours au moment où débute la période de deux ou de trois ans de l'EA. En ne conservant que les « périodes récentes » qui ont commencé dans les limites de la période de l'EA, on se trouve à exclure de l'échantillon les personnes inactives toute l'année.

Un autre problème, toutefois, survient du fait que d'autres groupes entrent dans l'état de non-emploi ou en sortent au cours de l'année (ou à l'intérieur de la période de deux ou de trois ans de l'EA), ce qui produit des périodes récentes de non-emploi qui néanmoins ne correspondent pas au chômage tel qu'il est défini habituellement. Ce problème est principalement attribuable au passage à l'état appelé « études à temps plein » et à la sortie de cet état, que l'EPA coderait comme « inactif » au lieu de chômage, mais qui, dans un modèle à deux situations, sera classé avec les périodes de chômage dans le groupe « non-emploi ». Un contrôle de l'échantillon, dans le but de laisser tomber les individus au-dessous d'un certain âge, serait ainsi une façon pratique et rapide de réduire l'ampleur de cette difficulté. Les raisons autodéclarées par les personnes interrogées pour avoir quitté la première fois leur emploi dans la période de deux ans couverte par l'EA sont aussi prises en compte ici, et les personnes qui ont déclaré avoir quitté leur emploi (et qui ont donc commencé une période récente de non-emploi) pour des raisons de retraite, de mauvaise santé, d'études ou pour d'autres raisons personnelles sont éliminées de l'échantillon. Même si cet ajustement ne permet pas d'exclure parfaitement les périodes de non-emploi qui pourraient avoir débuté en chômage et viré plus tard en études, par exemple, et même s'il peut mener à exclure par erreur une période qui a commencé pour des raisons de mauvaise santé, mais s'est transformée en chômage au sens de l'EPA, il constitue néanmoins une amélioration possible par rapport à l'utilisation de toutes les périodes de non-emploi sans distinction. Ces deux possibilités ont été examinées empiriquement, et quelques résultats obtenus sont reproduits pour chacune d'elles dans la section qui suit.

Il convient aussi de noter que le chômage défini au sens de l'EPA ne correspond pas exactement au fait de percevoir des prestations d'assurance-chômage, un point qu'il faudra garder à l'esprit tout au long de l'analyse portant sur cet aspect de la recherche⁷. Par ailleurs, nous avons utilisé les données de l'EA sur la perception de prestations d'assurance-chômage : pour 1986 et 1987, ces données couvrent la perception de prestations durant une année civile mais sans permettre d'associer cet état aux périodes de non-emploi, tandis que pour 1988-1990, les

7 Voir Lévesque, 1987 et 1989.

données peuvent être obtenues relativement à la perception de prestations dans chaque année civile (c'est-à-dire 1988, 1989 et 1990) et peuvent en plus être associées aux périodes de non-emploi. Il faut faire attention dans l'analyse d'examiner la durée des périodes en tenant compte de la nature des données sur la perception de prestations qui sont utilisées. À noter en plus qu'il est impossible de tirer des données exactes sur le début et la fin des périodes de perception de prestations d'assurance-chômage de l'une ou l'autre des séries de données utilisées et que les renseignements d'ordre géographique donnés au niveau provincial dans l'EA ne permettent pas d'imputer avec exactitude le nombre total de semaines d'admissibilité à chaque personne. Aussi, l'utilisation des données de l'EA ne permet pas de répondre avec précision aux questions que bon nombre des chercheurs ont jugées importantes relativement à l'épuisement des prestations d'assurance-chômage. Néanmoins, il faut savoir que ces données comportent aussi des points forts, notamment la taille de l'échantillon, leur portée nationale, leur nature longitudinale et le fait qu'elles sont représentatives de toutes les provinces. En particulier, pour les études faites à l'aide d'un modèle de risques concurrents comme la nôtre, l'abondance des détails sur les emplois fournis dans les deux séries de données de l'EA fait de cette enquête une source importante de renseignements.

Enfin, une des limites impossible à éviter et liée aux données utilisées dans la présente étude vient de l'absence de variation exogène dans le taux des prestations d'assurance-chômage au cours de la période observée. Les travaux récents, effectués dans le domaine, laissent souvent entendre que les résultats les plus crédibles viendraient non pas de modèles structuraux et économétriques complexes mais de l'analyse relativement simple de situations où une « expérience non intentionnelle » ou « naturelle » se produit. Toutefois, étant donné le manque actuel de données sur les taux des prestations d'assurance-chômage au niveau individuel et l'absence de telles variations exogènes quasi-expérimentales dans la période en question, il faudra attendre une autre étude et une autre série de données avant de pouvoir utiliser ces autres méthodes possibles pour évaluer l'incidence de l'assurance-chômage au Canada.

1. Analyse des périodes de non-emploi



Le premier groupe de résultats est tiré de l'analyse de la durée des périodes de non-emploi, faite à partir des deux séries de données de l'enquête sur l'activité et d'un modèle économétrique à deux états (emploi et non-emploi). Nous mettons constamment en parallèle les résultats obtenus avec chacune des deux séries de données afin de faire ressortir les profils communs sur la période d'observation de cinq ans, soit de 1986 à 1990.

Nous avons d'abord basé notre analyse sur les données de 1986-1987 portant sur plus de 20 000 périodes de non-emploi. Le tableau A.1 résume ces résultats. Dans ce tableau, comme dans d'autres cas plus loin, nous avons classé les périodes de deux manières différentes. Tout d'abord, nous les avons identifiées par un numéro d'ordre indiquant s'il s'agit de la première, de la deuxième, de la troisième, de la quatrième ou de la cinquième période du genre pour la personne se trouvant dans la période de référence (deux ou trois ans) de l'enquête sur l'activité. Comme nous l'avons signalé plus haut, dans notre analyse, nous faisons porter notre attention uniquement sur les périodes récentes qui commencent à courir pendant la période considérée, de façon à éviter tout problème lié aux conditions initiales et à une troncation (« censure à gauche »). Bien que l'utilisation de périodes récentes puisse poser un problème de sélection d'échantillon pour certaines périodes (p. ex. d'emploi) de très longue durée, un tel échantillonnage nous a semblé approprié pour les périodes de non-emploi. En outre, l'analyse des données de 1986-1987 porte sur les cinq premières périodes de non-emploi déclarées par une même personne. Bien que l'on dispose de données sur les périodes portant un numéro d'ordre supérieur à cinq, leur petit nombre ne permet pas d'effectuer une analyse valable sur plus de cinq périodes. Pour 1988-1990, nous avons utilisé uniquement les données portant sur les trois dernières périodes déclarées par une même personne.

La deuxième classification des périodes a été commandée par la nature des données sur la perception de prestations disponibles pour 1986-1987. En effet, la première série de données de l'enquête sur l'activité contient une variable auxiliaire pour la perception de prestations durant une année complète (p. ex. UI86 et UI87). Or, pour notre analyse, nous avons eu besoin de classer les périodes de non-emploi en trois groupes : celles qui commencent et se terminent en 1986 (« périodes 1986 »), celles qui commencent en 1986 et chevauchent 1987 (« périodes 1986-1987 ») et celles qui commencent en 1987 (« périodes 1987 »). Dans les deux derniers cas, la période peut se terminer en 1987, devenant ainsi complète dans notre échantillon, ou elle peut se poursuivre après la fin de l'année, auquel cas elle est tronquée (« censurée à droite »). Dans l'analyse qui suit, les périodes 1986 sont touchées directement par la perception de prestations en 1986, les périodes 1986-1987, par la perception de prestations en 1986 et en 1987, et les périodes 1987, par la perception de prestations en 1987 seulement.

Nous avons déjà souligné que la deuxième série de données de l'enquête sur l'activité (1988-1990) permet d'apparier la perception de prestations et des périodes données de non-emploi. Cela réduit, dans une certaine mesure, la nécessité de recourir à la classification des périodes adoptée pour les données de 1986-1987. Néanmoins, pour des raisons reliées à la comparabilité des deux séries de

... nous faisons porter notre attention uniquement sur les périodes récentes qui commencent à courir pendant la période considérée, de façon à éviter tout problème lié aux conditions initiales et à une troncation.

données de l'enquête sur l'activité et à la précision des données, nous avons repris la même classification pour les données de 1988-1990. En conséquence, comme on peut le voir dans les tableaux A.2 et A.3, nous avons utilisé six groupes de périodes : les trois groupes des périodes commençant en 1988 et se terminant en 1988, 1989 ou 1990, les deux groupes des périodes commençant en 1989 et se terminant en 1989 ou en 1990, et le groupe des périodes commençant et se terminant en 1990. Soulignons que, comme dans le cas de l'année terminale (1987) pour le premier groupe, une période « se terminant » en 1990 peut effectivement prendre fin dans le courant de l'année 1990 ou se poursuivre au-delà de 1990 (il s'agit alors d'une période tronquée ou « censurée »).

Au tableau A.1 on donne des statistiques sommaires sur les périodes de non-emploi selon leur numéro d'ordre et selon la catégorie potentielle associée à la perception de prestations. Par définition, les périodes 1986 sont toutes complètes; par contre, pour les périodes 1986-1987 non terminées à la fin de 1987, dans 29 p. 100 des cas il s'agit de la première période de non-emploi, dans 7 p. 100 des cas il s'agit de la quatrième période de non-emploi et dans 14 p. 100, de la cinquième. Dans l'ensemble, la moitié des périodes 1987 de cette série de données sont « tronquées à droite », cette proportion variant peu d'un numéro d'ordre à un autre, ce qui est plutôt surprenant. La durée moyenne (exprimée en semaines) est naturellement la plus longue dans le cas des périodes 1986-1987 et, là encore, la tendance est la même quel que soit le numéro d'ordre. Lorsqu'on interprète ces chiffres, il faut avoir à l'esprit la taille des échantillons. En effet, les échantillons sont de bonne taille pour les périodes dont le numéro d'ordre est faible, mais ils sont très réduits pour la cinquième période (où, par exemple, on a seulement 35 périodes de non-emploi commençant et se terminant en 1986).

