



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 162

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-660-96476-7

Document de recherche

Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : Tendances et comparaisons avec les résultats américains

par Andrew Heisz

Analyse des entreprises et du marché du travail
24, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : Tendances et comparaisons avec les résultats américains

par Andrew Heisz

N° 162

**11F0019MIF N° 162
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-660-96476-7**

Analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^e étage, Ottawa, K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements

Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : linfostats@statcan.ca

16 octobre 2002

Une version antérieure du présent document, rédigée en collaboration avec Mark Walsh, a été présentée à la réunion de l'Association canadienne d'économique tenue à l'Université de la Colombie-Britannique en mai 2000. David Green a fait des commentaires très utiles.

Le présent document représente les vues des auteurs et ne reflète pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

I.	Introduction	1
	Résultats	1
2.	Problèmes liés aux données et aux mesures	4
	Mesure de la stabilité d'emploi	4
	Données	8
	Attraction des nombres ronds	10
	Questions relatives à la scolarité	11
	Rajustement cyclique	11
	Erreurs types	11
3.	Stabilité d'emploi : Polarisation de la distribution canadienne de la durée d'occupation de l'emploi en cours	12
4.	Taux de maintien de l'emploi sur un an	14
	Tous les travailleurs	14
	Selon le groupe démographique	16
5.	Stabilité d'emploi : Comparaisons entre le Canada et les États-Unis	18
	Taux de maintien de l'emploi sur quatre ans	18
6.	Conclusion	19
	BIBLIOGRAPHIE	43

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Résumé

À partir des données canadiennes de l'Enquête sur la population active de 1976 à 2001, nous examinons la stabilité des emplois actuellement occupés, grâce à une méthode similaire à celle de Diebold, Neumark et Polsky (1997), ainsi que Neumark, Polsky et Hansen (1999, 2000), qui ont analysé les données de la "Current Population Survey" aux États-Unis. Nous constatons que la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours comportait davantage d'emplois de longue durée et d'emplois de courte durée, ce qui laisse supposer qu'il existe une polarisation de la durée d'occupation de l'emploi. Toutefois, un examen des taux de maintien de l'emploi, soit la probabilité conditionnelle qu'un emploi dure de un à quatre ans de plus, montre que les emplois sont demeurés stables au cours de la période étudiée. Un examen plus poussé révèle que les données canadiennes comportent deux phases. La période de 1977 à 1993 a été caractérisée par une diminution de la stabilité d'emploi, particulièrement des emplois pour lesquels la durée d'occupation initiale est inférieure à un an. La deuxième phase, de 1993 à 2001, a été caractérisée par un renversement de cette tendance, de sorte qu'à la fin de la période, les emplois, peu importe leur durée, avaient tous le même niveau de stabilité qu'à la fin des années 70. De façon générale, nous n'avons pas observé de tendance d'ensemble à la baisse de la stabilité d'emploi pour l'un ou l'autre sexe ou pour l'un des groupes d'âge ou des niveaux de scolarité.

L'utilisation des méthodes américaines nous permet de procéder à des comparaisons internationales. Nous avons déterminé que la stabilité d'emploi a augmenté 1,2 % au Canada et a diminué de 1,0 % au États-Unis entre 1987 et 1995. Les taux de maintien de l'emploi pour les emplois dont la durée d'occupation initiale est courte (deux ans ou moins) ont augmenté de façon similaire aux États-Unis et au Canada, tandis que les États-Unis ont enregistré des diminutions plus importantes de la stabilité d'emploi chez les travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est moyenne ou longue. Nous pensons que cette différence tient à une reprise économique relativement lente au Canada dans les années 90 qui a réduit la mobilité professionnelle des travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est moyenne, comparativement à la décennie précédente. Les résultats d'un examen de l'élasticité de la durée d'occupation de l'emploi, qui a révélé que celle-ci est contre cyclique et plus importante dans le cas des travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est moyenne, viennent étayer cette hypothèse.

Mots clés : stabilité d'emploi, sécurités d'emploi, emploi

JEL : J21, J60

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



I. Introduction

En 1995, Henry Farber écrivait que la prétendue disparition du « super emploi » aux États-Unis était grandement exagérée. Il faisait allusion aux résultats qui montrent que la distribution de la durée d'occupation de l'emploi n'a pas beaucoup changé aux États-Unis de 1973 à 1993, sauf dans le cas digne de mention des emplois de longue durée, qui sont devenus plus rares pour les personnes les moins scolarisées, particulièrement les hommes. Diebold, Neumark et Polsky (1997) sont arrivés à des conclusions similaires au moyen d'une méthodologie différente. Neumark, Polsky et Hansen (1999) ont procédé à une mise à jour de ces travaux et ont déterminé que la stabilité d'emploi globale a diminué légèrement au cours de la première moitié des années 90, de façon plus marquée toutefois pour les travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est longue.

Les données recueillies jusqu'ici laissent supposer que la stabilité d'emploi a évolué très différemment au Canada et aux États-Unis, particulièrement durant les années 90. Dans des travaux portant sur la distribution de la durée d'occupation de l'emploi, de 1979 à 1989 et en 1991, Green et Riddell (1997) ont déterminé que cette distribution s'est polarisée de telle sorte qu'à la fin de la période on comptait davantage d'emplois de courte durée et d'emplois de longue durée. Ils ont aussi observé une tendance vers des emplois de plus courte durée chez les plus jeunes et les moins scolarisés des travailleurs. Heisz (1999) a noté une baisse de la durée de l'emploi chez les travailleurs plus âgés et moins scolarisés de 1981 à 1996. Même si ces conclusions ne sont pas surprenantes, compte tenu des changements qui se sont produits aux États-Unis, les progrès réalisés vers la fin des années 90 semblent indiquer une tendance tout à fait différente. Picot, Heisz et Nakamura (2000) ont mis à jour les travaux de Heisz (1999) et ont permis de déterminer que la stabilité d'emploi a augmenté considérablement tout au long des années 90, ce qui a compensé les diminutions enregistrées lors des années 80. La stabilité d'emploi a atteint ses niveaux les plus élevés depuis 1981, probablement en raison de la faiblesse de la croissance économique et donc du faible taux d'embauche.

Le présent document comporte deux objectifs. Tout d'abord, nous tentons de saisir les tendances relatives canadiennes et américaines. La stratégie est simple. Elle consiste à reproduire le plus fidèlement possible les méthodologies utilisées dans les études américaines, à partir de données canadiennes. De façon plus particulière, nous mettons l'accent sur les méthodes utilisées par Diebold, Neumark et Polsky (1997) et reprises par Neumark, Polsky et Hansen (1999, 2000) (appelés ci-après DNP et NPH respectivement).

En deuxième lieu, nous voulons procéder à une mise à jour des données sur la stabilité d'emploi au Canada jusqu'à la fin de 2001. Ce faisant, nous souhaitons comprendre comment évolue, d'une part, la distribution des emplois en cours, à l'instar de Farber (1995) et Green et Riddell (1996) et, d'autre part, la fonction sous-jacente de survie, comme l'ont fait les chercheurs américains. Afin de rendre notre analyse comparable à celles qui ont eu cours aux États-Unis, nous avons omis les travailleurs autonomes non incorporés. Par conséquent, le pourcentage des travailleurs canadiens couverts par la présente étude est près de 90 % la plupart des années.

Résultats

Nous aborderons d'abord notre deuxième objectif. En examinant la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours, nous constatons que la durée moyenne des emplois en cours a

augmenté considérablement durant la période à l'étude. En outre, nous arrivons aux mêmes conclusions que Green et Riddell, à savoir qu'il y a eu polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours à partir de 1983. Dans le cas des hommes, cette polarisation était attribuable principalement à une augmentation de la fraction des emplois dont la durée d'occupation était courte. Dans le cas des femmes, elle a été dominée par l'augmentation de la fraction des emplois de longue durée, laquelle est probablement attribuable à l'augmentation historique des taux d'activité des femmes.

Les changements au fil du temps dans la distribution des emplois en cours sont difficiles à interpréter. Par conséquent, la plus grande partie du présent document porte sur les changements des taux de maintien de l'emploi, qui représentent la probabilité conditionnelle qu'un emploi durera de un à quatre ans de plus.

La stabilité d'emploi mesurée par les taux moyens de maintien de l'emploi sur un an a affiché une tendance à la hausse au cours de la période étudiée, du fait notamment de l'augmentation des taux de maintien de l'emploi à la fin des années 90. Nous montrons que la probabilité conditionnelle de maintenir un emploi augmente selon la durée d'occupation initiale (jusqu'à au moins 15 ans). Ainsi, cette tendance à la hausse des taux de maintien de l'emploi est en grande partie liée à l'augmentation de la durée d'occupation de l'emploi initiale chez les travailleurs. En effet, lorsque cette composition est maintenue constante, cette tendance à la hausse est nettement plus faible.

Lorsqu'on examine les taux de maintien de l'emploi pour des emplois de diverses durées initiales, on n'observe pas de fortes tendances lors l'ensemble de la période quant aux taux de maintien de l'emploi pour les emplois de courte, moyenne ou longue durée. Un examen plus poussé révèle deux phases distinctes dans les données, l'une allant de la fin des années 70 à 1993 environ et l'autre, de 1993 à au moins 2001. La première période a été caractérisée par une diminution de la stabilité d'emploi pour les emplois d'une durée inférieure à un an. Cette tendance a connu un renversement après 1993 de sorte qu'en 2001, la stabilité d'emploi pour les emplois d'une durée inférieure à un an se situait aux niveaux enregistrés dans les années 70. Les emplois dont la durée d'occupation initiale était d'au moins un an mais de moins de deux ans ont connu une plus grande stabilité entre 1990 et 1994. Par ailleurs, on constate de légères diminutions de la stabilité d'emploi dans le cas des emplois d'une durée de deux à neuf ans au cours des deux dernières décennies. Le résultat net de ces changements est une légère baisse de la stabilité d'emploi lors des années 1980, compensée par une plus grande augmentation au cours des années 1990.

Les changements sous-jacents des taux agrégés de maintien de l'emploi correspondent à des événements qui touchent différents groupes démographiques. Les conclusions selon lesquelles la stabilité d'emploi n'a pas changé au cours de cette période pourraient masquer les changements qu'ont connus des sous-groupes particuliers de travailleurs. Nous tenons compte de l'effet de l'évolution cyclique de l'économie en examinant les changements qui surviennent à des points semblables du cycle économique. Ainsi, lorsque nous comparons la période 1978 à 1980 aux périodes 1987 à 1989 et 1999-2001, nous constatons que la tendance de variation des taux de maintien de l'emploi observée au niveau agrégé est aussi celle de la plupart des sous-groupes. Les années 80 ont été caractérisées par une diminution de la stabilité d'emploi dans le cas des emplois dont la durée d'occupation initiale était courte pour la plupart des groupes démographiques, mais plus particulièrement pour les travailleurs moins scolarisés et plus jeunes. Les années 90 ont été caractérisées par un renversement de ces tendances. Il semble, d'après ces tendances, que les

années 80 ont été quelque peu différentes, particulièrement dans le cas des emplois dont la durée d'occupation courante était courte, et que dans les années 90 la stabilité d'emploi se situait aux niveaux enregistrés dans les années 70.

Même si, dans le cas de la plupart des groupes, les taux de maintien de l'emploi de la fin des années 90 étaient égaux ou supérieurs à ceux observés vers la fin des années 70, on constate quelques exceptions. La stabilité d'emploi a diminué pour les jeunes femmes de 15 à 24 ans et pour les femmes ayant tout au plus un diplôme d'études secondaires (bien qu'elle ait augmenté dans les années 90 pour les deux groupes, les hausses n'étaient pas suffisantes pour compenser les baisses survenues dans les années 80). Ces changements reflètent peut-être l'évolution de la population active et les tendances d'activité post secondaire des jeunes femmes. Au cours des années 80, on a également constaté, une légère baisse de la stabilité d'emploi chez les hommes avec une ancienneté d'emploi variant entre 2 et 9 ans, mais pas lors des années 1990. On ne conclure que ces changements sont des indications de tendances à long terme.

Il est difficile d'établir un lien entre ces changements quant à la stabilité d'emploi et ceux qui touchent la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours, étant donné que la variation des taux historiques d'entrée et de maintien de l'emploi influe sur cette dernière. Toutefois, comme le montre l'examen des taux de maintien de l'emploi, les augmentations de la fraction des emplois de courte durée en cours à la fin des années 80 semblent être le fait d'un changement quant à la distribution sous-jacente de la durée d'occupation de l'emploi, comme c'est le cas pour la diminution graduelle des emplois de durée moyenne au cours de la même période. D'autres changements, comme l'augmentation de la fraction de travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi en cours est longue, s'expliquent sans doute par d'autres facteurs comme les variations historiques des taux d'entrée.