Au tableau A.1 on donne également, ce qui est primordial, les valeurs moyennes de la variable auxiliaire « perception de prestations » pour chaque numéro d'ordre et pour chaque année visée par l'enquête sur l'activité de 1986-1987. Dans le cas du numéro d'ordre 1 (première période), 48 p. 100 des périodes 1986 et des périodes 1986-1987 correspondent à des personnes ayant déclaré avoir reçu des prestations en 1986; par contre, le chiffre tombe à 14 p. 100 pour les périodes 1987. Les chiffres correspondants pour les personnes ayant reçu des prestations en 1987 sont légèrement inférieurs dans le cas des périodes 1986 et des périodes 1986-1987 (38 p. 100 et 44 p. 100 respectivement), tandis que pour les périodes 1987, le chiffre est nettement plus élevé (41 p. 100). Compte tenu des préoccupations soulevées ces dernières années concernant la tendance à avoir recours à l'assurance-chômage de façon répétée, il est intéressant de constater que 14 p. 100 seulement des personnes pour lesquelles les périodes 1987 correspondaient à une première période de non-emploi avaient reçu des prestations en 1986. Toutefois, dans la mesure où l'objectif est d'analyser les tendances liées à la perception de prestations, les faibles taux de perception de prestations enregistrés à n'importe quel moment durant l'année où se sont produites ces périodes de non-emploi peuvent paraître décourageants car ils suggèrent qu'un nombre relativement élevé de ces périodes de non-emploi ne sont pas réellement des périodes de chômage au sens strict du terme. Le pourcentage de personnes ayant déclaré avoir reçu des prestations durant l'une ou les deux années a tendance à augmenter lorsque le numéro d'ordre de la période de non-emploi croît, mais il ne dépasse jamais les deux tiers.

Les tableaux A.2 et A.3 regroupent les données correspondantes pour 1988-1990. Comme on pouvait s'y attendre d'après l'ensemble des données du tableau A.2, la durée moyenne des périodes 1988 (les périodes commençant et se terminant en 1988) est d'environ deux mois (comme pour les périodes 1986), tandis que pour les périodes 1988-1989 et les périodes 1988-1990, elle est de 33 et 111 semaines respectivement. Dans le cas des périodes 1989, les résultats sont sensiblement les mêmes que pour les périodes 1988; par contre, la durée moyenne des périodes 1989-1990 est de près de 40 semaines. En ce qui a trait aux périodes commençant et se terminant au cours de la dernière année observée, la durée moyenne est de presque 17 semaines, ce qui est proche des 15 semaines enregistrées pour les périodes 1986-1987 commençant et se terminant au cours de la dernière année observée. Pour ce qui est des périodes en cours en 1990, celles qui avaient commencé en 1988 avaient une chance sur trois de se terminer dans l'année, alors que la probabilité était de 80 p. 100 pour les périodes qui avaient commencé en 1989 et de 40 p. 100 pour celles qui avaient commencé en 1990. Enfin, le tableau A.2 montre que les proportions obtenues pour toutes les catégories de périodes par rapport à la perception de prestations au cours de la même année sont les mêmes que dans le groupe précédent. Par exemple, les proportions enregistrées pour les périodes 1988 sont très proches de celles qui correspondent aux périodes 1986 (48 p. 100 des personnes ont reçu des prestations dans l'année dans les deux cas et 37 p. 100 et 38 p. 100 en ont reçu l'année suivante pour le premier et le deuxième groupes respectivement). Par contre, elles sont peut-être plus élevées qu'on ne l'aurait pensé dans le cas des périodes 1988-1989, compte tenu des données sur les périodes 1986-1987 reproduites au tableau A.1.

Au tableau A.3 on présente les chiffres obtenus à l'aide de la deuxième série de données de l'enquête sur l'activité, selon le numéro d'ordre, et limités aux trois premières périodes de non-emploi déclarées par les personnes ayant répondu à l'enquête. Comme dans le tableau A.1, pour le premier groupe, la proportion de personnes ayant déclaré avoir reçu des prestations durant les années suivantes augmentent avec le numéro d'ordre de la période. Fait intéressant, il ressort clairement que les premières périodes qui ont commencé en 1989 ou en 1990 sont associées à de faibles proportions de perception de prestations en 1988 (ces observations correspondant vraisemblablement à des périodes non terminées, ou « tronquées à gauche », au début de l'année civile 1988). Les chiffres correspondant à la perception de prestations en 1988 (UI88) et représentés dans les trois dernières colonnes de la première partie du tableau A.3 étant respectivement 16 p. 100, 14 p. 100 et 9 p. 100. De même, seulement 7 p. 100 des cas où il s'agit d'une première période de non-emploi ayant commencé en 1989 sont associés à la perception de prestations en 1989. Toutefois, ces chiffres augmentent évidemment de façon considérable avec le numéro d'ordre des périodes de non-emploi.

Spécifications du modèle à risque unique

Le premier type de modèle économétrique que nous avons utilisé est un modèle à « risque » unique de passage de la situation de non-emploi à la situation d'emploi. Nous avons utilisé deux spécifications de ce modèle. Au tableau A.4 on présente les résultats détaillés de l'analyse de la durée des périodes de non-emploi obtenus à l'aide d'un modèle de régression des moindres carrés ordinaires (MCO) appliqué aux trois catégories de périodes étudiées dans le cas de

premières périodes en 1986-1987, tandis que le tableau A.5 donne les coefficients obtenus pour la variable auxiliaire « perception de prestations » avec le même modèle de régression et selon chaque numéro d'ordre. Dans ce dernier cas, les variables explicatives utilisées dans l'équation sont les mêmes que dans le cas où l'on présente les résultats détaillés mais, pour éviter d'alourdir la présentation, seules les données relatives à la perception de prestations sont présentées. Les données détaillées pour les premières périodes de non-emploi révèlent que la variable auxiliaire appelée « perception de prestations » a un effet important dans chacune des trois catégories de périodes (1986, 1986-1987 et 1987), même si les signes des coefficients sont différents. En 1986, la perception de prestations est associée à un allongement, de l'ordre de 2,2 semaines, de la durée des périodes se terminant au cours de l'année (périodes complètes) et à un allongement, de l'ordre de 2,4 semaines, de la durée des périodes 1986-1987 (potentiellement incomplètes). De même, en 1987, la perception de prestations accroît de 3,6 semaines la durée des périodes de non-emploi.

Cependant, le fait que le coefficient de la variable auxiliaire « perception de prestations » soit important et négatif dans le cas des périodes chevauchant 1986 et 1987 est une anomalie. Si nous l'interprétons littéralement, cela voudrait dire qu'en 1987, la perception de prestations aurait eu tendance à raccourcir de plus de 15 semaines la durée moyenne des périodes commençant en 1986 et se poursuivant au début de 1987. Comme vraisemblablement le signe et très certainement l'importance de cet effet apparaissent anormaux, il peut être utile d'en rechercher la cause possible. Une raison pourrait être que les périodes 1986-1987 avaient tendance à être très longues et que la probabilité d'avoir épuisé les prestations d'assurance-chômage avant le début de 1987 aurait été plus grande pour les périodes plus longues. La perception de prestations en 1987 pourrait donc être associée au fait que les périodes 1986-1987 étaient, en moyenne, plus courtes. Dans les faits, il pourrait donc y avoir là un effet de la durée de la période sur l'admissibilité aux prestations et sur la perception de prestations, plutôt que l'inverse.

Les autres données du tableau A.4 sont tout à fait plausibles, encore que seul le sexe soit une variable significative dans le cas des périodes 1986 (essentiellement de courte durée). En ce qui concerne les périodes 1986-1987 et celles qui ont commencé en 1987, on note des effets régionaux marqués et passablement uniformes (l'Ontario servant de référence a été exclue), tandis que les variables âge, sexe, présence d'enfants et statut de minorité ont toutes des effets attendus sur la durée des périodes de non-emploi. Les coefficients correspondants présentés dans le tableau A.13, qui contient uniquement les valeurs obtenues pour la variable auxiliaire appelée « perception de prestations » par numéro d'ordre, vont dans le même sens que ceux qui s'appliquent à la première période. Et ce, même si le fait que les échantillons soient plus petits et que l'erreur-type augmente avec le numéro d'ordre rend tous les coefficients statistiquement non significatifs dans la plupart des cas. Il y a une exception toutefois : pour les périodes 1986-1987, le coefficient relatif à la perception de prestations en 1987 a un effet nettement négatif sur la durée qui se maintient quel que soit le numéro d'ordre. Là encore, on pourrait y voir un contre-effet de la durée sur l'admissibilité aux prestations et sur la perception de prestations.

Une faiblesse de ce modèle, dont les résultats sont présentés aux tableaux A.4 et A.5, tient à ce qu'il ne permet pas de tenir compte des périodes dont la durée est « indéterminée » (tronquée à droite) et à ce qu'il commande implicitement que la probabilité de passer d'une situation de non-emploi à une situation d'emploi ne peut pas varier. En raison de ces limites, nous ne l'avons pas appliqué à la deuxième série de données de l'enquête sur l'activité. Ce double inconvénient associé à l'utilisation d'une méthode de régression pour analyser la durée peut toutefois être corrigé par une estimation du risque. Aux tableaux A.6 et A.8 on présente les résultats correspondants pour 1986-1987, obtenus avec le modèle des risques proportionnels élaboré par Cox. Les tableaux A.7 et A.9 présentent les résultats tirés de la deuxième série de données. Il convient de souligner qu'étant donné que l'objet de l'étude est maintenant la probabilité qu'une période spécifique prenne fin dans une période de temps spécifique, lors de l'interprétation des données, on s'attendrait naturellement à ce que le signe de chaque coefficient soit opposé à celui que l'on obtient lorsqu'on analyse la durée à l'aide d'une méthode de régression. En d'autres mots, on s'attendrait à ce qu'une probabilité élevée qu'une période prenne fin se traduise par une période de courte durée, et vice versa.

Au tableau A.6 on présente les résultats détaillés obtenus avec le modèle Cox pour un échantillon excluant les périodes de non-emploi codées initialement comme étant des abandons de la situation d'emploi au profit de situations autres que le chômage. Au tableau A.8 on présente les résultats obtenus pour différents numéros d'ordre à partir de l'autre échantillon, c'est-à-dire celui qui contient toutes les périodes de non-emploi. Dans la pratique, le fait d'inclure ou d'exclure des périodes de non-emploi pouvant être autre chose que du chômage ne modifie pas les résultats de manière significative. Les données du tableau A.6 révèlent quelques similitudes et quelques différences par rapport aux résultats obtenus par régression. La variable auxiliaire de « perception de prestations » a des effets analogues, avec des signes opposés comme on pouvait s'y attendre, dans tous les cas sauf un — le coefficient de UI86 avec les périodes 1986-1987, qui était statistiquement significatif avec les moindres carrés ordinaires mais qui n'est pas statistiquement différent de zéro avec le modèle d'estimation du risque, peut-être parce que le risque est variable dans le temps ou parce que la durée d'un certain nombre de périodes est indéterminée. Les autres coefficients sont, dans une bonne mesure, semblables à ceux que nous avons obtenus avec la méthode des moindres carrés ordinaires (tableau A.4), les effets dus à la région allongeant la durée des périodes (et réduisant le risque) par rapport à l'Ontario et le fait d'être de sexe féminin, d'être membre d'une minorité visible ou d'être plus âgé ayant tendance à réduire la probabilité de quitter la situation de non-emploi. Si l'on regarde les résultats selon le numéro d'ordre correspondants du tableau A.8 (où, comme nous l'avons vu plus haut, toutes les autres variables explicatives sont aussi utilisées dans le modèle d'estimation du risque), on voit que la seule similitude avec les tendances observées au tableau A.4 tient à ce que la perception de prestations en 1987 demeure significative et ce, uniquement pour les périodes de la catégorie 1986-1987. Là encore, toutes les erreurs-types s'accroissent lorsque le numéro d'ordre croît, en dépit de la remarquable stabilité relative du coefficient de UI87 pour les périodes 1986-1987.

Au tableau A.7 on présente les résultats des estimations que nous avons faites avec le modèle des risques proportionnels en utilisant les données sur la perception de prestations relatives au second groupe de l'enquête sur l'activité durant l'année civile et en appariant la variable appelée « perception de prestations » à chacune de six catégories de périodes. On note que les coefficients de UI88 pour les périodes 1988 et pour les périodes 1988-1989 sont négatifs et statistiquement significatifs, de même que les coefficients de UI89 pour les périodes 1989 et pour les périodes 1989-1990. On note également que les coefficients de UI89 pour les périodes 1988-1989 de même que les coefficients de UI90 pour les périodes 1988-1990 et pour les périodes 1989-1990 sont positifs et statistiquement significatifs. Les autres variables explicatives tendent à jouer le même rôle que pour le premier jeu de résultats, l'effet de la région étant généralement négatif (par rapport au cas de référence, l'Ontario), quoique souvent de manière non significative, et les variables sexe, état matrimonial, âge, niveau d'instruction et nombre d'enfants ayant tendance à jouer un certain rôle statistiquement significatif. Dans le cas des deuxièmes périodes, le tableau A.9 présente les coefficients de la variable appelée « perception de prestations » pour les données de 1988-1990. Cette variable, qui affiche des résultats statistiquement significatifs dans le cas des deuxièmes périodes, a toujours le même signe et approximativement la même amplitude que dans le cas des premières périodes (partie supérieure du tableau A.9), alors que le coefficient de UI88 pour les périodes 1988-1989 et le coefficient de UI89 pour les périodes 1989-1990 perdent de leur signification statistique dans le cas des deuxièmes périodes (peut-être à cause de la plus faible taille de l'échantillon).

Enfin, pour terminer avec le modèle de risque unique, nous avons utilisé les données sur la perception de prestations durant chaque période (qui étaient disponibles uniquement dans la deuxième série de données de l'enquête sur l'activité) pour estimer les coefficients pour l'ensemble de l'échantillon en posant que le risque doit demeurer proportionnel, sans les ventiler en fonction de l'année où la période a commencé et de l'année où elle s'est terminée comme cela a été fait dans l'analyse précédente. Les résultats, avec des variables de contrôle identiques, sont présentés au tableau A.10. Si on utilise une variable dichotomique pour déclarer la perception de prestations durant une période de non-emploi donnée, on obtient les résultats reproduits dans la première colonne du tableau qui affichent un coefficient positif et statistiquement significatif pour cette variable. Lorsqu'on utilise le nombre déclaré de semaines pendant lesquelles des prestations ont été reçues durant une période de non-emploi donnée, on obtient les résultats reproduits dans la deuxième colonne qui affichent également une valeur estimative positive et statistiquement significative pour ce coefficient. Dans les deux cas, les résultats suggèrent que la perception de prestations tend à accroître la probabilité que la période de non-emploi prendra fin, tous les autres facteurs inclus dans le tableau étant gardés constants. Une cause possible de tels résultats pourrait être que le vrai risque tend à croître quand les prestations sont épuisées. En effet, plus le nombre de semaines de prestations déclaré pour une période est grand, plus le prestataire est près du point d'épuisement des prestations défini de façon hypothétique. Néanmoins, en l'absence de données détaillées sur le début et la fin des périodes, cette explication ne peut être vérifiée ni rejetée.

Application du modèle de risques concurrents à la durée des périodes de non-emploi

L'analyse de la durée effectuée jusqu'ici était fondée sur l'hypothèse que les agents font face à un risque unique de passage d'une situation de non-emploi à une situation d'emploi. Cependant, comme nous l'avons souligné dans l'introduction, il peut être plus approprié de penser que la perception de prestations influe sur le genre d'emploi qu'un agent peut trouver après une période de non-emploi et de considérer que les processus aléatoires (ou stochastiques) qui régissent ces divers genres d'emploi peuvent différer. Dans ce contexte, une méthode d'analyse appropriée pourrait consister à envisager comme des « risques concurrents » les diverses manières dont une période de non-emploi peut se terminer. Lorsqu'elle est en cours, une période de non-emploi est alors considérée comme pouvant se terminer par l'obtention de n'importe quel genre d'emploi; quand elle prend effectivement fin parce que l'agent a obtenu un emploi donné, elle devient une période terminée du point de vue de ce genre d'emploi, mais une période tronquée à droite du point de vue de tous les autres genres d'emploi. Si elle est toujours en cours à la fin de la période d'enquête, c'est-à-dire à la fin de 1987 ou de 1990 dans notre étude, il s'agit d'une période tronquée à droite du point de vue de toutes les manières dont elle aurait pu se terminer.

Nous avons envisagé quatre façons de décomposer l'emploi aux fins de notre analyse à l'aide du modèle des risques concurrents : selon le secteur d'activité, la profession, le régime d'emploi (temps plein ou temps partiel) et la durée d'emploi⁸. Compte tenu de la nature des données, une telle répartition n'est possible que si les données sur l'emploi sont ventilées selon la durée (court et non court), les emplois de courte durée étant habituellement considérés comme des emplois dont la durée est inférieure à 15, 10 ou cinq semaines. Dans les deux périodes étudiées, l'observation de l'emploi s'arrête à la fin de 1987 ou de 1990 de sorte qu'on ne peut se pencher sur la question de savoir, par exemple, combien d'emplois durent plus de trois ans. Pour chacune de ces répartitions selon le genre d'emploi, la durée a été estimée à l'aide du modèle des risques proportionnels. Aux tableaux A.11 et A.13 on présente les résultats obtenus pour les premières périodes de 1986-1987, et aux tableaux A.12 et A.14, les mêmes résultats pour 1988-1990.

Au tableau A.11, la répartition selon le secteur d'activité indique un effet positif de la perception de prestations, en 1987 (UI87), sur le risque pour chaque secteur d'activité pour les périodes 1986-1987 et pour l'ensemble des périodes d'emploi, et un effet négatif de la perception de prestations, en 1986 (UI86), sur le risque dans les cas de transition en faveur du secteur tertiaire seulement. De même, la perception de prestations en 1986 (UI86) a un effet positif sur le risque dans le cas des périodes 1986-1987 qui se terminent par l'obtention d'un emploi dans le secteur de la fabrication mais elle n'a pas d'effet statistiquement significatif sur

... une méthode d'analyse appropriée pourrait consister à envisager comme des « risques concurrents » les diverses manières dont une période de non-emploi peut se terminer.

8 À des fins opérationnelles, nous avons apparié les périodes d'emploi faisant suite à une période de non-emploi en utilisant les données de l'enquête sur l'activité (EA) et en posant comme hypothèse que la date de début de l'emploi devait être comprise dans les deux semaines suivant la fin de la période de non-emploi. Lorsque l'appariement effectué donnait plus d'un emploi, parce qu'il y avait plusieurs emplois en concurrence, nous avons conservé pour les fins de notre analyse uniquement le premier emploi figurant dans le fichier de l'EA.

Il existe deux manières de subdiviser le risque lié au passage à une situation d'emploi, soit en fonction du régime d'emploi ou en fonction de la durée de l'emploi.

les autres risques ni sur le risque général de passage d'une situation de non-emploi à une situation d'emploi. Enfin, le signe de l'effet de la perception de prestations, en 1987 (UI87), sur le risque diffère selon qu'il s'agit du secteur de la fabrication (signe positif) ou du secteur tertiaire (signe négatif) mais, dans les deux cas, le coefficient est statistiquement différent de zéro. Cela indique sans aucun doute que ces deux genres de périodes sont soumis à des effets différents et que l'incidence de la perception de prestations est différente.

Le tableau A.11 donne également la répartition des aboutissements à l'état « emploi » selon quatre catégories de professions obtenues à partir, là encore, des données sur les premières périodes seulement et au moyen d'un modèle de risques concurrents et proportionnels. Et là encore, le coefficient de UI87 pour les périodes 1986-1987 est positif et statistiquement significatif pour les quatre catégories de risques en concurrence, la valeur estimative la plus forte qui a été obtenue s'appliquant à la catégorie de professions « Autres ». On a un coefficient de UI86 (pour les périodes 1986) ou de UI87 (pour les périodes 1987) négatif et statistiquement significatif pour le risque de passage à un emploi de la catégorie « Gestion/professions libérales » ou à un emploi de la catégorie « Ventes/services » mais non pour les catégories « Travail de bureau » et « Autres ». Enfin, on a un coefficient de UI86 négatif et statistiquement significatif pour les périodes 1986-1987 dans le cas du passage à un emploi de la catégorie « Ventes/services », ce coefficient étant de même valeur absolue que celui du risque de passage à un emploi de la catégorie « Autres », mais de signe contraire.

Il existe deux manières de subdiviser le risque lié au passage à une situation d'emploi, soit en fonction du régime d'emploi ou en fonction de la durée de l'emploi. Au tableau A.13 on présente les résultats de telles estimations obtenus à partir des données sur la première période de non-emploi de la première série de données de l'enquête sur l'activité. Dans la première partie du tableau, la subdivision selon le « régime d'emploi » prévoit deux catégories, « Temps plein » et « Temps partiel », pour les emplois obtenus à l'issue d'une période de non-emploi. En ce qui a trait aux coefficients estimatifs de la variable auxiliaire appelée « perception de prestations » s'appliquant aux différentes catégories de périodes, on note clairement une différence entre les deux régimes d'emploi : pour les périodes 1986-1987, le coefficient de UI86 est positif et statistiquement significatif pour le risque de passage à une situation d'emploi à plein temps; par contre, il est négatif et statistiquement significatif pour le risque de passage à une situation d'emploi à temps partiel. Pour ce qui est des autres périodes de non-emploi, les résultats obtenus montrent que le signe et la signification des coefficients de UI suivent les mêmes tendances pour les emplois à temps partiel et pour les emplois à temps plein. Cependant, le coefficient estimatif associé à la perception de prestations en 1986 (UI86) pour les périodes 1986 et celui qui est associé à la perception de prestations en 1987 pour les périodes 1987 sont tous deux plus élevés dans le cas des emplois à temps partiel et le coefficient de UI87 pour les périodes 1986-1987 est trois fois plus élevé dans le cas du risque de passage à un emploi à plein temps.