Enfin, si l'on compare les taux de maintien de l'emploi au Canada et aux États-Unis, on constate que la stabilité d'emploi a diminué davantage au Canada de 1987 à 1991 et, a augmenté davantage de 1991 à 1995. (Seuls les résultats pour 1987, 1991 et 1995 sont disponibles pour les États-Unis). De 1987 à 1995, la probabilité moyenne qu'un emploi dure quatre ans de plus a augmenté de 1,2 point de pourcentage au Canada mais baissé de 1,0 point de pourcentage aux États-Unis. Les taux de maintien, dans le cas des emplois pour lesquels la durée d'occupation initiale est courte (de deux ans ou moins) ont augmenté de façon semblable aux États-Unis et au Canada, tandis que les États-Unis ont enregistré des baisses plus importantes de la stabilité d'emploi pour les travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est longue. On a constaté des baisses de la stabilité d'emploi dans tous les groupes d'âge aux États-Unis, mais seulement pour les travailleurs de 15 à 24 ans au Canada. La stabilité d'emploi a augmenté pour les femmes au Canada et aux États-Unis, et baissé pour les hommes aux États-Unis mais non au Canada. Dans l'ensemble, au cours de la période 1987 à 1995, la stabilité d'emploi a augmenté au Canada plus qu'aux États-Unis dans la plupart des catégories d'emploi. L'augmentation relative enregistrée dans les années 90 au Canada s'explique peut-être par la reprise plus lente qui a eu lieu au Canada durant la première moitié des années 90. La stabilité d'emploi a tendance à diminuer en période d'expansion économique quand les travailleurs, en réaction à la pénurie de main-d'œuvre, ont tendance à démissionner plus souvent. Selon ce raisonnement, une reprise relativement plus lente donnerait lieu à une augmentation relative des taux de maintien de l'emploi.

2. Problèmes liés aux données et aux mesures

Mesure de la stabilité d'emploi

On dispose de plusieurs moyens significatifs pour mesurer la stabilité d'emploi. L'une des méthodes utilisées fréquemment consiste à déterminer la durée moyenne d'occupation de l'emploi par les personnes actuellement employées. Cette mesure est parfois appelée « durée moyenne de l'emploi en cours ». Cette donnée, qui est tirée annuellement de l'Enquête population active (EPA) du Canada, est présentée à la figure 1. Elle ne reflète pas la durée d'occupation de l'emploi complète, mais plutôt la durée de l'emploi au moment de l'enquête. Néanmoins, elle est utile puisqu'elle permet de déterminer la situation d'ancienneté dans l'emploi des travailleurs occupant un emploi au moment de l'enquête. La figure 1 montre que la durée moyenne d'occupation de l'emploi en cours des travailleurs a augmenté considérablement durant la période à l'étude.

Toutefois, la distribution des périodes d'emploi en cours ne convient pas pour étudier la variation de la durée d'occupation de l'emploi au fil du temps. Pour illustrer ce point, considérons la formule qui exprime la durée moyenne de l'emploi en cours :

$$\text{Durée moyenne de l'emploi en cours}_c = \frac{\sum_{t=1}^n N_{0,c-t} S_{t,c-t} \cdot t}{\sum_{t=1}^n N_{0,c-t} S_{t,c-t}} \quad (1)$$

$N_{0,c-t}$ représente le nombre de personnes qui commencent un emploi durant la période $c-t$ et $S_{t,c-t}$ représente le taux de survie, c'est-à-dire la probabilité qu'un emploi qui commence au temps $c-t$ dure au moins t périodes. La durée moyenne de l'emploi en cours à la période c dépend du niveau des flux d'entrée (ou taux de commencement d'un emploi) pour toutes les périodes antérieures durant lesquelles une personne actuellement titulaire d'un emploi est devenue employée et de tous les taux de survie respectifs observés pour ces périodes. De la même façon, la variation des flux d'entrée et des taux de survie antérieurs influe sur la distribution de la durée des emplois actuels. Ainsi, l'évolution de ces statistiques au fil du temps est généralement difficile à interpréter.

Il importe aussi de signaler que la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours représente une distribution biaisée de la longueur des périodes. En premier lieu, les périodes d'emploi sont échantillonnées durant leur déroulement. Elles peuvent se terminer aussi bien le jour suivant qu'à un point reculé dans le temps. En deuxième lieu, comme, dans le cas d'une enquête ponctuelle, la probabilité d'échantillonner une période d'emploi particulière est proportionnelle à la durée de celle-ci. La distribution des emplois en cours est fortement pondérée par les longues périodes.

Un deuxième outil utilisé couramment pour mesurer la stabilité d'emploi est le *taux de maintien de l'emploi*, c'est-à-dire la probabilité conditionnelle qu'un emploi se poursuive pour une période de temps particulière, étant donné que la personne a atteint un certain niveau d'ancienneté dans l'emploi. Si l'on représente la durée d'occupation de l'emploi par le travailleur par t , le temps par c et le taux de maintien de l'emploi par $R_{t,c}$, on peut calculer le taux de maintien de l'emploi d'après deux enquêtes consécutives grâce à la formule :

$$R_{t,c} = N_{t,c} / N_{t-i,c-i} \quad (2)$$

Il s'agit simplement du nombre de personnes qui déclarent une durée d'occupation de l'emploi de t lors de l'enquête en cours, divisé par le nombre de personnes qui ont déclaré une durée d'occupation de l'emploi de $t-i$ lors d'une enquête précédente¹. $R_{t,c}$ est égal à un moins le taux de sortie (d'emploi) et l'ensemble complet des taux de maintien de l'emploi définit la fonction de survie. Dans un modèle de survie standard, $N_{t,c}$ est le groupe des survivants et $N_{t-i,c-i}$ est le groupe à risque. La valeur t est la durée d'occupation de l'emploi initial. Le calcul du taux de maintien de l'emploi est une application de l'étude de *générations hypothétiques*, appelée ainsi parce que le calcul du numérateur et du dénominateur se fonde sur l'échantillonnage de personnes représentatives provenant d'une même cohorte plutôt que sur l'échantillonnage des mêmes personnes particulières. Le symbole i renvoie à la largeur de l'intervalle ou l'espacement de l'enquête qui mesure les mêmes unités que t .

On peut calculer les taux de maintien de l'emploi pour tout intervalle permis par les données. Puisque l'Enquête sur la population active est réalisée mensuellement depuis 1976 et que, dans cette enquête, la durée d'occupation de l'emploi est codée en mois, les taux de maintien de l'emploi pourraient être calculés pour des intervalles aussi petits qu'un mois. Le calcul de ces taux sur de petits intervalles permet de faire plus facilement le lien entre la variation du taux de maintien de l'emploi et les événements courants. Le présent document porte plus particulièrement sur les taux de maintien de l'emploi calculés pour des intervalles d'un an. Les intervalles de moins d'un an ont tendance à être moins stables, reflétant l'erreur d'échantillonnage introduite dans le processus par l'étude de générations hypothétiques. Étant donné les limites des données (décrites en plus grand détail ci-dessous), les taux de maintien de l'emploi aux États-Unis sont calculés à des intervalles de quatre à huit ans. Ces taux de maintien de l'emploi calculés pour des intervalles plus longs varient au fil du temps à cause de changements survenus entre c et $c-4$ (ou 8) années, tandis que les taux sur un an varient à cause de changements par rapport à l'année précédente, de sorte que les taux calculés pour un an sont préférables pour l'étude de la variation au fil du temps. Nous allons maintenant calculer les taux de maintien de l'emploi sur un an pour analyser les tendances au Canada et les taux de maintien de l'emploi sur quatre ans pour analyser les différences entre le Canada et les États-Unis.

Les taux de maintien de l'emploi peuvent révéler la probabilité conditionnelle qu'un emploi, peu importe sa durée, durera une autre année et l'on peut se demander si les taux de maintien de l'emploi sont constants au fil du temps. En établissant le lien entre (2) et (1), nous obtenons

$$S_{t,c-t} = R_{1,c-t+1} * R_{2,c-t+2} * R_{3,c-t+3} \dots * R_{t,c} \quad (3)$$

¹ Hall (1982) a calculé le taux de maintien de l'emploi au moyen d'un seul ensemble de données transversales. Ureta (1992) montre que les taux de maintien de l'emploi calculés d'après les données d'une seule enquête sont biaisés. Pour illustrer ce point, considérons un taux de maintien de l'emploi $R'_{t,c}$ calculé d'après une seule enquête transversale :

$$R'_{t,c} = N_{t,c} / N_{t-i,c}$$

Supposons que la fonction de survie stable, $R'_{t,c}$ est biaisée si $N_{t-i,c} \neq N_{t-i,c-i}$, situation qui se produit si les flux d'entrée dans de nouveaux emplois varient.

Nous pouvons combiner les taux de maintien de l'emploi passés et présents, ainsi que les taux d'entrée dans le passé pour produire la distribution actuelle de la durée d'occupation de l'emploi en cours.

L'examen du taux de maintien de l'emploi montre clairement que celui-ci n'est pas entaché des biais observés pour la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours. En premier lieu, il mesure la variation de la fonction de survie sur une période de temps fixe, de sorte qu'on peut associer la variation du taux de maintien de l'emploi aux événements qui sont survenus entre ces deux périodes. En deuxième lieu, comme il mesure les changements pour une seule cohorte d'entrants, la variation du taux des flux d'entrée selon la cohorte d'entrants n'a pas d'effet sur lui. On peut utiliser un ensemble complet de taux de maintien de l'emploi pour calculer une estimation non biaisée de la durée complète d'un nouvel emploi, comme l'a démontré Heisz (1999).

Après avoir calculé un ensemble complet de taux de maintien de l'emploi, on peut calculer un taux unique moyen selon l'expression :

$$R_c = \gamma_0 R_{1,c} + \gamma_1 R_{2,c} + \gamma_2 R_{3,c} + \dots \quad (4)$$

où γ_i est une pondération qui représente la fraction de la population « à risque » dans la catégorie de durée d'occupation de l'emploi i , c'est-à-dire le dénominateur de l'équation (2). De même, on peut combiner des sous-groupes de taux de maintien de l'emploi en groupes de dimension raisonnable pour réduire le nombre de taux à analyser. Cette méthode est celle adoptée par DNP et NPH qui regroupent les taux sur quatre ans en taux pour les travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi initiale est de 0 à <2 ans, de 2 à <9 ans, de 9 à <15 ans et de 15 ans et plus. Cette méthode a l'avantage de produire des renseignements sommaires sur la stabilité d'emploi pour la durée d'occupation initiale courte, moyenne et longue. Nous procédons à ce regroupement ici, mais nous subdivisons en outre le premier taux en taux pour <1 an et pour 1 à <2 ans, puisque Heisz (1999) a montré que les taux calculés pour ces deux intervalles de durée d'occupation de l'emploi actuel ont évolué différemment de 1981 à 1996. Plus précisément, nous analysons les six groupes de taux de maintien de l'emploi décrits dans le tableau 1.

Notons que t (durée d'occupation initiale) porte l'indice du nombre d'années, de sorte que $R_{1,c} = N_{13-24 \text{ mois},c} / N_{1-12 \text{ mois},c-12}$. Autrement dit, même si l'EPA fournit mensuellement des données sur la durée d'occupation de l'emploi, nous convertissons la durée d'occupation actuelle en années avant de calculer les taux de maintien de l'emploi (mais non pour calculer les moments de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours). En outre, nous définissons les poids de façon à ce que la somme des γ s soit égale à l'unité quel que soit le taux de maintien de l'emploi sommaire calculé. Les taux sur quatre ans sont définis de la même façon avec $R_{1,c} = N_{49-60 \text{ mois},c} / N_{1-12 \text{ mois},c-48}$. La convention consiste à définir les taux de maintien de l'emploi d'après la période de temps identifiée au numérateur. Donc, au moyen des données recueillies pour 1976 à 2001, nous pouvons calculer les taux mensuels de maintien de l'emploi sur un an pour la période de 1977 à 2001 et les taux sur quatre ans pour la période de 1980 à 2000.

Les taux de maintien de l'emploi et leurs valeurs moyennes indiquées au tableau 1 reflètent l'expérience moyenne des personnes qui occupent un emploi actuellement et l'examen de la stabilité d'emploi d'après ces groupes de travailleurs dont on connaît la durée d'occupation de l'emploi initiale est une façon de tenir compte de l'augmentation de la durée d'occupation de

l'emploi en cours chez ces derniers. Toutefois, il est utile de produire un seul indicateur de la stabilité d'emploi sur lequel la variation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours n'a pas d'incidence. La solution consiste à établir la durée d'occupation initiale selon sa valeur observée au cours d'une seule année. Dans la notation du tableau 1, nous maintenons constante les valeurs γ_i aux valeurs au début de la période, ce qui donne un indicateur de la stabilité d'emploi pour un groupe représentatif d'emplois dont la durée d'occupation initiale est fixe².