Dans la deuxième partie du tableau A.13 on donne la répartition de l'emploi selon la durée de l'emploi subséquent. Comme nous l'avons souligné plus haut, la forte troncation des données servant à mesurer la durée de l'emploi subséquent ne permet pas d'estimation des périodes de longue durée. En outre, l'intérêt

semble surtout être porté sur les préoccupations concernant les emplois de durée relativement courte, c'est-à-dire en particulier ceux dont la durée répond aux conditions minimales d'admissibilité au programme d'assurance-chômage⁹. En conséquence, nous avons considéré trois définitions de l'emploi de « courte durée » : emploi qui dure moins de 15, 10 ou cinq semaines. Pour les emplois allant jusqu'à 15 semaines, les deux séries d'estimations à l'aide du modèle de risque sont semblables, la seule différence étant le fait que le coefficient associé à la perception de prestations en 1986 (UI86) est positif et statistiquement significatif pour les emplois de longue durée dans le cas des périodes 1986-1987. Lorsque la durée des emplois de courte durée diminue, la taille de l'échantillon diminue et l'erreur-type augmente, de sorte que les coefficients perdent de leur signification. En ce qui a trait aux emplois allant jusqu'à 10 semaines, la variable auxiliaire « UI87 » perd de sa signification dans le cas des périodes 1987. Pour ce qui est des emplois allant jusqu'à cinq semaines, seul le coefficient de UI87 pour les périodes 1986-1987 est statistiquement différent de zéro. Ces dernières catégories correspondent probablement à des échantillons trop petits pour être utiles.

Dans les tableaux A.12 et A.14 on présente les résultats obtenus à partir de la deuxième série de données de l'enquête sur l'activité, au moyen de mesures propres à la période (« perception de prestations durant la période » et « semaines de perception »), comme dans le tableau A.10. L'analyse selon le secteur d'activité et la profession, faite à l'aide du modèle des risques concurrents donne des résultats qui diffèrent peu de l'ensemble des résultats du tableau A.10, avec des coefficients positifs et statistiquement significatifs, proches de l'unité, pour la variable auxiliaire appelée « Perception de prestations durant la période » et avec un coefficient statistiquement significatif de l'ordre de 0,02-0,03 pour la variable appelée « Semaines de perception » dans la période de non-emploi. Cette uniformité au niveau des secteurs d'activité contraste avec les résultats affichés dans la première partie du tableau A.11. La répartition selon la profession, dans la deuxième partie du tableau A.12, indique de façon un peu plus explicite que les aboutissements peuvent être différents, la variable intitulée « Perception de prestations durant la période » pour la catégorie « Ventes/services » affichant un coefficient positif de valeur moindre et la variable portant le nom de « Semaines de perception » pour les catégories « Travail de bureau » et « Autres », des coefficients négatifs statistiquement significatifs, au lieu du coefficient positif de faible valeur du tableau A.10.

9 Par exemple, en 1986, les conditions d'admissibilité pouvaient varier en moyenne entre 10 et 12 semaines d'emploi, selon la province, dépendamment du taux de chômage observé dans la région.



2. Analyse des périodes de chômage

La prochaine série de résultats provient de l'analyse des périodes de chômage réalisée à l'aide des séries de données appariées EA-EPA, construites pour les groupes de l'EA de 1986-1987 et de 1988-1990. Les données sur les périodes sont des données mensuelles que nous avons classées au départ en trois catégories correspondant aux trois états relatifs au marché du travail, à l'emploi, au chômage et à l'inactivité, états définis dans l'enquête sur la population active. De plus, ces données visent un maximum de six mois, soit la période durant laquelle un répondant est visé par l'EPA, mais il faut remarquer que la période de six mois n'est pas la même d'une personne à une autre¹⁰. Enfin, même si ces données sont un ajout précieux à celles de l'EA, du fait qu'elles permettent de régler les problèmes associés au biais de remémoration et au filtrage de la durée des périodes de chômage dans l'EA, il ne faut pas perdre de vue qu'il y a toujours un risque d'erreur de classification quand on utilise des données provenant de dossiers appariés.

Au tableau A.15 on présente les statistiques sommaires obtenues pour les périodes de chômage 1986-1987, selon le numéro d'ordre. Comme pour l'analyse du non-emploi, nous avons contourné les problèmes de troncation à gauche en utilisant uniquement les périodes récentes, c'est-à-dire les périodes de chômage qui ont commencé au cours de la période d'observation de six mois. Près de 7 000 premières périodes de chômage ont une durée moyenne d'un peu moins de deux mois; parmi elles, près de 40 p. 100 étaient toujours en cours quand la période d'enquête a pris fin, tandis que 30 p. 100 ont abouti à l'état d'emploi et qu'une proportion analogue a abouti au retrait de la population active. Les deuxièmes périodes sont naturellement beaucoup moins fréquentes (vu qu'elles exigent que la première période prenne fin dans les limites de la période de six mois) et durent en moyenne un peu moins longtemps. Par ailleurs, plus de deuxièmes périodes sont toujours en cours à la fin de la période d'observation; ces deuxièmes périodes ont abouti à des périodes tronquées à droite, à l'état d'emploi ou à un retrait de la population active dans les proportions de 70 p. 100, 15 p. 100 et 15 p. 100 respectivement. Enfin, 12 personnes réussissent à cumuler trois périodes de chômage qui ont commencé dans les limites de la période de six mois. Étant donné la structure des données, toutes les troisièmes périodes durent nécessairement plus d'un mois et sont toujours en cours à la fin de la période.

De même, on reproduit au tableau A.16 les chiffres obtenus à partir de la deuxième série de données de l'EA; à noter que même si aucune des périodes de chômage observées ne peut se poursuivre en 1990 (vu que l'EPA permet d'observer les gens pendant une période de six mois consécutifs), elles sont considérées comme des périodes de chômage 1988-1989. La durée moyenne et la fréquence des troncations ventilées selon le numéro d'ordre sont très près des chiffres obtenus avec la première série de données EA-EPA, la seule différence à noter étant que 76 p. 100 des deuxièmes périodes sont incomplètes avec les

¹⁰ Tous les dossiers appariés de l'EPA supposent que la personne interrogée l'a été durant les premiers mois de 1987 ou de 1989; toutefois, tous ces répondants ont aussi répondu à l'un des deux questionnaires de l'EA qui ont été administrés en supplément à l'EPA au cours de ces périodes.

données de 1988-1989, contre 69 % avec les données de 1986-1987. La fréquence relative avec laquelle ces périodes aboutissent à l'état d'emploi par rapport à un retrait de la population active est essentiellement la même entre les deux séries de données pour les premières périodes, mais un peu plus faible si l'on utilise uniquement les données de 1988-1989 à cause de la plus grande fréquence des troncations à droite dans la deuxième série de données. Enfin, seulement cinq personnes dans les données de 1988-1989 réussissent à être « parfaitement mobiles » en ce sens qu'elles ont connu trois périodes récentes à l'intérieur des six mois observés.

Analyse à l'aide du modèle de risques concurrents à trois états : répartition selon les aboutissements

Comme les données sous-jacentes sur le marché du travail sont maintenant divisées en fonction de trois états, l'analyse devrait commencer comme il se doit avec la construction d'un cadre d'analyse à risques concurrents et proportionnels avec probabilité de passer de l'état de chômage à l'état d'emploi ou de retrait de la population active¹¹. Les résultats complets estimés à partir de ce modèle et des données de 1986-1987 appliquées au premier échantillon des périodes de chômage sont reproduits aux tableaux A.17 et A.18. Le tableau A.17 présente les chiffres obtenus pour le risque de passage à l'état d'emploi pour chacun des trois groupes de périodes, tandis que le tableau A.18 reproduit les chiffres comparables obtenus pour le risque de retrait de la population active; dans les deux cas, les risques estimés sont des risques concurrents. Les valeurs obtenues pour la variable auxiliaire associée à la perception de prestations sont nettement différentes de zéro dans le cas des périodes 1986-1987, UI86 ayant un coefficient nettement négatif pour le risque de passage à l'état d'emploi et UI87 ayant aussi un coefficient négatif pour le risque de retrait de la population active. De plus, le coefficient associé à UI87 et au risque de retrait de la population active en 1987 est numériquement important et nettement négatif. La variable associée au fait d'être de sexe masculin et celle qui est associée au fait d'avoir des enfants à charge ont un effet significatif dans certaines des spécifications estimées, la première ayant des effets contraires sur le risque de passage à l'état d'emploi et le risque de retrait de la population active en 1987. C'est dans les provinces de l'Atlantique que les effets régionaux sont les plus importants (par rapport à l'Ontario); dans chaque groupe de périodes, les variables régionales ont un effet nettement négatif sur le risque de passage à l'état d'emploi et un effet positif sur le risque de retrait de la population active.

Les tableaux A.19 et A.20 reproduisent les résultats comparables obtenus avec le modèle des risques concurrents appliqué à la deuxième série de données EA-EPA à l'aide de la même analyse fondée sur la perception de prestations durant l'année civile et de la même ventilation selon les groupes de périodes de chômage qu'aux tableaux A.17 et A.18. Toutefois, dans ces tableaux A.19 et A.20, aucun des coefficients associés à la perception de prestations n'est significatif pour le risque de passage à l'état d'emploi ou de retrait de la population active, même si bon nombre des variables de contrôle produisent les mêmes effets, les

... les variables régionales ont un effet nettement négatif sur le risque de passage à l'état d'emploi et un effet positif sur le risque de retrait de la population active.

¹¹ Autrement dit, les études qui peuvent compter sur des données sur le chômage, mais qui ne recourent qu'à une spécification à risque unique pourraient conduire à des conclusions assez erronées.

variables régionales diminuant le risque de passage à l'état d'emploi (toujours par rapport à l'Ontario) et augmentant le risque de retrait de la population active. Dans l'ensemble, toutefois, il faut hésiter à surestimer les effets significatifs de la perception de prestations trouvés avec la première série de données de l'EA, vu qu'on ne retrouve pas ces effets dans les données de 1988-1989.

On trouve une certaine confirmation de ces résultats dans le tableau A.21, lequel se fonde sur les données relatives à la perception de prestations ventilées par période de chômage de l'EA de 1988-1990 et appariées avec les périodes de chômage tirées de la deuxième série de données EA-EPA. Avec les mêmes variables de contrôle que précédemment, tant la spécification à risque unique que la spécification à risques concurrents (de passage à l'état d'emploi ou de retrait de la population active) produisent des coefficients non significatifs pour la variable UI. Dans chaque cas, les estimations obtenues pour la variable intitulée « Perception de prestations durant la période » sont positives et les estimations obtenues pour la variable appelée « Semaines de perception » sont négatives, ces deux résultats cadrant avec les résultats obtenus pour les périodes de non-emploi reproduits au tableau A.10; toutefois, les erreurs-types sont telles qu'on ne peut pas inférer de façon fiable que ces estimations ne sont pas différentes de zéro juste par chance. Même s'ils sont négatifs en un sens, les résultats cadrent avec les divers chiffres fondés sur l'année civile qu'on retrouve dans les deux tableaux précédents.