Les différences entre cette méthode et celle qui consiste à calculer la durée moyenne d'un nouvel emploi méritent d'être mentionnées. Cette dernière méthode a été élaborée par Heisz (1999) et utilisée par Picot et Heisz (2000) et par Picot, Heisz et Nakamura (2000). Elle consiste à estimer la durée complète de la période d'emploi pour une cohorte de travailleurs qui viennent de commencer un nouvel emploi. Elle s'appuie aussi sur le calcul des taux de maintien de l'emploi, mais ceux-ci sont utilisés pour produire une fonction de survie approximative d'après laquelle est estimée la durée des périodes complètes. En utilisant les taux de maintien de l'emploi sur un an tels que définis dans (2), la durée complète moyenne de l'emploi au temps c s'exprime simplement par :

$$\text{Durée moyenne}_c = 1 + R_{1,c} + R_{1,c} * R_{2,c} + R_{1,c} * R_{2,c} * R_{3,c} + R_{1,c} * R_{2,c} * R_{3,c} * R_{4,c} \dots \quad (5)$$

L'équation (5) représente la version temporelle discrète de l'observation voulant que la durée prévue d'une période soit égale à l'intégrale de la fonction de survie³. Comparativement au taux moyen de maintien de l'emploi R_c , la durée moyenne d'un nouvel emploi sera particulièrement sensible aux variations de la stabilité d'emploi qui touchent les emplois de courte durée (constatation évidente d'après le nombre de fois que les taux de maintien de l'emploi pour une durée d'occupation actuelle courte, tel que R_1 , apparaissent dans (5)). En outre, il faut tenir compte de la différence conceptuelle découlant du fait que le taux moyen de maintien de l'emploi, R_c , mesure la stabilité d'emploi actuelle pour la cohorte de personnes qui occupent actuellement un emploi, plutôt que la stabilité d'emploi prévue pour les travailleurs qui viennent de commencer un nouvel emploi. Cependant, si l'on essaie de comprendre l'évolution de l'emploi au fil du temps, la durée moyenne d'un nouvel emploi est une information particulièrement utile puisque, dans des conditions d'équilibre stable, la variation de l'emploi est égale à la variation des flux d'entrée (taux d'embauche) multipliée par la variation de la durée moyenne de l'emploi. C'est équation qui permet de bien comprendre les effets de la dynamique de l'emploi sur le taux d'emploi agrégé.

Même si nous mettons l'accent principalement sur la variation de la stabilité d'emploi mesurée directement à partir des taux de maintien de l'emploi, nous reconnaissons que la variation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours est aussi instructive. Il se peut que les changements dans la distribution des périodes d'emploi en cours alimentent l'insécurité des travailleurs, même si ces changements sont le résultat d'événements historiques. Autrement dit, cette distribution nous indique où nous en sommes, sinon comment nous sommes arrivés là. Par ailleurs, nous voulons approfondir les résultats de Green et Riddell (1997) concernant la

² Nous avons aussi examiné les indicateurs de la durée d'occupation actuelle fixe pour les autres taux de maintien de l'emploi regroupés, R_{2-9} , R_{9-15} , et R_{15+} . Comme la variation de ces taux de maintien de l'emploi à composition constante tendait à ne pas être statistiquement différente de la variation des taux de maintien de l'emploi bruts, nous ne l'indiquons pas.

³ En fait, la méthode énoncée dans Heisz (1999) est fondée sur des taux de maintien de l'emploi allant de deux mois (pour la partie des périodes les plus courtes de la distribution) jusqu'à cinq ans (pour la partie des périodes plus longues de la distribution).

polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi, c'est-à-dire la transition des périodes d'emploi en cours à des périodes où la durée d'occupation de l'emploi actuelle est plus longue et plus courte.

Notre démarche est la suivante :

- décrire les enjeux pertinents du point de vue des données et examiner la comparabilité des données canadiennes et américaines sur la durée d'occupation de l'emploi;
- examiner la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours, c'est-à-dire ce qui est advenu de la polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi;
- examiner les taux de maintien de l'emploi sur un an au Canada, c'est-à-dire l'évolution de la stabilité d'emploi de 1976 à 2001;
- comparer la stabilité d'emploi au Canada et aux États-Unis, c'est-à-dire les différences quant à l'évolution de la stabilité d'emploi dans ces pays;
- conclure, c'est-à-dire déterminer la situation de la stabilité d'emploi au Canada et certains des facteurs sous-jacents qui peuvent expliquer l'évolution qui s'est produite.

Données

Les données sur la durée d'occupation des emplois sont tirées de l'Enquête sur la population active (EPA) qui est menée, avec quelques changements importants depuis 1976, à chaque mois et qui repose sur un échantillon représentatif d'environ 60 000 ménages. Le contenu de l'EPA est similaire à celui de la « Current Population Survey » (CPS) des États-Unis, laquelle fournit les données utilisées aux fins des études américaines que nous tentons de reproduire. Il existe certaines différences importantes entre les deux enquêtes qui, selon nous, font en sorte que l'EPA est mieux adaptée à l'étude de la durée d'occupation de l'emploi.

- Les données sur la durée d'occupation de l'emploi sont disponibles sur une base mensuelle au Canada, mais uniquement à des intervalles d'au moins deux ans aux États-Unis. Cela permet de calculer les taux de maintien de l'emploi selon des intervalles plus courts que ne le permettent les données américaines, ainsi que d'évaluer la variation de la stabilité d'emploi pour ceux de plus courte durée. En outre, les suppléments sur la durée d'occupation de l'emploi aux États-Unis ont tendance à être espacés de façon irrégulière, ce qui rend difficile le calcul de taux de maintien de l'emploi pour des intervalles comparables. Dans ce qui suit, nous comparons quatre taux annuels de maintien de l'emploi calculés à partir des données de l'EPA et les taux américains calculés par NPH en 1987, 1991 et 1995⁴. Les suppléments de la CPS utilisés par Farber et DNP/NPH sont administrés en janvier, tandis que nous disposons éventuellement d'estimations pour chaque mois à partir de l'EPA.

⁴ Le supplément sur la durée d'occupation de l'emploi de la CPS a été administré en 1996, cinq ans après 1991. Pour calculer les taux de maintien de l'emploi sur quatre ans en 1995, NPH ont utilisé le Contingent Worker Supplement de 1995. Les questions différaient légèrement dans le « Contingent Worker Supplement » par rapport au « Displaced Worker », « Job Tenure » et « Occupational Mobility Supplement » utilisés les autres années. En outre, le Contingent Worker Supplement a été administré en février plutôt qu'en janvier. Cela a ajouté un niveau supplémentaire de complexité à l'estimation, comme le montre leur déclaration de limites supérieures et inférieures pour cette estimation du taux de maintien de l'emploi.

- L'EPA est réalisée selon un plan de sondage avec renouvellement de panel selon lequel les nouveaux ménages sélectionnés font partie de l'échantillon pendant six mois consécutifs et un sixième de l'échantillon est remplacé chaque mois. La question sur la durée d'occupation de l'emploi est posée au cours de la première interview puis validée au cours des interviews subséquentes. Pour établir des données descriptives et des graphiques, nous utilisons les données recueillies sur 12 mois mais, pour établir des tableaux qui contiennent des erreurs types, nous utilisons seulement les données des enquêtes menées en mars et en novembre. Ces deux enquêtes sont séparées par un intervalle de sept mois et représentent deux échantillons indépendants que nous pouvons utiliser pour calculer les taux de maintien de l'emploi et leurs erreurs types pour chaque année. Nous faisons la somme du groupe à risque en mars et en novembre et du groupe de survivants correspondant en mars et en novembre de l'année suivante avant de calculer les taux de maintien de l'emploi. Cette façon de procéder tend à accroître la stabilité des taux de maintien de l'emploi au moment de leur calcul pour de petits sous-groupes de données⁵. Le fait de choisir d'autres mois n'a pas d'effet sur les résultats, comme on peut s'y attendre étant donné que le plan de sondage avec renouvellement de panel de l'enquête fait que seule une minorité des membres de l'échantillon change d'un mois à l'autre.
- La question posée aux Canadiens est la même pour toute la durée de l'enquête, tandis qu'aux États-Unis, il y a rupture dans les séries de données du fait que les questions ont été modifiées entre les suppléments de 1981 et 1983. La question posée au Canada ressemble davantage à la question initiale posée aux États-Unis. Au Canada, on pose la question suivante aux répondants de l'EPA : « Quand... a-t-il commencé à travailler pour son employeur actuel? ». Selon DNP (1997), cette question entraîne un biais de réponse moins important que celle posée aux répondants américains après 1983 : « How long has ... been working for his present employer (or as self employed) » (depuis combien de temps ,..., travaille-t-il pour son employeur actuel (ou comme travailleur indépendant)?). Cette dernière question semble produire une attraction des nombres ronds à des intervalles réguliers, comme cinq ans. Étant donné le peu d'attraction des nombres ronds dans les données américaines jusqu'en 1983 inclusivement, nous ne nous attendons pas à constater une attraction importante dans nos données. Il convient de signaler que, dans les deux enquêtes, la question utilisée sert à mesurer la durée d'occupation de l'emploi auprès d'un employeur particulier. Ni l'une ni l'autre enquête ne saisit les changements touchant les emplois occupés chez un même employeur.
- Sauf pour les emplois d'une durée inférieure à un an, les données sur la durée de l'emploi sont recueillies en nombre d'années dans le cadre de la CPS. Dans les faits, cela entraîne une distribution en échelon. En pareil cas, les changements après un an pourraient être masqués, les centiles gravissant l'échelle jusqu'à l'échelon suivant. Ce problème ne se pose pas dans le cas des données sur la durée d'occupation de l'emploi dans l'EPA, celle-ci étant mesurée en mois. Il faut tenir compte de ce facteur tout particulièrement lorsqu'on calcule les centiles de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours, mais ce n'est pas un problème pour le calcul des taux de maintien de l'emploi.

⁵ Pour les données dans les tableaux présentées comme moyennes de trois ans, nous faisons la somme des groupes à risque et des groupes de survivants pour six échantillons indépendants.

- Les questions sur la durée d'occupation de l'emploi sont posées dans le cadre de l'EPA régulière au Canada. Aux États-Unis, par contre, elles font l'objet d'un supplément de la CPS, ce qui donne lieu à une non-réponse substantielle, qui n'a pas lieu au Canada.

Même si les enquêtes sont similaires, les différences signalées ci-dessus laissent supposer qu'il faut user de circonspection en comparant les niveaux de stabilité d'emploi entre les deux pays. Toutefois, les différences dans la variation des estimations des deux pays au fil du temps devraient être davantage comparables, et c'est sur celles-ci que porte notre analyse.

Nous sélectionnons notre échantillon de manière à ce qu'il reproduise ceux utilisés dans les études américaines, avec certaines différences mineures qui ne devraient pas jouer un rôle très important. Nous incluons les travailleurs âgés de 15 ans et plus, qui sont des employés rémunérés ou les propriétaires d'entreprises constituées en société (les travailleurs âgés de 15 ans sont exclus des études américaines). Contrairement à DNP et NPH, nous n'excluons pas les travailleurs agricoles. L'EPA est passée de la CIT-C80 à la classification du SCIAN entre 1998 et 1999, de sorte qu'il est impossible d'exclure les mêmes catégories de travailleurs agricoles, ce qui pourrait avoir un effet sur les taux de maintien de l'emploi. Comme nous souhaitons aussi examiner les données les plus à jour possible, nous sommes d'avis qu'il est nécessaire d'inclure les travailleurs agricoles. L'inclusion des travailleurs âgés de 15 ans et des travailleurs agricoles est la seule différence dans le choix des échantillons. La portion des travailleurs canadiens engobée par cette étude, régresse de 90,4% en 1976 à 88,3% en 1998 pour remonter à 90,1% en 2001. Ces tendances sont principalement dues à l'augmentation inexplicite du nombre de travailleurs autonomes non incorporés dès la deuxième moitié des années 1990 (Voir Picot, Heisz et Nakamura (2000)). En comparant les années proches aux sommets cycliques, cette portion de travailleurs est 90,7% en 1980, 90,6% en 1989 et 90,1% en 2001.

Attraction des nombres ronds

Dans notre examen des données de l'EPA, nous avons indiqué que le type de question posée au Canada rend la distribution des périodes d'emploi en cours moins sujette à des problèmes d'attraction des nombres ronds que le type de question posée aux États-Unis après le supplément sur la durée d'occupation de l'emploi de 1983. DNP et NPH lissent les données arrondies dans les suppléments ultérieurs, mais signalent que l'attraction des nombres ronds a eu peu de conséquences sur les suppléments antérieurs relatifs à la durée d'occupation de l'emploi, de sorte que des données non rajustées auraient pu être utilisées. Dans la figure 2, nous montrons la distribution empirique des données sur la durée d'occupation de l'emploi pour diverses années. Même si l'attraction des nombres ronds est moins évidente que pour les données américaines (voir DNP, figure 1), il semble y avoir un certain regroupement des réponses autour des intervalles de cinq ans. L'ampleur de cette attraction des nombres ronds est discutable. Elle a certainement des répercussions sur les taux de maintien de l'emploi autour des intervalles de cinq ans de durée d'occupation de l'emploi en cours. Selon DNP, les rajustements pour tenir compte de l'attraction des nombres ronds ont des répercussions sur les niveaux des estimations, mais ils n'ont pas d'effet sensible sur la variation du taux de maintien de l'emploi au fil du temps. Par conséquent, nous ne tenterons pas de rajuster les données de l'EPA pour tenir compte de l'attraction des nombres ronds.

Questions relatives à la scolarité

Une modification importante a été apportée à la question de l'EPA relative à la scolarité, modification qui a donné lieu à un certain regroupement des réponses selon le niveau de scolarité en janvier 1990 et par la suite. Il n'est pas clair quel effet, le cas échéant, les modifications apportées à la question sur la scolarité auront sur les taux de maintien de l'emploi. Même si ces modifications ont de toute évidence des répercussions sur la proportion de répondants qui déclarent certains niveaux de scolarité, il se peut qu'elles s'annulent dans le numérateur et le dénominateur du taux de maintien de l'emploi, laissant le taux inchangé, à la condition que la même question s'applique à la période c et $c-t$. Cette approche empêche de calculer le taux de maintien de l'emploi sur un an pour 1990 et les taux de maintien de l'emploi sur quatre ans pour 1990 à 1993. L'examen des taux de maintien de l'emploi semble appuyer cette approche, les changements touchant les plans d'enquête étant attribuables à des facteurs cycliques. Il convient aussi de souligner que la question sur la scolarité posée dans la CPS porte sur le nombre d'années de scolarité terminées, alors que dans l'EPA, on demande d'indiquer le plus haut niveau de scolarité atteint. Cela complique la comparaison de la stabilité d'emploi selon le niveau de scolarité entre les pays.

Rajustement cyclique

Dans DNP(1997) et NPH(1999), les auteurs ont rajusté leurs résultats de façon cyclique, ce qu'ils qui n'ont pas fait dans NPH(2000)⁶. Apparemment, on a décidé de ne pas rajuster les résultats dans la dernière version parce que la direction du rajustement est ambiguë, comme le confirment les données canadiennes que nous présentons ci-dessous. Par conséquent, nous ne rajustons pas les données de façon cyclique aux fins des comparaisons entre le Canada et les États-Unis⁷.

Erreurs types

Nous calculons les erreurs types des estimations de la manière exposée dans NPH(2000). Cette méthode modélise le taux de maintien de l'emploi comme variable aléatoire binomiale où le taux est la proportion des réussites et la variance est correctement rajustée vers le haut pour tenir compte du fait que nous utilisons les données d'une cohorte synthétique plutôt que des données

⁶ Plus particulièrement, NPH(1999) présentent des données sur les taux de maintien de l'emploi non rajustés pour 1987 et 1991 mais non pour 1995.

⁷ Pour obtenir des estimations corrigées des effets du cycle économique, Neumark, Polsky et Hansen (1999) rajustent le taux de maintien de l'emploi (comme dans (2)) par application du facteur...
[1 / (Ex(1)Ex(2).....Ex(12t-1))]

Donc, le taux corrigé de maintien de l'emploi devient...

Taux de maintien de l'emploi* [1 / (Ex(1)Ex(2).....Ex(12t-1))]

...où $Ex(m) = 1 - (Ux(m) - Ux(m-1))$ et où $Ux(m)$ représentent le résidu d'une régression du taux mensuel de chômage de la population civile sur une tendance temporelle linéaire. Si les flux de chômage coïncidaient toujours avec la tendance, alors $Ux(m) = 0$ et $Ex(m) = 1$, et le facteur de correction serait égal à l'unité. Si on applique cette correction, les taux de maintien de l'emploi diminuent en cas d'expansion et augmentent en cas de contraction. Or, nos résultats donnent à penser que cette méthode de correction ne convient pas pour les données canadiennes. Par exemple, lorsque nous utilisons les données canadiennes, nous constatons que les taux de maintien de l'emploi *baissent* durant les périodes d'expansion économique de la fin des années 1970 et 1980. Une méthode appropriée de correction produirait une augmentation des taux de maintien de l'emploi en période d'expansion.

longitudinales réelles. Nous avons utilisé des dénombrements de cellules non pondérés pour calculer les erreurs types. Comme solution de rechange, nous avons aussi vérifié les changements significatifs entre les différentes périodes par régression avec la méthode des moindres carrés où la variable dépendante était le logarithme du taux de maintien de l'emploi et les poids utilisés étaient le nombre d'observations « à risque ». Cette méthode a donné des erreurs types très similaires et n'a pas eu d'effet sensible sur nos résultats.

3. Stabilité d'emploi : Polarisation de la distribution canadienne de la durée d'occupation de l'emploi en cours

Nous nous penchons tout d'abord sur l'examen de l'évolution de la durée d'occupation de l'emploi au Canada. Notre premier objectif consiste à déterminer ce qui est advenu de la polarisation de la distribution des périodes d'emploi en cours dont font état Green et Riddell. Notre approche consiste à examiner la distribution pour des centiles particuliers, soit les 50^e, 25^e, et 75^e centiles, et à demander ce qui est arrivé à l'étalement de cette distribution de 1976 à 2001. Nous examinons les résultats bruts et constants du point de vue de la composition mais, contrairement à Green et Riddell, nous ne tâchons pas de tenir compte des effets du taux d'entrée.

La figure 3 illustre la durée médiane d'occupation de l'emploi en cours. Au cours de la période examinée, la durée d'occupation médiane s'est accrue considérablement (passant de 39 mois en 1976 à 48 mois en 2001). L'augmentation a été particulièrement marquée dans les années 90. On a aussi enregistré certains mouvements cycliques, la durée d'occupation médiane augmentant en période de reprise et diminuant en période d'expansion. La figure 4 fournit des chiffres médians selon le sexe. L'augmentation enregistrée dans les années 90 a été principalement le fait des femmes. Le fossé qui les séparait des hommes dans les années 90 s'est rétréci considérablement. La durée d'occupation médiane des femmes s'est accrue de 50 % (passant de 30 mois à 45 mois) entre 1976 et 2001. Dans le cas des hommes, la durée d'occupation médiane n'a augmenté que de 6,1 % (passant de 49 mois à 52 mois) pendant la même période. Ce changement à long terme pour les femmes pourrait être attribuable à l'augmentation du taux d'activité des femmes depuis les années 60. En effet, les femmes étaient moins susceptibles de quitter la population active, ce qui a augmenté la probabilité que les travailleurs de sexe féminin dont la durée d'occupation de l'emploi était plus longue soient pigées de l'enquête.

Il n'y a pas lieu de s'étonner de l'augmentation de la durée des périodes d'emploi en cours étant donné le vieillissement de la population active au Canada, phénomène qui a été décrit en détail. À la figure 5, nous examinons la durée d'occupation de l'emploi médiane selon divers groupes d'âge. Les durées médianes relativement constantes à l'intérieur des groupes permettent de conclure à l'absence d'importants changements structurels au fil du temps pour les divers groupes d'âge. L'augmentation de la durée d'occupation de l'emploi agrégée est plus probablement attribuable aux transitions entre les groupes chez ceux dont la durée d'occupation de l'emploi est traditionnellement plus longue (c'est-à-dire les 40 à 54 ans et les 55 ans et plus). Parmi les catégories d'âge, la durée d'occupation médiane a augmenté le plus pour les 40 à 54 ans (une augmentation de 13,7 % entre 1976 et 2001), peut-être en raison du vieillissement de la population dans cette tranche.

Pour examiner la variation de la stabilité d'emploi, il est utile de tenir compte des effets des changements démographiques survenus. Nous calculons les 25^e et 75^e centiles de durée

d'occupation de l'emploi en cours pour 54 groupes démographiques. Ces groupes étaient définis selon le sexe, trois niveaux de scolarité et neuf groupes d'âge⁸, en laissant de côté le groupe des 15 à 20 ans pour diminuer les effets des taux d'activité variables des jeunes, qui dépendent pour une large part de l'évolution des tendances quant à la fréquentation scolaire. Nous calculons ensuite les centiles moyens pondérés pour la population occupant un emploi pour ces 54 cellules en maintenant constante la composition démographique à ses valeurs de 1976. Les poids des cellules sont le nombre non pondéré d'observations dans chaque cellule; toutefois, l'utilisation des poids d'enquête a donné des résultats semblables.

Nous examinons d'abord la distribution dans le cas des hommes, qui ne serait pas affectée par la variation des taux d'entrée dans le passé, comme c'est le cas pour les femmes. La figure 6 montre les valeurs constantes sur le plan de la composition pour les 25^e et 75^e centiles ainsi que les écarts interquartiles. Le quartile inférieur a augmenté de sept mois entre 1976 et la fin de 1983, puis a diminué de façon constante tout au long des années 80 et 90 pour se retrouver, en 2001, 14 mois au-dessous du sommet atteint en 1983. Le 75^e centile a augmenté de sept mois jusqu'à 1984, est demeuré élevé jusqu'en 1996, puis a diminué jusqu'en 2001. Le résultat net de cette variation est que l'écart interquartile s'est accru de cinq mois entre 1976 et 1989, et qu'il est demeuré à ce niveau tout au long des années 90. Même si cette analyse tient compte des effets de l'âge, de la scolarité et de la composition par sexe de la population active, elle ne tâche pas de prendre en considération les effets de la variation des taux d'entrée. Néanmoins, les résultats sont similaires à ceux de Green et Riddell, qui ont tenu compte des effets des taux d'entrée. Nous constatons ici une polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi tout au long des années 80, un plus grand nombre d'emplois en cours, de courte et de longue durée, étant venu s'ajouter à la distribution. Cette tendance ne semble pas se poursuivre ni s'inverser durant les années 90, l'écart interquartile demeurant de cinq mois plus élevé jusqu'à la fin de 2001. Nous constatons aussi une tendance vers des périodes d'emploi en cours plus courtes. La majeure partie de l'augmentation de l'écart interquartile après 1983 est associée à une diminution de la durée pour le 25^e centile. La durée des périodes du quartile supérieur a été relativement constante de 1983 à 1996, puis a diminué de 1997 à 2001, ce qui a contribué de façon négative à l'écart interquartile.

La figure 7 montre les résultats pour les femmes. Comme dans le cas de la durée d'occupation de l'emploi médiane, dont il a été question ci-dessus, la durée des périodes dans le 75^e centile a augmenté de façon constante pour les femmes tout au long de la période, même si le taux de croissance a ralenti légèrement pendant les années de récession. Un nombre croissant de femmes se trouvent au milieu de longues périodes d'emploi. Par conséquent, l'écart interquartile de la durée des périodes pour les femmes s'est accru aussi de façon constante.

Même s'ils ne sont pas concluants, ces résultats laissent supposer que la polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours dont font état Green et Riddell pour la fin des années 80 s'est maintenue tout au long des années 90. Ce résultat est peu convainquant pour les hommes, étant donné que, dans leur cas, il est moins probable que la variation des taux d'entrée joue un rôle important. Toutefois, dans l'analyse précédente, il a été difficile de déterminer quelle partie de ce phénomène est attribuable aux effets de l'entrée. Ultérieurement, pour comprendre la stabilité d'emploi, il faut s'écarter des études de la distribution des périodes en cours. Dans la

⁸ 21 à 25 ans et intervalles de cinq ans jusqu'à 61 à 65 ans.

section qui suit, nous examinerons directement la fonction de survie à partir des taux de maintien de l'emploi⁹.