Analyse à l'aide du modèle à risques concurrents : répartition selon le genre d'emploi

En plus de la répartition en trois états fournie par les données appariées EA-EPA, nous avons fait une analyse à l'aide d'un cadre multi-états et risques concurrents dans lequel nous avons considéré divers genres d'emplois comme des résultats concurrents possibles. Les genres d'emplois utilisés sont les mêmes que dans l'analyse du non-emploi, de sorte que les principales différences sont ici l'utilisation du chômage comme état d'origine (au lieu du non-emploi) et la possibilité qu'une période de chômage se termine par un retrait de la population active. Les résultats obtenus pour les coefficients associés à la variable auxiliaire UI dans ce modèle à risques concurrents sont présentés aux tableaux A.22 à A.25. Ici encore, l'échantillon employé inclut toutes les observations pour lesquelles un appariement satisfaisant avec l'emploi peut être fait (ou qui se terminent par un retrait de la population active) et diffère donc légèrement de l'échantillon intégral utilisé dans les tableaux A.17 à A.20, où les conditions imposées aux données étaient légèrement moins rigoureuses.

La répartition selon le secteur d'activité, affichée au tableau A.22 produit seulement deux coefficients significatifs associés à la variable UI à partir de la première série de données pour les risques de transition dans les divers types d'emploi — soit un coefficient négatif pour UI87 dans le cas du risque que la période 1986-1987 aboutisse à un emploi dans le secteur des services et un coefficient positif pour UI87 dans le cas du risque que la période 1987 aboutisse à un emploi dans le secteur de la fabrication. Dans le cas du deuxième groupe de données, la répartition selon le secteur d'activité aboutit aux résultats reproduits au tableau A.23 qui montrent des effets positifs dans une certaine mesure tant de la variable appelée « Perception de prestations durant la période » que de la variable

intitulée « Semaines de perception » pour les périodes de chômage qui aboutissent à des emplois dans le secteur primaire. Toutefois, les estimations ne convergent ni dans le cas du secteur de la fabrication ni dans celui du secteur des services.

D'après les résultats obtenus à l'aide du modèle de risques concurrents appliqué aux données de 1986-1987 ventilées selon la profession et reproduits au tableau A.24, UI87 a des effets négatifs sur le risque voulant que la période 1986-1987 et que la période 1987 aboutissent à un emploi dans la catégorie « Ventes/services », tandis qu'aucune autre variable auxiliaire associée à UI n'est significative pour les risques de passage à l'état d'emploi. Dans les deux cas, UI86 et UI87 ont des effets significatifs sur le risque que la période 1986-1987 et que la période 1987 aboutissent à un retrait de la population active. Dans le cas des données de 1988-1990, le tableau A.25 montre que seule la catégorie « Autres » produit des effets significatifs pour les variables intitulées « Perception de prestations durant la période » et « Semaines de perception », les estimations étant chaque fois positives, même si ici encore des problèmes se sont posés à cause de la convergence des modèles dans le cas des aboutissements dans ces deux catégories professionnelles.

La répartition de l'emploi en « Temps plein » et en « Temps partiel » obtenue à partir de la première série de données EA-EPA et reproduite au tableau A.26 ne produit aucun effet significatif de la variable auxiliaire associée à UI sur les risques de passage à l'état d'emploi, même si les coefficients associés à cette variable pour les risques que la période 1986-1987 et que la période 1987 aboutissent au retrait de la population active restent significativement négatifs, quoiqu'ils aient légèrement varié¹². Dans le cas de la deuxième série de données, le tableau A.27 fait voir des effets nettement positifs des variables appelées « Perception de prestations durant la période » et « Semaines de perception » pour les emplois à temps plein; par ailleurs, le modèle ne convergait pas dans le cas des emplois à temps partiel.

Enfin, les tableaux A.28 et A.29 donnent la répartition des aboutissements à l'état d'emploi selon que l'emploi subséquent est un emploi de courte durée (moins de 15 semaines) ou un emploi de longue durée obtenue à partir des deux séries de données EA-EPA. Dans le cas des données de 1986-1987, la variable UI87 a un effet significativement négatif sur le risque de passage à un emploi de longue durée dans les colonnes intitulées « Périodes 1986-1987 » et « Périodes 1987 », tandis qu'on ne trouve aucun effet significatif de la variable auxiliaire UI sur le risque de passage à un emploi de courte durée. Dans le cas des périodes de chômage 1988-1989, la variable UI a un effet nettement positif sur le risque de passage à un emploi de longue durée, mais ici encore, le modèle ne convergait pas pour ce qui du passage à un emploi de courte durée.

12 Ces estimations diffèrent des estimations reproduites dans les tableaux précédents parce que les échantillons en jeu diffèrent légèrement l'un de l'autre, reflétant en cela le fait que des données manquent dans chaque série de données de l'EA relativement au secteur d'activité, à la profession, à la situation temps plein et temps partiel ainsi qu'à la durée de l'emploi.



3. Conclusion

Dans le présent document, nous avons étudié les effets de divers indicateurs de la perception de prestations d'assurance-chômage sur la durée des périodes de non-emploi et des périodes de chômage à l'aide d'un modèle à risque unique et d'un modèle dans lequel divers genres d'emplois considérés comme des risques concurrents peuvent être obtenus. En tout temps, nous avons pris soin d'utiliser les meilleures données disponibles compte tenu de l'objectif de l'étude et d'apparier la bonne période de perception de prestations avec la bonne période de non-emploi ou de chômage. Toutefois, comme nous l'avons noté antérieurement, les renseignements d'ordre temporel qu'il a été possible d'obtenir à partir des données disponibles sont insuffisants pour qu'on puisse en tirer des conclusions définitives sur un sujet aussi délicat que celui des effets de l'épuisement des prestations d'assurance-chômage (qui peuvent aussi être importants). Étant donné ces réserves, voici les principales conclusions auxquelles nous arrivons :

- La perception de prestations a un effet significatif sur la durée des périodes de non-emploi, selon les estimations obtenues pour 1986-1987 à l'aide d'une méthode de régression et d'un modèle de risque.
- La perception de prestations a certains effets inhabituels ou pervers dans le cas des périodes de non-emploi qui chevauchent deux années civiles (1986-1987, 1988-1989, 1988-1990 et 1989-1990), peut-être à cause de la relation inverse entre la durée de la période et l'admissibilité aux prestations.
- Nous relevons quelques différences intéressantes au niveau des effets de l'assurance-chômage dans l'analyse des périodes de non-emploi faite à l'aide du modèle des risques concurrents et, notamment, quand nous utilisons la durée des emplois subséquents.
- Les variables associées à la perception de prestations ont une influence significative sur la probabilité de passer d'une situation de chômage à une situation d'emploi, en comparaison avec le fait de quitter la population active, du moins pour 1986-1987.
- Selon les données de l'EPA pour 1988-1989, les variables associées à la perception de prestations ont peu d'influence sur les périodes de chômage.
- L'analyse de la durée des périodes de chômage en 1986-1987 à l'aide du modèle des risques concurrents montre que le secteur « Ventes/services » joue un rôle particulier par rapport aux autres secteurs, tout comme les emplois de longue durée par rapport aux emplois de courte durée.
- Il y a quelques indications à l'effet que les données sur l'assurance-chômage pour chaque période observée (obtenues grâce à la deuxième série de données de l'enquête sur l'activité) corroborent les résultats tirés des données sur la perception de prestations d'assurance-chômage portant sur l'année civile, résultats qui montrent que l'assurance-chômage n'a eu qu'un effet faible et statistiquement non significatif durant la période 1988-1989.



Annexe : Tableaux

Notes générales

N = Taille de l'échantillon

* = Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 5 p. 100

** = Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 1 p. 100

- 1 La durée est exprimée en semaines; la rubrique intitulée « Périodes terminées » désigne la proportion des périodes qui se sont terminées avant la fin de 1987; UI86 et UI87 désignent la perception de prestations en 1986 et en 1987, respectivement.
- 2 La durée est exprimée en semaines; la rubrique intitulée « Périodes terminées » désigne la proportion des périodes qui se sont terminées avant la fin de 1990; UI88, UI89 et UI90 désignent la perception de prestations en 1988, 1989 et 1990, respectivement.
- 3 Estimation faite à partir d'un échantillon qui exclut les périodes de non-emploi pour lesquelles la situation désignée par l'« abandon de l'emploi antérieur » a reçu le code « situation de non-emploi » (p. ex. : études).
- 4 Les autres variables de contrôle incluses dans les équations d'estimation mais dont les coefficients ne sont pas présentés ici sont les variables auxiliaires : « Sexe masculin », « Marié(e) », « Minorité visible », « Âge », « Années de scolarité », « Nombre d'enfants à charge » et la variable désignant la « Province de résidence ».

Tableau A.1
Statistiques sommaires sur les périodes de non-emploi en 1986-1987,
selon le numéro d'ordre

Numéro d'ordre		Périodes 1986	Périodes 1986-1987	Périodes 1987
1	Durée moyenne	9,47	46,43	15,41
	Périodes terminées	1,00	0,71	0,45
	UI86	0,48	0,48	0,14
	UI87	0,38	0,44	0,41
	N	7 143	6 949	6 443
2	Durée moyenne	5,39	32,67	12,09
	Périodes terminées	1,00	0,83	0,39
	UI86	0,52	0,59	0,46
	UI87	0,45	0,56	0,53
	N	1 510	1 157	5 869
3	Durée moyenne	4,89	28,75	9,51
	Périodes terminées	1,00	0,86	0,46
	UI86	0,56	0,61	0,53
	UI87	0,50	0,60	0,59
	N	444	295	2 019
4	Durée moyenne	8,83	27,66	9,13
	Périodes terminées	1,00	0,93	0,42
	UI86	0,55	0,57	0,59
	UI87	0,44	0,55	0,66
	N	149	161	760
5	Durée moyenne	7,25	26,27	9,03
	Périodes terminées	1,00	0,86	0,48
	UI86	0,63	0,57	0,62
	UI87	0,43	0,57	0,64
	N	35	44	290

Source : Enquête sur l'activité de 1986-1987.

Voir la note générale n° 1.

Tableau A.2
Statistiques sommaires sur l'échantillon intégral des périodes de non-emploi
en 1988-1990

	1988	1988-1989	1988-1990	1989	1989-1990	1990
Durée moyenne	8,66 (8,30)	32,71 (15,17)	111,16 (25,17)	8,63 (8,15)	39,62 (24,06)	16,61 (14,87)
Périodes terminées	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,35 (0,48)	1,00 (0,00)	0,79 (0,41)	0,39 (0,49)
UI88	0,48 (0,50)	0,55 (0,50)	0,38 (0,49)	0,33 (0,47)	0,31 (0,46)	0,31 (0,46)
UI89	0,37 (0,48)	0,55 (0,50)	0,22 (0,41)	0,47 (0,50)	0,41 (0,49)	0,32 (0,47)
UI90	0,35 (0,48)	0,46 (0,50)	0,11 (0,31)	0,37 (0,48)	0,38 (0,49)	0,49 (0,50)
N	5 706	4 844	1 769	5 253	8 594	14 240

Source : Enquête sur l'activité de 1988-1990.