4. Taux de maintien de l'emploi sur un an

Tous les travailleurs

La figure 8 montre le taux moyen de maintien de l'emploi sur un an pour tous les emplois en cours. Les données sont caractérisées surtout par une tendance positive et des changements cycliques marqués. Ces mouvements cycliques de la stabilité d'emploi sont le résultat net de la variation du taux de départ et du taux de mise à pied permanente. L'ampleur de chacun de ces effets est telle que le taux de départ procyclique a tendance à dominer au cours des périodes d'expansion, tandis que le taux de mise à pied permanente contracyclique fait de même en période de récession économique. En 1977, 74,4 % des emplois devaient durer une autre année. Tout au long des années 80 et au début des années 90, le taux de maintien de l'emploi sur un an a eu tendance à augmenter au cours des périodes de ralentissement du marché du travail, par exemple entre 1982 et 1983 ainsi qu'en 1991 et en 1994, et à diminuer au cours des périodes d'expansion, comme 1979-1980 et 1983-1988, lorsque les possibilités d'avancement grâce aux changements d'emploi étaient le plus susceptibles d'être présentes. Ce taux a aussi diminué en 1982, et il était faible en 1991, ce qui concorde avec des mises à pied relativement plus importantes survenues au cours de ces années (Picot et Lin, 1997). Il est intéressant de constater que les taux de maintien de l'emploi sur un an ont continué d'augmenter jusqu'à la fin des années 1990, période considérée comme une période de reprise. Le fait que le taux moyen de maintien de l'emploi n'ait pas diminué en 1998 ou 1999 laisse supposer que les marchés du travail sont demeurés défavorables pour les travailleurs tout au long de ces années. Si l'on compare ces résultats avec les résultats américains pour 1987, 1991 et 1995, la stabilité d'emploi au Canada semble être élevée en 1995 comparativement à 1987 et 1991.

Les points de données à la figure 8 représentent le taux moyen de maintien de l'emploi des travailleurs pour chaque année. Les changements sous-jacents de la stabilité d'emploi moyenne correspondent à des changements de la stabilité d'emploi conditionnels à la durée initiale de l'emploi. À la figure 9, nous montrons les taux de maintien de l'emploi pour tous les travailleurs selon leur durée d'occupation de l'emploi initiale. La stabilité d'emploi augmente jusqu'à une durée d'occupation initiale de 9 à <15 ans, après quoi elle diminue. Toutefois, contrairement au taux agrégé de maintien de l'emploi indiqué à la figure 8, aucune tendance marquée à la hausse des taux de maintien de l'emploi ne se dégage. En fait, le changement le plus frappant a trait à l'augmentation après 1993 de la probabilité qu'un emploi dont la durée d'occupation initiale est de 1 à 12 mois se poursuive pendant un an de plus. Cette statistique a diminué, passant de 46 % en 1977 à 40 % en 1993, et a augmenté progressivement dans les années 90 pour atteindre 54 % en 2001. La stabilité d'emploi pour les autres groupes selon la durée d'occupation de l'emploi initiale a affiché des tendances moins marquées. Le taux de maintien de l'emploi sur un an pour les emplois d'une durée de un à deux ans a augmenté au début des années 90, les travailleurs qui ont obtenu un emploi au cours de la récession qui a sévi pendant ces années l'ayant conservé plus longtemps que ceux qui ont obtenu un emploi les autres années. La stabilité d'emploi moyenne, le taux de maintien de l'emploi sur un an pour les emplois initialement d'une durée de 2 à <9 ans, a

⁹ Nous avons procédé à une analyse similaire pour déterminer la proportion des emplois dont la durée actuelle se situe dans les tranches suivantes : moins d'un an, 1 à <2 ans, 2 à <9 ans, 9 à <15 ans et 15 ans et plus. Les résultats ont confirmé ces conclusions quant à la variation de la distribution des périodes d'emploi en cours.

augmenté durant les périodes de reprise des années 80 et 90. La stabilité d'emploi à long terme n'a pas beaucoup changé substantiellement au cours de la période.

La figure 1 a montré que la durée moyenne d'occupation de l'emploi en cours a augmenté durant cette période. En l'absence de fortes tendances à la hausse de la stabilité d'emploi selon la durée d'occupation de l'emploi initiale, nous en arrivons à la conclusion qu'une grande partie de cette tendance à la hausse du taux de maintien de l'emploi sur un an est attribuable à une augmentation de la durée d'occupation de l'emploi en cours. À la figure 10, nous montrons les taux moyens de maintien de l'emploi sur un an en maintenant constante la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours à sa valeur en 1976. Nous constatons alors une hausse beaucoup moins forte des taux de maintien de l'emploi. Le taux brut de maintien de l'emploi a augmenté de 3,8 points de pourcentage entre 1977 et 2001, comparativement à 1,6 point de pourcentage pour le taux de maintien de l'emploi à composition constante au cours de la même période. Ce résultat est celui auquel on pouvait s'attendre étant donné les augmentations moins prononcées de la tendance pour l'ensemble de la période de la stabilité d'emploi selon la durée d'occupation de l'emploi en cours indiquées à la figure 9.

Au tableau 2, nous soumettons ces résultats à certains tests statistiques. La partie supérieure du tableau permet de comparer les taux de maintien de l'emploi observés pendant trois périodes, soit de 1978 à 1980, de 1987 à 1989 et de 1998 à 2001, choisies parce qu'elles représentent des périodes d'expansion du cycle économique. Les changements dans les taux de maintien de l'emploi décrits ci-dessus sont tous significatifs sur le plan statistique. On constate aussi une baisse modeste, de 1,7 point de pourcentage, des taux de maintien de l'emploi pour les travailleurs dont la durée d'occupation initiale se situe entre deux et neuf ans, baisse qui s'est produite durant les années 80.

La partie inférieure du tableau 2 montre les résultats de deux estimations par régression visant à saisir l'incidence du cycle sur les taux de maintien de l'emploi. La première colonne montre les résultats d'une régression au moyen d'une variable de tendance linéaire. Le taux brut de maintien de l'emploi sur un an a augmenté de 6,1 % durant la période. Cette hausse s'explique en partie par une augmentation considérable de la stabilité des emplois dont la durée d'occupation actuelle est de moins d'un an et de un à deux ans, qui a augmenté de 10,0 % et de 3,6 % respectivement. Toutefois, la plus grande partie de l'augmentation était attribuable à un changement de composition, soit un déplacement vers les emplois dont la durée d'occupation actuelle est plus longue. Maintenir cette composition constante a pour effet de réduire la tendance à la hausse à 2,2 %.

Toutefois, les résultats à la première colonne du tableau 2 sont quelque peu trompeurs puisque nous savons que la stabilité d'emploi n'a pas suivi une trajectoire linéaire durant cette période. D'abord, nous avons constaté une diminution générale de la stabilité dans les années 80, suivie d'une augmentation de la stabilité dans les années 90. Ensuite, nous avons constaté des mouvements cycliques des données. Le modèle 2 tient compte quadratiquement des effets de la tendance et ajoute le logarithme du taux de chômage comme contrôle du cycle. Nous constatons ici que la tendance positive ne s'est pas maintenue pour l'ensemble de la période et qu'en fait la stabilité d'emploi a diminué de façon marquée au cours des années 80 et augmenté au cours des années 90, pour les hommes et pour les femmes, principalement, chez les travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi actuelle était de moins d'un an. Lorsqu'on compte tient des effets de cette tendance non linéaire, on constate que la stabilité d'emploi est contrecyclique, augmentant en

période de récession et diminuant en période de reprise. Ce mouvement contrecyclique semble être attribuable surtout aux emplois dont la durée d'occupation initiale est moyenne, soit de 2 à 15 ans.

Ces résultats sont-ils à la source de la polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi? À la figure 11, nous montrons la distribution dans des conditions d'équilibre stable de la durée d'occupation de l'emploi découlant de façon implicite des taux de maintien de l'emploi sur un an. En fait, les emplois de courte durée sont devenus plus répandus entre 1977 (quand 54 % des emplois étaient d'une durée inférieure à un an) et 1993 (quand 60 % des emplois avaient cette durée). Au cours de la même période, la fraction des emplois d'une durée de un à deux ans a diminué, passant de 14 % à 9 %. La fraction des emplois d'une durée supérieure à deux ans n'a pas affiché de tendance distincte. Après 1993, la fraction des emplois dont on s'attendait à ce qu'ils soient de courte durée a diminué de façon marquée, tandis que la fraction des emplois d'une durée de 1 à <2 ans et de 2 à <9 ans a augmenté. Ainsi, la variation de la stabilité d'emploi a peut-être joué un rôle dans l'élargissement de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi actuel jusqu'en 1993, du fait du plus grand nombre d'emplois de courte durée et du prolongement de la durée des emplois d'une durée moyenne. Ce qui a eu pour effet essentiellement, de polariser la distribution de la durée d'occupation de l'emploi. Toutefois, rien ne laisse supposer que la stabilité d'emploi ait augmenté dans le cas des emplois dont la durée d'occupation actuelle est plus longue, de sorte que l'augmentation de la fraction des périodes d'emploi de longue durée doit être attribuable à des facteurs historiques comme des taux de maintien de l'emploi plus élevés dans le passé ou une variation des taux d'entrée.

D'après ce qui précède, on pourrait supposer, avec raison, qu'une grande partie des tendances de variation de la durée d'occupation de l'emploi tenaient à des changements dans la stabilité des emplois dont la durée d'occupation initiale est courte. La figure 12 montre les taux de maintien de l'emploi prévus sur un an lorsqu'on maintient constante la distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale et lorsqu'on établit les valeurs de R1 et R2 (taux de maintien de l'emploi sur un an pour les emplois dont la durée d'occupation initiale est de moins d'un an et de un à deux ans respectivement) à leurs valeurs en 1977. Cela a pour effet d'éliminer la contribution de la variation de la stabilité d'emploi à la partie de la courbe de distribution correspondant aux emplois dont la durée d'occupation est courte de la variation globale de la stabilité. À la figure 12, on constate que toute tendance des taux de maintien de l'emploi est négligeable et que les points de données pour 2001 se situent au même niveau que ceux à la fin des années 80 ou 70. Ainsi, la partie la plus dynamique de la fonction de survie est manifestement celle qui représente la stabilité des emplois dont la durée d'occupation initiale est courte.

Selon le groupe démographique

Bien que les tendances agrégées soient faibles, elles pourraient masquer des tendances à l'intérieur de sous-groupes démographiques particuliers. La figure 13 montre les taux de maintien de l'emploi sur un an selon le sexe. Les taux ont évolué de façon semblable pour les hommes et pour les femmes jusqu'en 1989, les taux de pour ces dernières se situent en moyenne à environ trois points de pourcentage au-dessous de ceux des hommes. En 1990 et 1991, les femmes ont rattrapé les hommes et, après 1991, les taux de maintien de l'emploi étaient virtuellement les mêmes. Le tableau 3 montre les taux de maintien de l'emploi sur un an pour les hommes et pour les femmes. Les tendances ici sont les mêmes que celles qui se dégagent des résultats pour tous les travailleurs, soit une diminution de la stabilité d'emploi durant les années 80 et une augmentation durant les

années 90, attribuables aux changements quant aux emplois dont la durée d'occupation est courte. On ne constate pas de variation significative sur le plan statistique des emplois d'une durée initiale plus longue, sauf pour une faible baisse de la stabilité d'emploi pour les hommes dont la durée d'occupation de l'emploi initiale est de deux à neuf ans durant les années 80.

La figure 14 montre les résultats selon l'âge. Les taux de maintien de l'emploi sont les plus faibles pour les travailleurs les plus jeunes et augmentent au fur et à mesure qu'ils vieillissent jusqu'à 55 ans et plus, puis recommencent à diminuer. Il y a un lien étroit entre cette variation et celle de la stabilité d'emploi selon la durée d'occupation de l'emploi initiale, qui a augmenté de la même manière. Cela se comprend, puisqu'à mesure que les travailleurs vieillissent ils auront eu plus d'occasions de trouver un emploi qui leur convient et plus de temps pour accumuler de l'ancienneté dans l'emploi. Comme dans le cas des taux de maintien de l'emploi selon la durée d'occupation de l'emploi initial, les taux de maintien de l'emploi selon l'âge ont peu augmenté durant la période. En fait, ces taux semblent baisser légèrement pour le groupe des 15 à 24 ans, peut-être en raison de la tendance vers une plus grande fréquentation scolaire (et une diminution des taux d'activité) pour les jeunes travailleurs. Le tableau 4 montre les taux de maintien de l'emploi sur un an selon le sexe et l'âge. On constate, à nouveau, les mêmes tendances à la baisse durant les années 80 et à la hausse durant les années 90. Pour ce qui est du taux de maintien de l'emploi à composition constante, la seule variation significative pour l'ensemble de la période est une diminution de la stabilité des emplois détenus par les femmes âgées de 15 à 24 ans. Toutefois, ce taux a augmenté au cours des années 90. L'absence d'augmentations importantes pour l'ensemble de la période de la durée d'occupation de l'emploi lorsqu'on maintient constants l'âge et la durée d'occupation de l'emploi actuelle laisse supposer qu'une partie de la hausse des taux de maintien de l'emploi à composition constante observés aux tableaux 2 et 3 s'explique par le vieillissement des travailleurs dans les différentes catégories de durée d'occupation de l'emploi initiale.

La figure 15 montre les taux de maintien de l'emploi selon la scolarité. Ces taux augmentent selon le niveau de scolarité et semblent avoir augmenté durant la période étudiée pour les travailleurs ayant fait des études post secondaires partielles. Les résultats statistiques sont indiqués au tableau 5. La diminution de la stabilité d'emploi observée durant les années 80 semble avoir été particulièrement marquée pour les travailleurs ayant un diplôme d'études secondaires ou moindre et à un niveau plus faible pour ceux ayant un diplôme universitaire. Il convient d'interpréter avec prudence les augmentations survenues durant la période allant de 1987 à 1989 à 1999 à 2001, étant donné la modification apportée à la question de l'EPA relative à la scolarité en 1990. Toutefois, l'augmentation des taux de maintien de l'emploi pour les travailleurs à tous les niveaux de scolarité durant cette période est conforme aux tendances des résultats que nous avons observés pour les autres groupes. Bien que les taux de maintien de l'emploi estimés aient augmenté sensiblement tout au long des années 90 pour les travailleurs ayant fait des études post secondaires partielles, il se peut que cette augmentation soit surestimée étant donné la modification apportée à la question dans l'enquête, de sorte qu'il faut interpréter le résultat avec circonspection.

5. Stabilité d'emploi : Comparaisons entre le Canada et les États-Unis

Taux de maintien de l'emploi sur quatre ans

Pour effectuer des comparaisons avec des données américaines, nous examinons maintenant les résultats pour le taux de maintien de l'emploi sur quatre ans indiqués à la figure 16. Au cours de la période, ce taux a connu des mouvements similaires à ceux du taux de maintien de l'emploi sur un an (à un niveau moindre toutefois). Comme c'était le cas pour le taux sur un an, la probabilité que tous les emplois durent quatre ans de plus semble élevée vers la fin des années 90. Cependant, toute tendance du taux de maintien de l'emploi sur quatre ans est contrebalancée par des mouvements cycliques. Les valeurs pour les États-Unis sont également expliquées à la figure 16. Malgré les différences dans les instruments d'enquête normalisés, les taux de maintien de l'emploi sur quatre ans se situent à des niveaux assez semblables et font état de changements qualitatifs similaires pour les trois points pour lesquels nous avons des résultats américains.

Le tableau 6 montre les résultats pour le taux de maintien de l'emploi sur quatre ans pour les États-Unis et le Canada. Durant la période de 1987 à 1995, les taux moyens de maintien de l'emploi ont augmenté de 1,2 point de pourcentage au Canada et diminué de 1,0 point de pourcentage aux États-Unis. Comme le signalent NPH, il est peu probable que ces variations indiquent des tendances à long terme, fait que souligne la volatilité cyclique du taux de maintien de l'emploi sur quatre ans au Canada indiqué à la figure 16. La stabilité d'emploi a augmenté considérablement pour les emplois dont la durée d'occupation initiale est courte dans l'un et l'autre pays, la plus grande partie de cette croissance s'étant produite au cours des années 90. Toutefois, on observe une baisse de la stabilité d'emploi pour les emplois dont la durée est supérieure à deux ans aux États-Unis, mais non au Canada. Aux États-Unis, on observe une baisse de la stabilité d'emploi pour chaque groupe d'âge, tandis qu'au Canada on constate des baisses seulement pour les travailleurs les plus jeunes. La stabilité d'emploi a augmenté pour les femmes dans l'un et l'autre pays, tandis qu'elle semble avoir diminué pour les hommes aux États-Unis, mais non au Canada.

Qu'est-ce qui explique l'augmentation relative de la stabilité d'emploi au Canada tout au long des années 90? Elle pourrait tenir à la lenteur de la reprise économique au Canada durant cette décennie. La stabilité d'emploi a tendance à baisser en période de reprise économique, quand les travailleurs changent d'emploi plus souvent. Par exemple, de 1987 à 1991, la stabilité d'emploi a diminué pour la plupart des travailleurs dans les deux pays, à la suite de l'expansion économique qui s'est produite vers la fin des années 80. Toutefois, les années 90 ont été particulièrement difficiles pour les travailleurs canadiens. Il se peut qu'étant donné les piètres perspectives d'emploi, ces derniers aient eu tendance à garder leur emploi plus longtemps qu'au cours de reprises antérieures, et plus longtemps que leurs homologues américains qui ont connu les avantages d'une reprise plus rapide et d'une expansion dans les années 90. Ce phénomène semble avoir eu une incidence sur les travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi sont moyenne et plus longue, puisque la stabilité d'emploi a augmenté dans l'un et l'autre pays pour ceux dont la durée d'occupation de l'emploi est courte. D'ailleurs, nous avons constaté ci-dessus que la stabilité d'emploi a tendance à évoluer d'une manière contrecyclique et que l'élasticité cyclique de la durée d'occupation de l'emploi est plus élevée dans le cas des emplois dont la durée d'occupation initiale est moyenne. Une augmentation relative du chômage au Canada explique peut-être l'augmentation

de la stabilité d'emploi pour les travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est moyenne, tel qu'indiqué au tableau 5, l'augmentation relative des taux de maintien de l'emploi pour les travailleurs de 25 à 39 ans et ceux dont la durée d'occupation de l'emploi initiale est de deux à neuf ans. Ces résultats confirment l'hypothèse que l'augmentation relative de la durée d'occupation de l'emploi au cours de cette période s'explique par une plus lente reprise économique au Canada. La reprise plus rapide aux États-Unis a peut-être permis aux travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est moyenne et longue de changer d'emploi plus facilement. Toutefois, comme nous l'avons indiqué ci-dessus, il faut user de prudence en faisant des déclarations fermes au sujet de tendances établies à partir de trois points de données, particulièrement lorsqu'on montre à l'aide de données canadiennes que la stabilité d'emploi peut varier sensiblement en fonction de la variation du cycle économique.

6. Conclusion

À partir des données de l'Enquête sur la population active de 1976 à 2001, nous examinons la durée d'occupation de l'emploi au moyen de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours ainsi que de la stabilité des emplois mesurée par les taux de maintien de l'emploi, la probabilité qu'il dure un an ou quatre ans de plus. Afin de faciliter la comparabilité de nos données avec les études américaines, nous avons inclus dans notre échantillon les travailleurs salariés et les travailleurs autonomes incorporés. Ce qui correspond à environ 90% de l'emploi total la plupart des années. Nous constatons qu'il y a eu une polarisation de la distribution des périodes d'emploi en cours au Canada pendant la première moitié des années 80 se traduisant par un plus grand nombre d'emplois en cours dont la durée d'occupation est courte, et un plus grand nombre d'emplois en cours dont la durée d'occupation est longue. Cette polarisation s'est poursuivie tout au long des années 90 et correspond aux conclusions de Green et Riddell (1997) quant à la polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours.

Toutefois, nous n'avons pas constaté de transition importante pour la durée de la période quant à la stabilité des emplois mesurée par les taux de maintien de l'emploi, fait qui ressort tout particulièrement lorsqu'on tient compte des effets de la variation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi actuel. Avant de tenir compte des effets de la durée d'occupation de l'emploi initiale, la stabilité d'emploi globale semblait être en hausse pour les Canadiens, mais cette tendance à la hausse était principalement attribuable à l'augmentation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours, qui est liée au vieillissement de la main-d'œuvre. Un examen plus poussé révèle deux phases dans les données. Entre 1977 et 1993, on constate une diminution de la stabilité des emplois dont la durée d'occupation initiale est courte (moins d'un an) et, au début des années 90, une augmentation de la stabilité des emplois dont la durée d'occupation est moyenne (d'un an à moins de deux ans). Après 1993, ces facteurs ont connu un renversement, et sont essentiellement revenus aux mêmes niveaux de stabilité d'emploi que ceux enregistrés à la fin des années 70. C'est la variation la plus importante que nous ayons observée dans la distribution de la durée d'occupation de l'emploi au Canada durant cette période.

Si l'on rapproche la variation des taux de maintien de l'emploi et la variation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours, on constate que la polarisation de la distribution de la durée d'occupation de l'emploi en cours était fondée dans une certaine mesure sur des changements quant à la variation de la stabilité d'emploi, à tout le moins de 1977 à 1993. Durant cette période, les taux de maintien de l'emploi ont évolué de telle manière que la distribution des emplois en

cours comportait plus d'emplois dont la durée d'occupation était courte et moins d'emplois dont la durée d'occupation était moyenne (particulièrement d'une durée de deux ans environ). Toutefois, l'augmentation de la fraction d'emplois en cours dont la durée d'occupation est longue et l'augmentation continue de la fraction d'emplois en cours dont la durée d'occupation est courte après 1993 semblent s'expliquer par d'autres facteurs, comme l'augmentation des taux d'entrée.

Lorsque nous comparons nos résultats avec les tendances américaines, nous constatons que la stabilité d'emploi au Canada a augmenté par rapport aux États-Unis entre 1987 et 1995. Nous notons un certain nombre de différences dans les données qui nous obligent d'user de prudence au moment de faire cette comparaison, notamment en ce qui a trait à l'établissement de tendances sur la base de quelques points de données seulement. Toutefois, ce résultat est conforme à la lenteur relative de la croissance économique au Canada. La stabilité d'emploi a tendance à évoluer de façon contrecyclique et la croissance économique relativement plus lente au Canada dans les années 90 pourrait expliquer l'augmentation relativement plus importante de la stabilité d'emploi dans ce pays. Toutefois, il s'agit de spéculations et il ne faut pas faire abstraction d'autres facteurs, y compris les changements (non observés) touchant la composition démographique ainsi que les changements relatifs à des institutions. En outre, nous n'examinons pas dans le présent document l'incidence que les changements dans la structure industrielle ont pu avoir sur la stabilité d'emploi.

Il est intéressant de constater que la forte tendance à la hausse de la stabilité des emplois dont la durée d'occupation est courte tout au long des années 90 semble s'être produite à la fois au Canada et aux États-Unis. Il serait utile de procéder à d'autres recherches sur les emplois dont la durée d'occupation initiale est courte afin d'expliquer les tendances compensatoires dans les années 80 et 90. Quoi qu'il en soit, le nombre d'emplois de courte durée semble avoir diminué dans l'un et l'autre pays. Pour modifier la déclaration que nous avons faite au début du présent document, il semble que dans les années 90, tant au Canada qu'aux États-Unis, les rapports de l'augmentation du nombre d'emplois de courte durée aient été aussi « très exagérés ».

Tableau 1 : Sommaire des groupes de taux de maintien de l'emploi utilisés dans la présente étude

Description	Formule
Taux moyen de maintien de l'emploi	$= \gamma_0 R_{1,c} + \gamma_1 R_{2,c} + \gamma_2 R_{3,c} + \dots + \gamma_{29} R_{30,c}$
Selon la durée d'occupation de l'emploi initiale	
Taux de maintien de l'emploi pour les emplois pour lesquels la durée initiale est <1 an	R_1
Taux de maintien de l'emploi pour les emplois pour lesquels la durée initiale est de 1 à <2 ans	R_2
Taux de maintien de l'emploi pour les emplois pour lesquels la durée initiale est de 2 à <9 ans	$= \gamma_2 R_{3,c} + \gamma_3 R_{4,c} + \gamma_4 R_{5,c} + \dots + \gamma_8 R_{9,c}$
Taux de maintien de l'emploi pour les emplois pour lesquels la durée initiale est de 9 à <15 ans	$= \gamma_9 R_{10,c} + \gamma_{10} R_{11,c} + \gamma_{11} R_{12,c} + \dots + \gamma_{14} R_{15,c}$
Taux de maintien de l'emploi pour les emplois pour lesquels la durée initiale est de 15 ans et plus	$= \gamma_{15} R_{16,c} + \gamma_{16} R_{17,c} + \gamma_{17} R_{18,c} + \dots + \gamma_{29} R_{30,c}$

Tableau 2 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, tous les travailleurs

	Période			Différence entre les périodes ^a	
	1978-1980 (1)	1987-1989 (2)	1998-2001 (3)	(2)-(1)	(3)-(1)
Durée d'occupation de l'emploi initiale					
0-<1	0,475	0,42	0,547	-0,055*	0,072*
1-<2	0,737	0,733	0,743	-0,004	0,005
2-<9	0,862	0,845	0,845	-0,017*	-0,017*
9-<15	0,963	0,965	0,959	0,002	-0,004
15+	0,932	0,934	0,94	0,002	0,008
Total	0,764	0,744	0,799	-0,020*	0,035*
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante					
	0,765	0,743	0,778	-0,022*	0,013*

	Modèle 1 ^b		Modèle 2 ^c	
	Tendances	Tendances	Tendances quadratiques	ln(UR)
Durée d'occupation de l'emploi initiale				
0-<1	0,100~	-0,972*	1,043*	0,011
1-<2	0,036+	0,119	-0,08	0,033
2-<9	-0,004	-0,063	0,056	0,061*
9-<15	0,003	0,006	0	0,051+
15+	0,011	-0,055	0,061	0,01
Total	0,061*	-0,231*	0,281*	0,103*
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale tenue constante				
	0,022*	-0,179*	0,193*	0,044*

* , ~ , et + indiquent que la différence est significativement différente de zéro aux niveaux de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

a : Pour la partie supérieure du panel, les erreurs types sont calculées comme il est décrit dans le texte.

b : Régression selon la méthode des moindres carrés pondérés du logarithme du taux de maintien de l'emploi sur une tendance linéaire et des variables nominales mensuelles. Les poids sont donnés par le nombre non pondéré d'observations à risque. Le coefficient de la tendance est échelonné de sorte que l'estimation représente la variation en pourcentage de la variable dépendante au cours de la période 1977 à 2001.

c : Comme en (b) mais en ajoutant la tendance quadratique et le logarithme du taux de chômage. On a calculé la moyenne du taux de chômage pour les 13 mois allant de t à t-12.