Voir la note générale n° 2.

Tableau A.3
Statistiques sommaires sur les périodes de non-emploi en 1988-1990,
selon le numéro d'ordre

	1988	1988-1989	1988-1990	1989	1989-1990	1990
PREMIÈRES PÉRIODES						
Durée moyenne	9,06 (8,55)	34,38 (14,93)	112,89 (24,78)	9,25 (8,63)	43,21 (26,32)	22,02 (17,80)
Périodes terminées	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,34 (0,47)	1,00 (0,00)	0,74 (0,44)	0,38 (0,49)
UI88	0,47 (0,50)	0,53 (0,50)	0,37 (0,48)	0,16 (0,37)	0,14 (0,34)	0,09 (0,28)
UI89	0,35 (0,48)	0,53 (0,50)	0,20 (0,40)	0,39 (0,49)	0,29 (0,45)	0,07 (0,25)
UI90	0,34 (0,48)	0,44 (0,50)	0,10 (0,29)	0,27 (0,45)	0,28 (0,45)	0,35 (0,48)
N	5 022	3 923	1 585	2 528	4 313	4 746
DEUXIÈMES PÉRIODES						
Durée moyenne	5,72 (5,23)	26,21 (14,32)	96,48 (23,81)	8,42 (7,92)	37,57 (21,01)	15,89 (14,00)
Périodes terminées	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,49 (0,50)	1,00 (0,00)	0,83 (0,38)	0,42 (0,49)
UI88	0,56 (0,50)	0,62 (0,49)	0,50 (0,50)	0,45 (0,50)	0,45 (0,50)	0,29 (0,45)
UI89	0,46 (0,50)	0,61 (0,49)	0,31 (0,47)	0,52 (0,50)	0,51 (0,50)	0,31 (0,46)
UI90	0,42 (0,49)	0,51 (0,50)	0,19 (0,39)	0,43 (0,49)	0,46 (0,50)	0,49 (0,50)
N	598	787	106	1 873	3 011	4 207
TROISIÈMES PÉRIODES						
Durée moyenne	5,46 (4,51)	22,44 (12,35)	97,47 (25,94)	7,52 (7,04)	33,70 (20,53)	12,92 (10,81)
Périodes terminées	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,40 (0,51)	1,00 (0,00)	0,84 (0,36)	0,34 (0,48)
UI88	0,67 (0,47)	0,71 (0,45)	0,47 (0,52)	0,54 (0,50)	0,55 (0,50)	0,47 (0,50)
UI89	0,54 (0,50)	0,68 (0,47)	0,40 (0,51)	0,60 (0,49)	0,59 (0,49)	0,49 (0,50)
UI90	0,46 (0,50)	0,58 (0,50)	0,20 (0,41)	0,50 (0,50)	0,52 (0,50)	0,58 (0,49)
N	76	115	15	646	968	3 250

Source : Enquête sur l'activité de 1988-1990.

Voir la note générale n° 2.

Tableau A.4
Modèle MCO appliqué aux déterminants des premières périodes de
non-emploi en 1986-1987

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987	Périodes 1987
UI86	2,20** (0,23)	2,37** (0,66)	—
UI87	—	15,38** (0,66)	3,62** (0,33)
Sexe masculin	-0,90** (0,22)	-7,56** (0,51)	-2,84** (0,32)
Marié(e)	0,02 (0,25)	-0,24 (0,60)	-0,80* (0,37)
Minorité visible	0,01 (0,60)	2,96* (1,31)	1,43 (0,83)
Âge	0,01 (0,01)	0,35** (0,02)	0,14** (0,01)
Années de scolarité	0,05 (0,05)	0,12 (0,14)	-0,18* (0,08)
Nombre d'enfants à charge	0,03 (0,08)	-0,67** (0,20)	-0,31* (0,13)
Provinces de l'Atlantique	-0,04 (0,33)	1,81* (0,79)	1,15* (0,48)
Québec	0,35 (0,38)	1,85* (0,91)	1,10* (0,54)
Provinces des Prairies	0,52 (0,31)	3,67** (0,82)	1,17* (0,46)
Colombie-Britannique	0,56 (0,39)	2,92** (1,08)	0,19 (0,60)
Constante	7,61** (0,76)	42,01** (1,94)	12,40** (1,12)

Voir la note générale n° 3.

Tableau A.5
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations
et tirés de l'application de l'équation MCO appliqués aux déterminants des
périodes de non-emploi en 1986-1987, selon le numéro d'ordre

Période	Périodes 1986		Périodes 1986-1987		Périodes 1987	
	UI86	UI86	UI86	UI87	UI87	UI87
1	2,20** (0,23)	2,37** (0,66)	-15,38** (0,66)	3,62** (0,33)		
2	0,40 (0,31)	0,80 (1,51)	-7,25** (1,50)	0,01 (0,29)		
3	-0,22 (0,60)	2,26 (2,85)	-12,05** (2,76)	-0,43 (0,46)		
4	-0,81 (1,67)	2,29 (3,64)	-9,00* (3,74)	-0,97 (0,78)		
5	-0,33 (3,10)	3,58 (10,25)	-18,58* (9,39)	-1,45 (1,30)		

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1986 ou en 1987 dans un modèle de régression à l'aide des moindres carrés ordinaires appliqué aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.6
Modèle des risques proportionnels de Cox appliqué aux déterminants des
périodes de non-emploi en 1986-1987

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987	Périodes 1987
UI86	-0,19** (0,03)	0,04 (0,04)	—
UI87	—	0,81** (0,04)	-0,15** (0,04)
Sexe masculin	0,07* (0,03)	0,46** (0,03)	0,31** (0,04)
Marié(e)	0,04 (0,03)	0,00 (0,04)	0,21** (0,04)
Minorité visible	0,04 (0,07)	-0,27** (0,08)	-0,27** (0,10)
Âge	0,00 (0,00)	-0,02** (0,00)	-0,02** (0,00)
Années de scolarité	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,05** (0,01)
Nombre d'enfants à charge	0,00 (0,01)	0,04** (0,01)	-0,01 (0,02)
Provinces de l'Atlantique	-0,02 (0,04)	-0,09 (0,05)	-0,40** (0,06)
Québec	-0,06 (0,05)	-0,16** (0,05)	-0,25** (0,06)
Provinces des Prairies	-0,06 (0,04)	-0,19** (0,05)	-0,21** (0,05)
Colombie-Britannique	-0,09 (0,05)	-0,19** (0,07)	-0,11 (0,07)

Voir la note générale n° 3.

Tableau A.7
Modèle des risques proportionnels de Cox appliqué aux déterminants des
périodes de non-emploi en 1988-1990

	1988	1988-1989	1988-1990	1989	1989-1990	1990
UI88	-0,36** (0,03)	-0,17** (0,05)	0,03 (0,11)	—	—	—
UI89	—	0,38** (0,04)	0,17 (0,12)	-0,41** (0,04)	-0,25** (0,05)	—
UI90	—	—	1,37** (0,11)	—	0,34** (0,05)	0,25** (0,05)
Sexe masculin	0,18** (0,03)	0,30** (0,03)	0,30** (0,10)	0,15** (0,04)	0,36** (0,04)	0,34** (0,05)
Marié(e)	-0,04 (0,04)	0,11** (0,04)	-0,29* (0,11)	-0,00 (0,05)	0,18** (0,05)	0,18** (0,06)
Minorité visible	-0,02 (0,09)	-0,19 (0,10)	0,13 (0,25)	-0,01 (0,13)	-0,08 (0,12)	-0,23 (0,13)
Âge	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,04** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,02** (0,00)	-0,02** (0,00)
Années de scolarité	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,06** (0,02)	-0,01 (0,01)	0,04** (0,01)	0,03* (0,01)
Nombre d'enfants à charge	-0,02 (0,01)	0,02 (0,01)	0,02 (0,04)	-0,01 (0,02)	0,03 (0,02)	0,07** (0,02)
Provinces de l'Atlantique	-0,05 (0,05)	-0,03 (0,06)	-0,03 (0,15)	-0,12 (0,06)	0,05 (0,05)	-0,19* (0,08)
Québec	-0,06 (0,05)	0,07 (0,07)	-0,07 (0,16)	-0,08 (0,07)	-0,09 (0,07)	-0,26** (0,08)
Provinces des Prairies	-0,04 (0,05)	0,04 (0,06)	0,07 (0,15)	-0,07 (0,06)	-0,17** (0,06)	-0,07 (0,07)
Colombie-Britannique	-0,10 (0,06)	-0,03 (0,08)	0,19 (0,18)	-0,12 (0,08)	-0,11 (0,08)	0,20* (0,09)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1988, 1989 ou 1990 dans un modèle de régression à l'aide des risques de Cox appliqués aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi; toutes les durées des périodes de non-emploi sont utilisées dans l'estimation.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.8
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations et tirés de l'application du modèle de risque de Cox appliqués aux déterminants des périodes de non-emploi en 1986-1987, selon le numéro d'ordre

Période	Périodes 1986		Périodes 1986-1987		Périodes 1987	
	UI86	UI86	UI87	UI87	UI87	UI87
1	-0,22** (0,03)	0,06 (0,04)	0,78** (0,04)	-0,16** (0,04)		
2	-0,07 (0,06)	0,00 (0,09)	0,47** (0,09)	0,06 (0,05)		
3	0,01 (0,11)	-0,04 (0,18)	0,77** (0,18)	0,10 (0,08)		
4	0,00 (0,21)	-0,31 (0,24)	0,62* (0,26)	0,07 (0,13)		
5	0,20 (0,44)	-0,39 (0,64)	1,57* (0,64)	-0,03 (0,20)		

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1986 ou en 1987 dans un modèle de risque mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi. Le modèle tient compte de l'ensemble des périodes de non-emploi.

Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.9
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations et tirés de l'application du modèle de risque de Cox appliqués aux déterminants des périodes de non-emploi en 1988-1990, selon le numéro d'ordre

	1988	1988-1989	1988-1990	1989	1989-1990	1990
PREMIÈRES PÉRIODES						
UI88	-0,36** (0,03)	-0,17** (0,05)	0,03 (0,11)	—	—	—
UI89	—	0,38** (0,04)	0,17 (0,12)	-0,41** (0,04)	-0,25** (0,05)	—
UI90	—	—	1,37** (0,11)	—	0,34** (0,05)	0,25** (0,05)
DEUXIÈMES PÉRIODES						
UI88	-0,20* (0,10)	-0,20 (0,12)	0,45 (0,28)	—	—	—
UI89	—	0,32** (0,11)	-0,45 (0,29)	-0,14* (0,05)	-0,00 (0,06)	—
UI90	—	—	1,42** (0,36)	—	0,57** (0,05)	0,18** (0,05)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1988, 1989 ou en 1990 dans un modèle de risque mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi. Le modèle tient compte de l'ensemble des périodes de non-emploi.

Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.10
Modèle des risques proportionnels de Cox appliqué aux déterminants des
périodes de non-emploi en 1988-1990 utilisant les variables associées à la
perception de prestations durant la période visée

	Spécification 1	Spécification 2
Perception de prestations durant la période	0,83** (0,03)	—
Semaines de perception	—	0,02** (0,00)
Sexe masculin	0,36** (0,02)	0,35** (0,02)
Marié(e)	0,12 (0,01)	0,16** (0,02)
Minorité visible	-0,09 (0,05)	-0,09* (0,05)
Âge	-0,02** (0,00)	-0,02** (0,00)
Années de scolarité	0,02** (0,00)	0,03** (0,00)
Nombre d'enfants à charge	0,02* (0,01)	0,01 (0,01)
Provinces de l'Atlantique	-0,04 (0,02)	-0,05* (0,02)
Québec	-0,08 (0,03)	-0,08** (0,03)
Provinces des Prairies	-0,01 (0,02)	-0,02 (0,02)
Colombie-Britannique	-0,07* (0,03)	0,06 (0,03)

Basé sur une méthode d'estimation à risques proportionnels appliquée à l'échantillon intégral des périodes en 1988-1990 et utilisant les données sur la perception de prestations au cours de la période et sur la durée de cette perception.

Tableau A.11
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations
et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués
aux déterminants des périodes de non-emploi en 1986-1987

	Périodes 1986		Périodes 1986-1987	
	UI86	UI86	UI87	UI87
SECTEUR D'ACTIVITÉS				
Secteur primaire	-0,11 (0,15)	0,15 (0,13)	1,08** (0,13)	0,19 (0,21)
Secteur de la fabrication	0,15 (0,10)	0,39** (0,09)	1,03** (0,09)	0,25* (0,13)
Secteur des services	-0,48** (0,05)	-0,03 (0,06)	0,63** (0,06)	-0,35** (0,07)
PROFESSION				
Gestion/professions libérales	-0,64** (0,10)	-0,07 (0,11)	0,56** (0,11)	-0,42** (0,12)
Travail de bureau	-0,20 (0,11)	0,13 (0,12)	0,64** (0,12)	0,04 (0,13)
Ventes/services	-0,63** (0,09)	-0,29** (0,10)	0,57** (0,10)	-0,62** (0,12)
Autres	0,00 (0,07)	0,30** (0,06)	1,00** (0,06)	0,09 (0,09)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1986 ou en 1987 dans un modèle de risque mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi. Le modèle tient compte de l'ensemble des périodes de non-emploi.

Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.12
Coefficients des variables associées à la perception de prestations durant une période donnée et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de non-emploi en 1988-1990

Secteur d'activité				
	Secteur primaire	Secteur de la fabrication	Secteur des services	
Perception de prestations durant la période	1,22** (0,12)	1,23** (0,07)	0,99** (0,05)	
Semaines de perception	0,03** (0,01)	0,03** (0,00)	0,03** (0,00)	
Profession				
	Gestion/professions libérales	Travail de bureau	Ventes/services	Autres
Perception de prestations durant la période	1,17** (0,09)	1,05** (0,09)	0,55** (0,10)	1,22** (0,06)
Semaines de perception	-0,01 (0,01)	-0,02* (0,01)	-0,06** (0,01)	-0,02** (0,00)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations dans un modèle de risques concurrents mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi en 1988-1990.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.13
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations
et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués
aux déterminants des périodes de non-emploi en 1986-1987

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987	Périodes 1987	
	UI86	UI86	UI87	
RÉGIME D'EMPLOI				
Temps plein	-0,21** (0,05)	0,22** (0,05)	0,91** (0,05)	-0,11 (0,06)
Temps partiel	-0,58** (0,08)	-0,26** (0,08)	0,28** (0,08)	-0,43** (0,10)
DURÉE DE LA PÉRIODE D'EMPLOI				
Emploi de courte durée – Moins de 15 semaines	-0,15* (0,07)	-0,05 (0,08)	0,92** (0,08)	-0,22* (0,11)
Emploi de longue durée – Plus de 14 semaines	-0,43** (0,06)	0,18** (0,05)	0,75** (0,05)	-0,19** (0,06)
Emploi de courte durée – Moins de 10 semaines	-0,21* (0,09)	-0,08 (0,11)	0,74** (0,11)	-0,17 (0,14)
Emploi de longue durée – Plus de 9 semaines	-0,36** (0,05)	0,15** (0,05)	0,81** (0,05)	-0,20** (0,06)
Emploi de courte durée – Moins de 5 semaines	-0,09 (0,13)	-0,10 (0,19)	0,67** (0,19)	-0,08 (0,21)
Emploi de longue durée – Plus de 4 semaines	-0,35** (0,05)	0,13** (0,05)	0,80** (0,04)	-0,20** (0,06)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1986 ou en 1987 dans un modèle de risques concurrents mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.14
Coefficients des variables associées à la perception de prestations et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de non-emploi en 1988-1990

	Régime d'emploi	
	Temps plein	Temps partiel
Perception de prestations durant la période	1,24** (0,04)	0,66** (0,09)
Semaines de perception	0,03** (0,00)	0,02** (0,01)

	Durée de la période d'emploi	
	Emploi de courte durée Moins de 15 semaines	Emploi de longue durée Plus de 14 semaines
Perception de prestations durant la période	-3,63** (1,00)	1,24** (0,04)
Semaines de perception	-1,02 (0,64)	0,03** (0,00)

*Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1988, 1989 ou 1990 dans un modèle de risques concurrents mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de non-emploi.
 Voir aussi la note générale n° 4.*

Tableau A.15
Statistiques sommaires sur les périodes de chômage en 1986-1987 dans
l'enquête sur l'activité et dans l'enquête sur la population active, selon le
numéro d'ordre

	Durée (mois)	Tronquées à droite	Aboutissement : passage à une situation d'emploi	Aboutissement : retrait de la population active	N
Numéro d'ordre					
1	1,82 (1,15)	0,41 (0,49)	0,31 (0,47)	0,27 (0,44)	6 841
2	1,34 (0,59)	0,69 (0,46)	0,16 (0,37)	0,15 (0,35)	797
3	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	12

Source : Enquête sur l'activité et enquête sur la population active, 1986-1987.

Les données statistiques sommaires sur la durée des périodes de chômage tirées de l'enquête sur l'activité de 1986-1987 et appariées aux données correspondantes de l'enquête sur la population active présentées dans la colonne « Durée » sont exprimées en mois, celles de la colonne « Tronquées à droite » correspondent à la proportion des périodes de chômage toujours en cours à la fin de la période couverte par l'échantillon de l'EPA, et celles des deux colonnes suivantes correspondent à la proportion des périodes de chômage ayant abouti respectivement à une situation d'emploi ou à un retrait de la population active. La colonne « N » donne la taille de l'échantillon.

Tableau A.16
Statistiques sommaires sur les périodes de chômage en 1988-1989 dans
l'enquête sur l'activité et dans l'enquête sur la population active, selon le
numéro d'ordre

	Durée (mois)	Tronquées à droite	Aboutissement : passage à une situation d'emploi	Aboutissement : retrait de la population active	N
Numéro d'ordre					
1	1,78 (1,10)	0,41 (0,49)	0,31 (0,46)	0,28 (0,45)	4 456
2	1,27 (0,52)	0,76 (0,43)	0,11 (0,32)	0,12 (0,33)	567
3	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	5

Source : Enquête sur l'activité et enquête sur la population active, 1988-1990.

Les données statistiques sommaires sur la durée des périodes de chômage tirées de l'enquête sur l'activité de 1988-1990 et appariées aux données correspondantes de l'enquête sur la population active présentées dans la colonne « Durée » sont exprimées en mois, celles de la colonne « Tronquées à droite » correspondent à la proportion des périodes de chômage toujours en cours à la fin de la période couverte par l'échantillon de l'EPA, et celles des deux colonnes suivantes correspondent à la proportion des périodes de chômage ayant abouti respectivement à une situation d'emploi ou à un retrait de la population active. La colonne « N » donne la taille de l'échantillon.

Tableau A.17
Modèle des risques concurrents et proportionnels de Cox appliqué aux
déterminants des périodes de chômage en 1986-1987 : risque de passage à
une situation d'emploi

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987	Périodes 1987
UI86	-0,15 (0,12)	-0,42** (0,16)	—
UI87	—	-0,17 (0,16)	-0,11 (0,07)
Sexe masculin	0,11 (0,11)	-0,12 (0,14)	0,21** (0,07)
Marié(e)	0,02 (0,12)	-0,15 (0,16)	0,12 (0,07)
Minorité visible	0,15 (0,29)	0,18 (0,28)	-0,18 (0,20)
Âge	-0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,00 (0,00)
Années de scolarité	0,03 (0,03)	0,05 (0,04)	0,03 (0,02)
Nombre d'enfants à charge	-0,10* (0,04)	0,15** (0,05)	0,02 (0,02)
Provinces de l'Atlantique	-0,37* (0,17)	-0,48* (0,20)	-0,29** (0,09)
Québec	-0,27 (0,19)	-0,39 (0,24)	-0,20 (0,11)
Provinces des Prairies	-0,08 (0,17)	-0,38 (0,20)	-0,25* (0,10)
Colombie-Britannique	-0,15 (0,12)	-0,39 (0,25)	-0,01 (0,12)

** Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 1 p. 100

* Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 5 p. 100

Tableau A.18
Modèle des risques concurrents et proportionnels de Cox appliqué aux
déterminants des périodes de chômage en 1986-1987 : risque de passage
à un retrait de la population active

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987	Périodes 1987
UI86	0,17 (0,13)	-0,28 (0,16)	—
UI87	—	-0,40* (0,16)	-0,52** (0,08)
Sexe masculin	-0,19 (0,12)	-0,02 (0,14)	-0,28** (0,08)
Marié(e)	0,09 (0,14)	0,02 (0,15)	-0,03 (0,09)
Minorité visible	0,15 (0,37)	0,02 (0,33)	0,01 (0,24)
Âge	-0,00 (0,00)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,00)
Années de scolarité	-0,11** (0,04)	-0,06 (0,04)	-0,07** (0,02)
Nombre d'enfants à charge	0,07 (0,04)	0,05 (0,05)	0,00 (0,03)
Provinces de l'Atlantique	0,52* (0,22)	0,73** (0,26)	0,41** (0,12)
Québec	0,63** (0,23)	1,05** (0,27)	0,33* (0,14)
Provinces des Prairies	0,39 (0,23)	0,41 (0,27)	-0,16 (0,14)
Colombie-Britannique	0,45 (0,26)	0,18 (0,33)	-0,06 (0,17)

** Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 1 p. 100

* Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 5 p. 100

Tableau A.19
Modèle des risques concurrents et proportionnels de Cox appliqué aux
déterminants des périodes de chômage en 1988-1990 : risque de passage
à une situation d'emploi

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987	Périodes 1987
UI88	0,05 (0,12)	-0,03 (0,13)	—
UI89	—	0,04 (0,13)	-0,14 (0,08)
Sexe masculin	-0,04 (0,11)	0,02 (0,12)	0,10 (0,08)
Marié(e)	0,09 (0,12)	-0,11 (0,14)	0,13 (0,10)
Minorité visible	-0,02 (0,35)	-0,63 (0,46)	0,15 (0,20)
Âge	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	-0,00 (0,00)
Années de scolarité	-0,00 (0,03)	0,02 (0,02)	-0,00 (0,02)
Nombre d'enfants à charge	0,01 (0,05)	0,13** (0,05)	0,05 (0,03)
Provinces de l'Atlantique	-0,36* (0,18)	-0,60** (0,20)	-0,59** (0,12)
Québec	-0,56** (0,21)	-0,50* (0,22)	-0,48** (0,14)
Provinces des Prairies	0,14 (0,18)	-0,27 (0,21)	-0,43** (0,14)
Colombie-Britannique	-0,43* (0,21)	-0,48* (0,24)	-0,18 (0,16)

** Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 1 p. 100

* Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 5 p. 100

Tableau A.20
Modèle des risques concurrents et proportionnels de Cox appliqué aux
déterminants des périodes de chômage en 1988-1989 : risque de passage
à un retrait de la population active

	Périodes 1988	Périodes 1988-1989	Périodes 1989
UI88	-0,05 (0,13)	0,17 (0,13)	—
UI89	—	-0,12 (0,13)	-0,06 (0,09)
Sexe masculin	0,05 (0,12)	-0,32** (0,12)	-0,16 (0,08)
Marié(e)	-0,07 (0,13)	0,37* (0,15)	0,11 (0,10)
Minorité visible	-0,01 (0,39)	-0,01 (0,42)	0,02 (0,27)
Âge	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,01 (0,00)
Années de scolarité	0,01 (0,03)	-0,05 (0,03)	-0,00 (0,02)
Nombre d'enfants à charge	-0,09 (0,05)	0,02 (0,05)	0,02 (0,04)
Provinces de l'Atlantique	0,58* (0,23)	-0,06 (0,22)	0,02 (0,14)
Québec	0,71** (0,24)	0,04 (0,24)	-0,06 (0,16)
Provinces des Prairies	-0,20 (0,28)	-0,01 (0,24)	-0,36* (0,17)
Colombie-Britannique	0,50 (0,26)	-0,87** (0,31)	-0,64** (0,23)

** Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 1 p. 100

* Coefficient statistiquement différent de zéro, à un niveau de signification de 5 p. 100

Tableau A.21
Coefficients des variables associées à la perception de prestations durant
une période donnée et tirés de l'application du modèle de risque unique et
du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des
périodes de chômage 1988-1989

	Risques concurrents		
	Risque unique	Passage à une situation d'emploi	Retrait de la population active
Perception de prestations durant la période	0,31 (0,23)	0,11 (0,36)	0,48 (0,29)
Semaines de perception	-0,02 (0,02)	-0,01 (0,03)	-0,03 (0,03)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations durant la période dans un modèle de risque unique ou dans un modèle de risques concurrents appliqué aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.22
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en 1986-1987

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987		Périodes 1987
	UI86	UI86	UI87	UI87
Secteur primaire	0,39 (0,63)	1,78 (1,16)	-0,32 (0,77)	-0,51 (0,28)
Secteur de la fabrication	0,08 (0,46)	-0,26 (0,41)	0,04 (0,40)	0,57** (0,20)
Secteur des services	-0,06 (0,22)	0,02 (0,32)	-0,77* (0,31)	-0,31 (0,13)
Retrait de la population active	-0,05 (0,13)	-0,37* (0,16)	-0,37* (0,16)	-0,52** (0,08)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1986 ou en 1987 dans un modèle de risques concurrents mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.23
Coefficients des variables associées à la perception de prestations durant une période donnée et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en 1988-1989

	Secteur d'activité			
	Secteur primaire	Secteur de la fabrication	Secteur des services	Retrait de la population active
Perception de prestations durant la période	3,91** (1,30)	—	—	0,54 (0,41)
Semaines de perception	0,33* (0,13)	—	—	-0,01 (0,04)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations durant la période dans un modèle de risques concurrents appliqués aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.24
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations
durant une période donnée et tirés de l'application du modèle de risques
concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en
1986-1987

	Périodes 1986		Périodes 1986-1987		Périodes 1987	
	UI86		UI86	UI87	UI87	
Gestion/professions libérales	-0,02 (0,45)		-0,47 (0,66)	-0,76 (0,62)		-0,36 (0,27)
Travail de bureau	0,49 (0,53)		0,52 (0,65)	-0,74 (0,58)		-0,13 (0,29)
Ventes/services	-0,39 (0,43)		0,47 (0,48)	-2,59** (0,67)		-0,48* (0,22)
Autres	0,03 (0,29)		-0,20 (0,35)	0,47 (0,35)		0,15 (0,14)
Retrait de la population active	-0,05 (0,13)		-0,37* (0,16)	-0,37* (0,16)		-0,52** (0,08)1

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1986 ou en 1987 dans un modèle de risques concurrents mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.25
Coefficients des variables associées à la perception de prestations durant
une période donnée et tirés de l'application du modèle de risques concurrents
de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en 1988-1989

	Profession				
	Gestion/ professions libérales	Travail de bureau	Ventes/ services	Autres	Retrait de la population active
Perception de prestations durant la période	—	—	1,89 (1,06)	2,03** (0,60)	0,54 (0,41)
Semaines de perception	—	—	0,07 (0,07)	0,08* (0,04)	-0,01 (0,04)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations durant la période dans un modèle de risques concurrents appliqués aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.26
Coefficients des variables auxiliaires associées à la perception de prestations et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en 1986-1987

	Périodes 1986	Périodes 1986-1987		Périodes 1987
	UI86	UI86	UI87	UI87
Temps plein	0,25 (0,26)	0,06 (0,32)	-0,33 (0,30)	0,14 (0,13)
Temps partiel	-0,24 (0,31)	-0,54 (0,50)	-0,30 (0,56)	-0,17 (0,24)
Retrait de la population active	-0,05 (0,13)	-0,34* (0,16)	-0,40* (0,16)	-0,53** (0,08)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations en 1986 ou en 1987 dans un modèle de risques concurrents mis au point par Cox et appliqué aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
 Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.27
Coefficients des variables associées à la perception de prestations durant une période donnée et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en 1988-1989

	Régime d'emploi		
	Temps plein	Temps partiel	Retrait de la population active
Perception de prestations durant la période	2,10** (0,52)	—	0,54 (0,41)
Semaines de perception	0,07* (0,03)	—	-0,01 (0,04)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations durant la période dans un modèle de risques concurrents appliqué aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
 Voir aussi la note générale n° 4.
 Le symbole — indique que l'équation estimée ne converge pas.

Tableau A.28

Coefficients des variables associées à la perception de prestations durant une période donnée et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en 1986-1987

	Périodes 1986		Périodes 1986-1987		Périodes 1987	
	UI86		UI86		UI87	
Emploi de courte durée – Moins de 15 semaines	-0,17 (0,24)		-0,36 (0,76)		-0,29 (0,75)	0,55 (0,25)
Emploi de longue durée – Plus de 14 semaines	0,33 (0,31)		0,02 (0,25)		-0,49** (0,24)	-0,22* (0,11)
Retrait de la population active	-0,05 (0,13)		-0,37* (0,16)		-0,37* (0,16)	-0,52** (0,08)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations durant la période 1986 ou 1987 dans un modèle de risques concurrents appliqué aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
Voir aussi la note générale n° 4.

Tableau A.29

Coefficients des variables associées à la perception de prestations durant une période donnée et tirés de l'application du modèle de risques concurrents de Cox appliqués aux déterminants des périodes de chômage en 1988-1989

	Genre d'emploi		
	Emploi de courte durée (Moins de 15 semaines)	Emploi de longue durée (Plus de 14 semaines)	Retrait de la population active
Perception de prestations durant la période	—	1,97** (0,51)	0,54 (0,41)
Semaines de perception	—	0,07 (0,03)	-0,01 (0,04)

Chacune des données correspond au coefficient de la variable auxiliaire indiquant qu'il y a eu perception de prestations durant la période dans un modèle de risques concurrents appliqué aux déterminants de la durée des périodes de chômage.
Voir aussi la note générale n° 4.
Le symbole — indique que l'équation estimée ne converge pas.



Bibliographie

- Abowd, John M. et Arnold Zellner, “Estimating Gross Labour Force Flows”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 3, 1985, pp. 254-283.
- Cox, David R., “Regression Models and Life Tables (with discussion)”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, B 34, 1972, pp. 187-220.
- Cox, David R. et David Oakes, *Analysis of Survival Data*, London, Chapman & Hall, 1985.
- Jones, Stephen R.G. et W. Craig Riddell, “Measurement of Labour Force Dynamics Using the Longitudinal Data: The LMAS Filter”, in *Journal of Labour Economics*, avril 1995.
- Kalbfleisch, John D. et Robert L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley, 1980.
- Kiefer, Nicholas M., “Economic Duration Data and Hazard Functions”, in *Journal of Economic Literature*, n° 26, 1988, pp. 646-679.
- Lancaster, Tony, *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge, Royaume-Uni, Cambridge University Press, 1990.
- Lévesque, Jean-Marc, *Comparaison des données sur le chômage provenant de deux sources : le programme d'assurance-chômage et l'enquête sur la population active*, comptes rendus, Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages, Statistique Canada, avril 1987.
- « Les chômeurs et l'assurance-chômage », in *L'emploi et le revenu en perspective*, hiver, 1989, pp. 49-57.
- Meyer, Bruce D., “Classification-Error Models and Labor-Market Dynamics”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 6, 1988, pp. 385-390.
- Michaud, Sylvie, Mike Egan, Georges Lemaître et T. Scott Murray, *Invisible Seams: The Experience with the Canadian Labour Market Activity Survey*, document photocopié, Statistique Canada, 1991.
- Poterba, James M. et Lawrence H. Summers, “Reporting Errors and Labor Market Dynamics”, in *Econometrica*, n° 54, 1986, pp. 1319-1338.
- Stasny, Elizabeth A., “Modelling Nonignorable Nonresponse in Categorical Panel Data With an Example in Estimating Gross Labor-Force Flows”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 6, 1988, pp. 207-219.

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 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. Erksoy, 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**
Erksoy, 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. et S. Phipps, 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 de l'EPCC**
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.