Tableau 3 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, selon la durée d'occupation de l'emploi initiale et le sexe

	Période			Différence entre les périodes	
	1978-1980 (1)	1987-1989 (2)	1998-2001 (3)	(2)-(1)	(3)-(1)
Hommes					
Durée d'occupation de l'emploi initiale					
0-<1	0,448	0,415	0,531	-0,033*	0,082*
1-<2	0,748	0,733	0,77	-0,015	0,022+
2-<9	0,876	0,851	0,844	-0,025*	-0,032*
9-<15	0,964	0,98	0,968	0,016	0,004
15+	0,942	0,941	0,948	-0,001	0,006
Total	0,778	0,761	0,804	-0,017*	0,026*
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante					
	0,779	0,761	0,791	-0,018*	0,012*
Femmes					
Durée d'occupation de l'emploi initiale					
0-<1	0,508	0,424	0,564	-0,084*	0,056*
1-<2	0,724	0,732	0,715	0,008	-0,01
2-<9	0,843	0,839	0,847	-0,003	0,004
9-<15	0,962	0,944	0,95	-0,018	-0,012
15+	0,895	0,92	0,927	0,024	0,032+
Total	0,741	0,722	0,793	-0,019*	0,051*
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante					
	0,742	0,716	0,758	-0,026*	0,017*

*, ~, et + indiquent que la différence est significativement différente de zéro aux niveaux de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Les erreurs types sont calculées comme il est décrit dans le texte.

Tableau 4 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, selon le sexe et l'âge

	Période			Différence entre les périodes	
	1978-1980 (1)	1987-1989 (2)	1998-2001 (3)	(2)-(1)	(3)-(1)
Hommes					
Total					
15 à 24 ans	0,593	0,519	0,574	-0,074*	-0,019~
25 à 39 ans	0,808	0,794	0,811	-0,014~	0,003
40 à 54 ans	0,878	0,874	0,888	-0,004	0,01
55 ans et plus	0,82	0,787	0,817	-0,033~	-0,002
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante					
15 à 24 ans	0,596	0,544	0,584	-0,052*	-0,012
25 à 39 ans	0,808	0,796	0,814	-0,011~	0,007
40 à 54 ans	0,877	0,871	0,888	-0,006	0,011
55 ans et plus	0,818	0,797	0,816	-0,021	-0,002
Femmes					
Total					
15 à 24 ans	0,601	0,53	0,556	-0,071*	-0,045*
25 à 39 ans	0,777	0,756	0,801	-0,021*	0,024*
40 à 54 ans	0,845	0,82	0,879	-0,025*	0,034*
55 ans et plus	0,807	0,763	0,82	-0,045*	0,013
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante					
15 à 24 ans	0,601	0,553	0,571	-0,049*	-0,030*
25 à 39 ans	0,778	0,754	0,788	-0,024*	0,01
40 à 54 ans	0,845	0,823	0,856	-0,022~	0,01
55 ans et plus	0,807	0,783	0,818	-0,024	0,011

* , ~, et + indiquent que la différence est significativement différente de zéro aux niveaux de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. Les erreurs types sont calculées comme il est décrit dans le texte.

Tableau 5 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, selon le sexe et le niveau de scolarité

	Période			Différence entre les périodes	
	1978-1980 (1)	1987-1989 (2)	1998-2001 (3)	(2)-(1)	(3)-(1)
Hommes					
Total		0,733	0,77	-0,038*	-0,001
Diplôme d'études secondaires ou niveau moins élevé	0,771				
Études post secondaires partielles	0,755	0,771	0,813	0,017~	0,058*
Diplôme universitaire	0,856	0,85	0,853	-0,005	-0,003
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante		0,737	0,766	-0,035*	-0,006
Diplôme d'études secondaires ou niveau moins élevé	0,773				
Études post secondaires partielles	0,755	0,777	0,795	0,021~	0,040*
Diplôme universitaire	0,853	0,835	0,842	-0,018	-0,011
Femmes					
Total		0,697	0,76	-0,042*	0,021*
Diplôme d'études secondaires ou niveau moins élevé	0,739				
Études post secondaires partielles	0,728	0,736	0,796	0,009	0,068*
Diplôme universitaire	0,798	0,795	0,845	-0,003	0,048*
Distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante		0,691	0,726	-0,048*	-0,014~
Diplôme d'études secondaires ou niveau moins élevé	0,74				
Études post secondaires partielles	0,728	0,738	0,764	0,01	0,036*
Diplôme universitaire	0,79	0,777	0,815	-0,013	0,025

* , ~, et + indiquent que la différence est significativement différente de zéro aux niveaux de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. Les erreurs types sont calculées comme il est décrit dans le texte.

Tableau 6 : Comparaisons des taux de maintien de l'emploi au Canada et aux États-Unis
(Certaines années, 1987, 1991 et 1995)

	Canada				États-Unis (a)				
	1987	1991	1995	Écart 1987- 1991	1987	1991	1995	Écart 1987- 1991	Écart 1987- 1995
Total	0,556	0,517	0,568	-0,039*	0,561	0,539	0,551	-0,022*	-0,010*
Durée d'occupation de l'emploi initiale									
0-<2	0,297	0,285	0,343	-0,012*	0,344	0,348	0,396	0,004	0,052*
2-<9	0,635	0,58	0,628	-0,054*	0,611	0,552	0,572	-0,059*	-0,039*
9-<15	0,759	0,761	0,762	0,002	0,861	0,821	0,758	-0,040*	-0,103*
15+	0,788	0,769	0,772	-0,019	0,653	0,706	0,641	0,053*	-0,012
Âge									
15 à 24(b)	0,39	0,309	0,371	-0,081*	0,318	0,282	0,296	-0,036*	-0,022*
25 à 39	0,629	0,566	0,622	-0,063*	0,609	0,58	0,58	-0,029*	-0,029*
40 à 54	0,699	0,685	0,692	-0,014	0,715	0,687	0,683	-0,028*	-0,032*
55+	0,414	0,412	0,404	-0,002	0,489	0,471	0,457	-0,018	-0,032*
Sexe									
Hommes	0,588	0,542	0,586	-0,046*	0,601	0,566	0,568	-0,035*	-0,033*
Femmes	0,515	0,488	0,55	-0,027*	0,514	0,509	0,532	-0,005	0,018*

* Écart significatif au niveau de 5 %.

(a) Source : Neumark, Polsky et Hansen (2000)

(b) 16 à 24 ans dans le cas des résultats pour les États-Unis.

Figure 1 : Durée moyenne d'occupation de l'emploi en cours

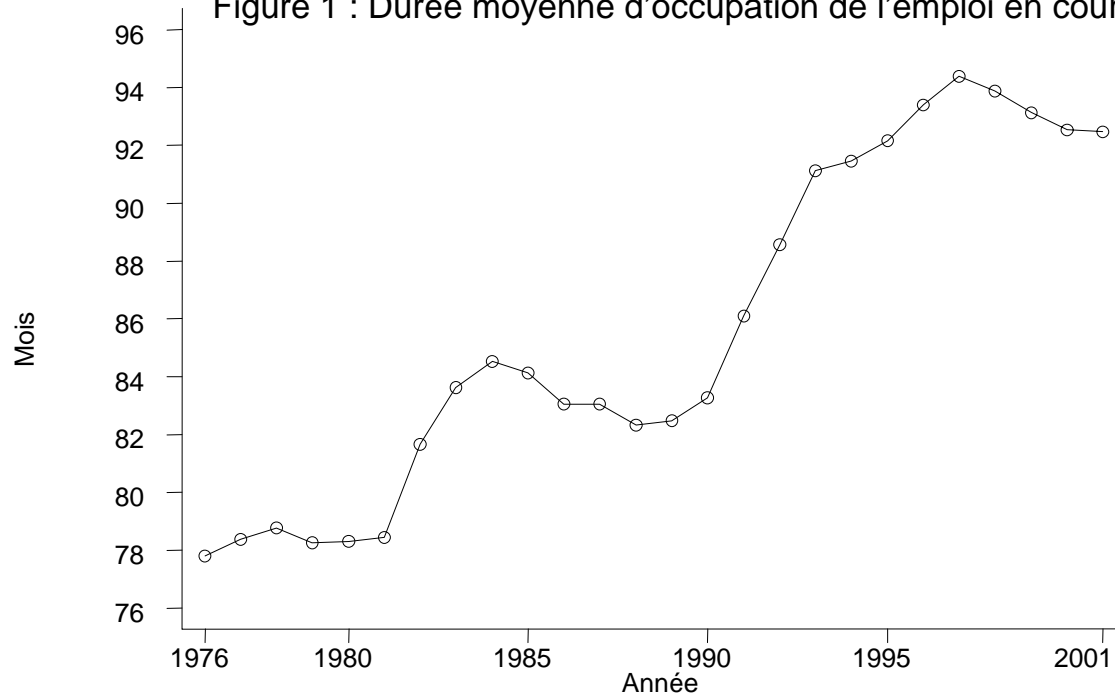


Figure 2 : Distributions empiriques pour la durée d'occupation de l'emploi

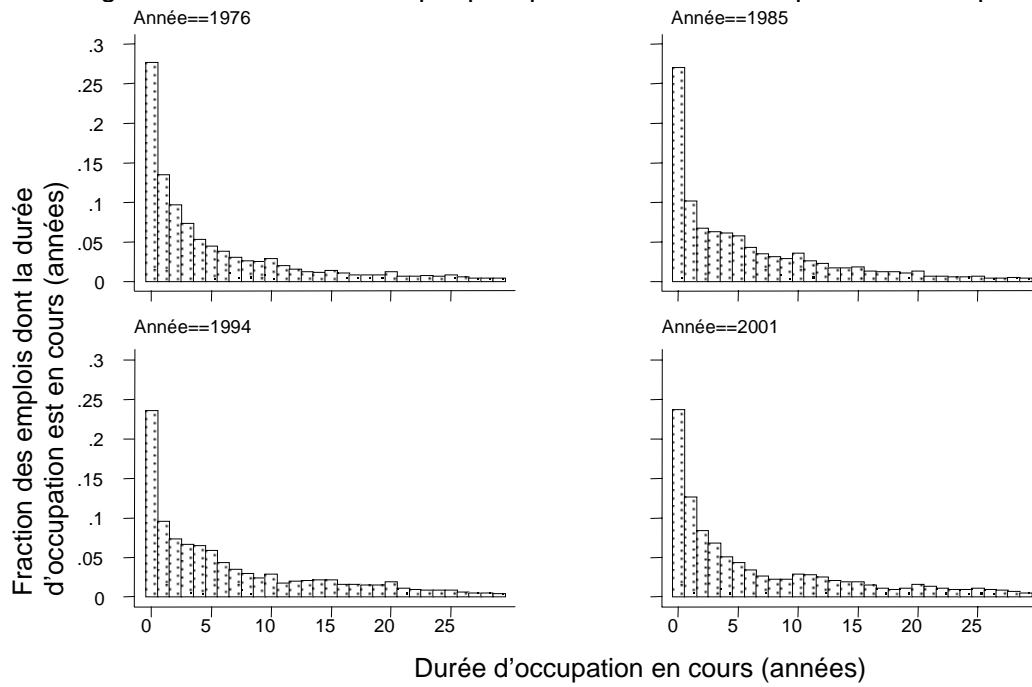


Figure 3 : Durée médiane d'occupation de l'emploi en cours

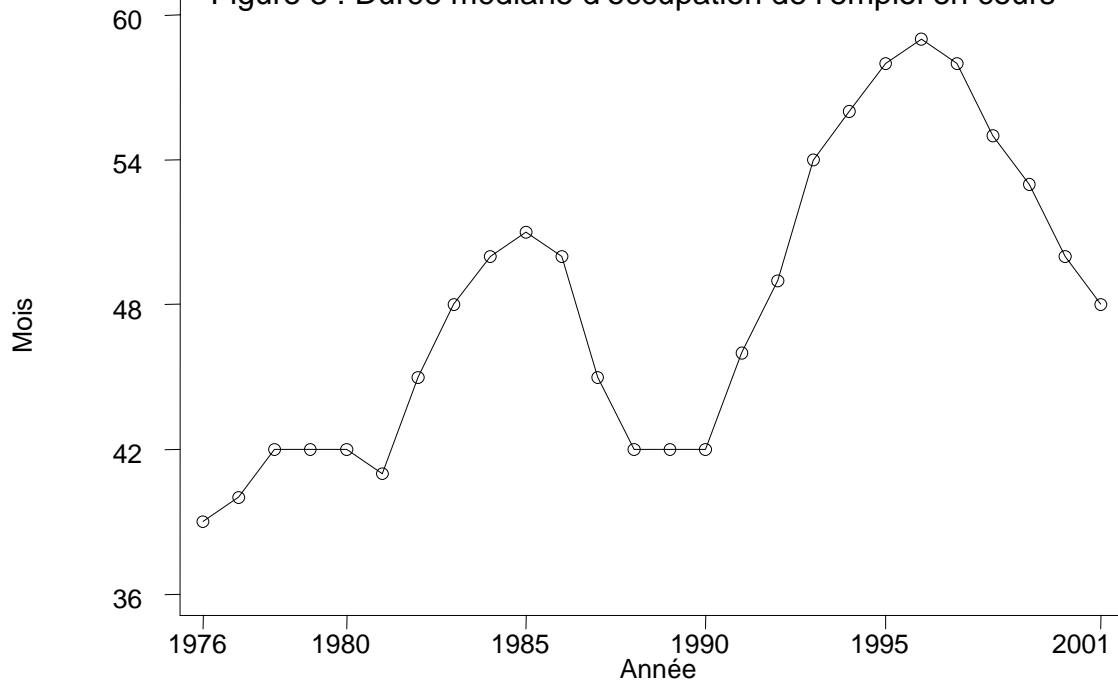


Figure 4 : Durée médiane d'occupation de l'emploi en cours, selon le sexe

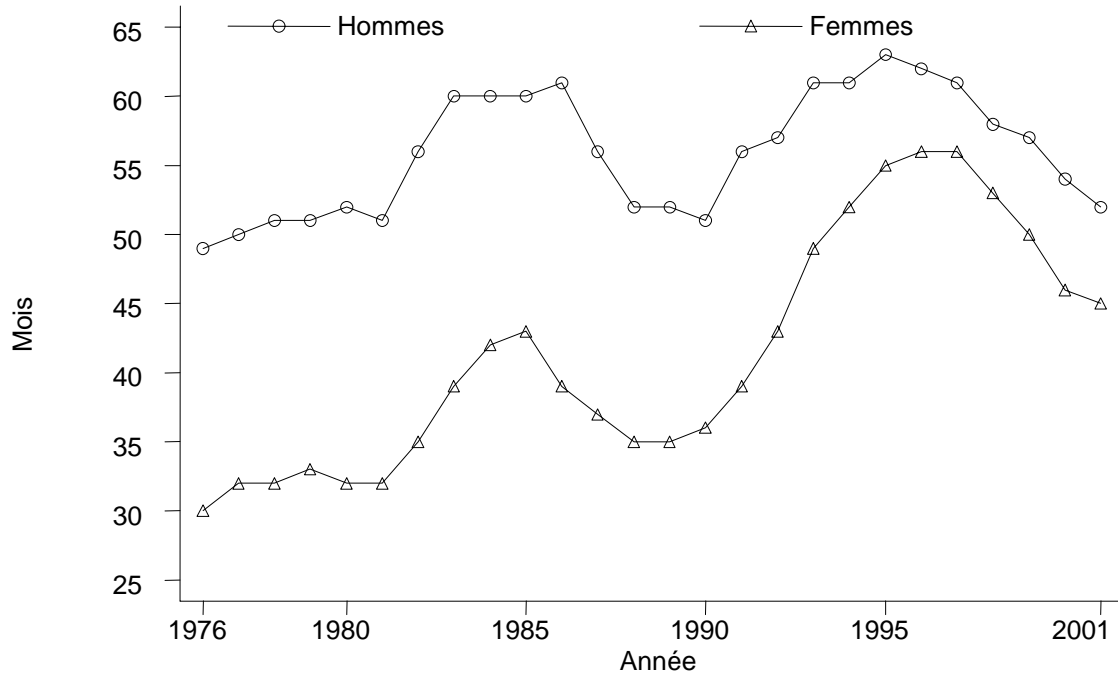


Figure 5 : Durée médiane d'occupation de l'emploi en cours, selon l'âge

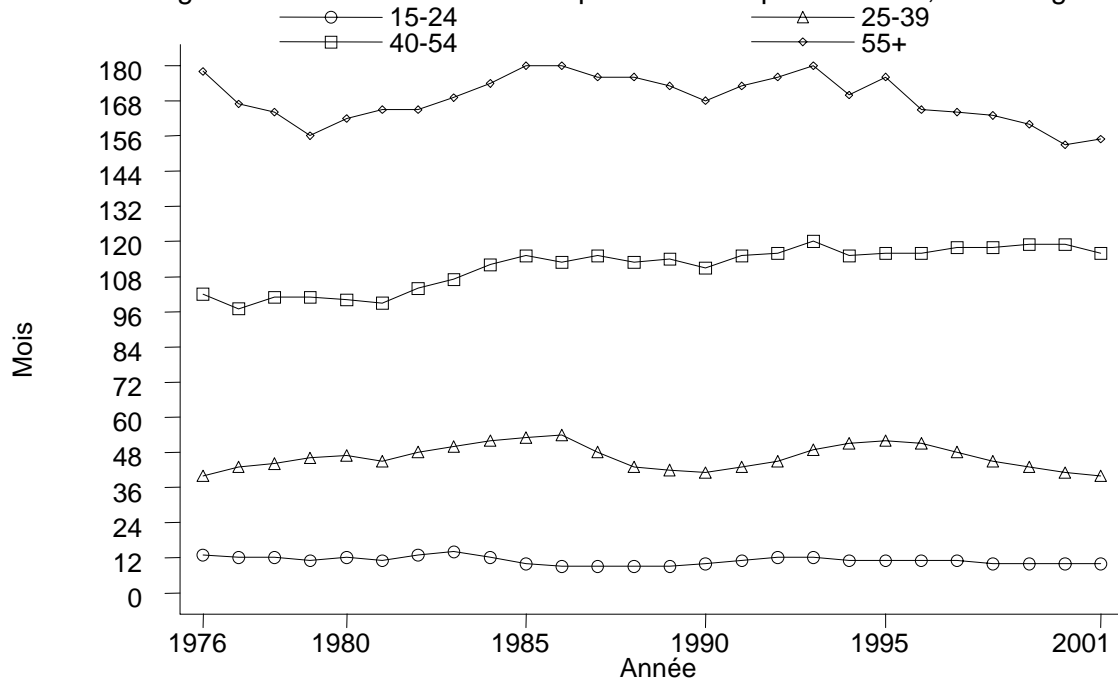


Figure 6 : Indice de durée d'occupation de l'emploi en cours, âge et niveaux de scolarité maintenus constants, hommes

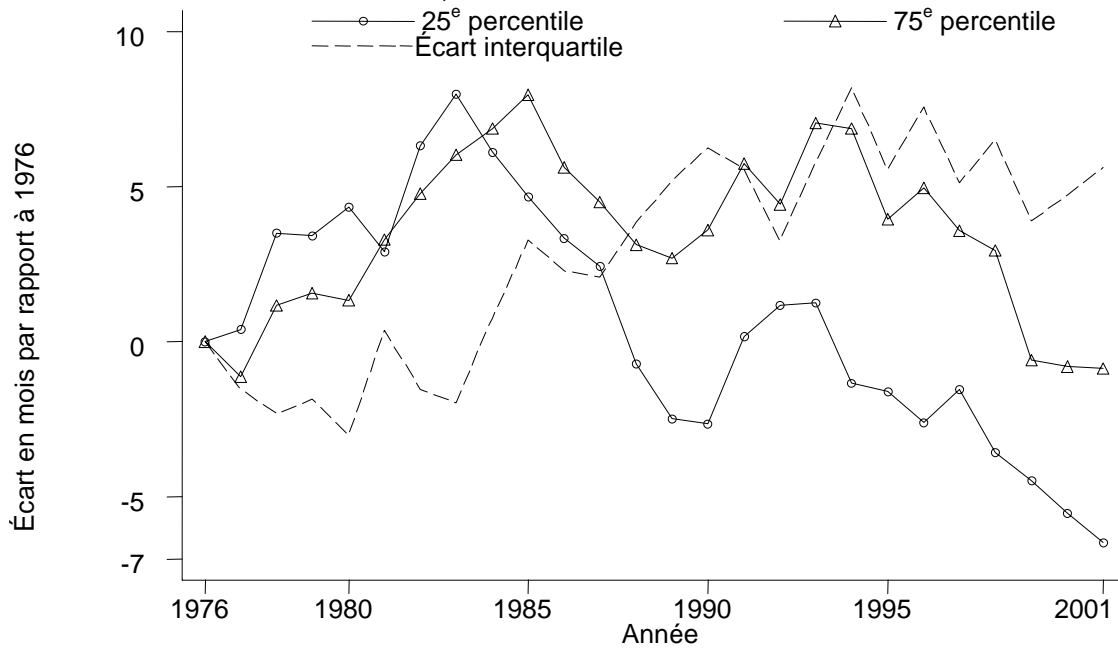


Figure 7 : Indice de la durée d'occupation de l'emploi en cours, âge et niveaux de scolarité maintenus constants, femmes

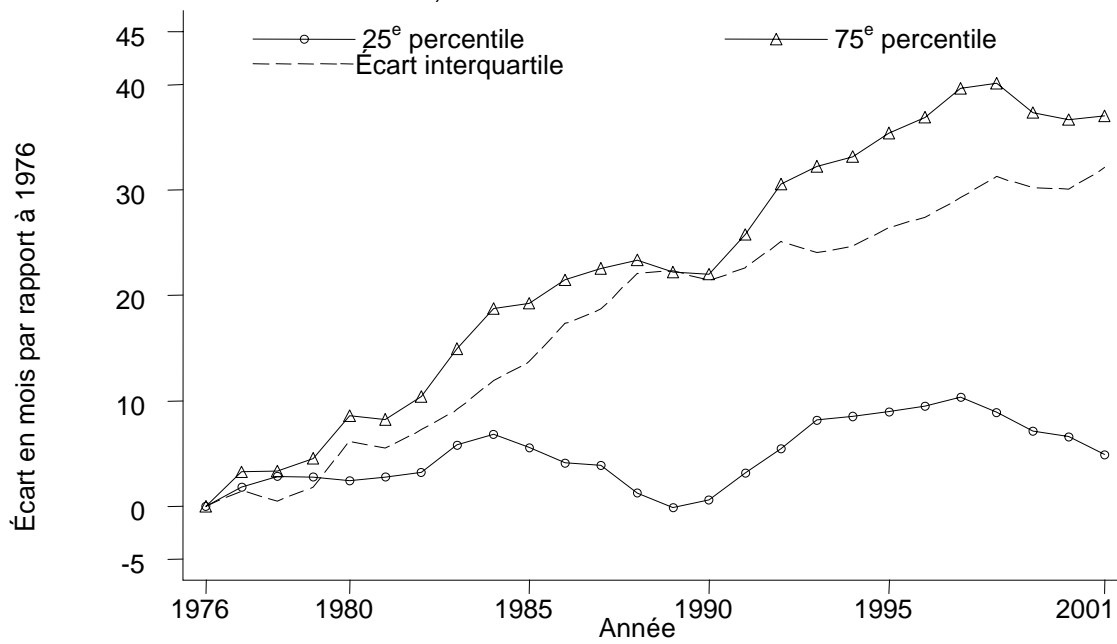


Figure 8 : Taux de maintien de l'emploi sur un an

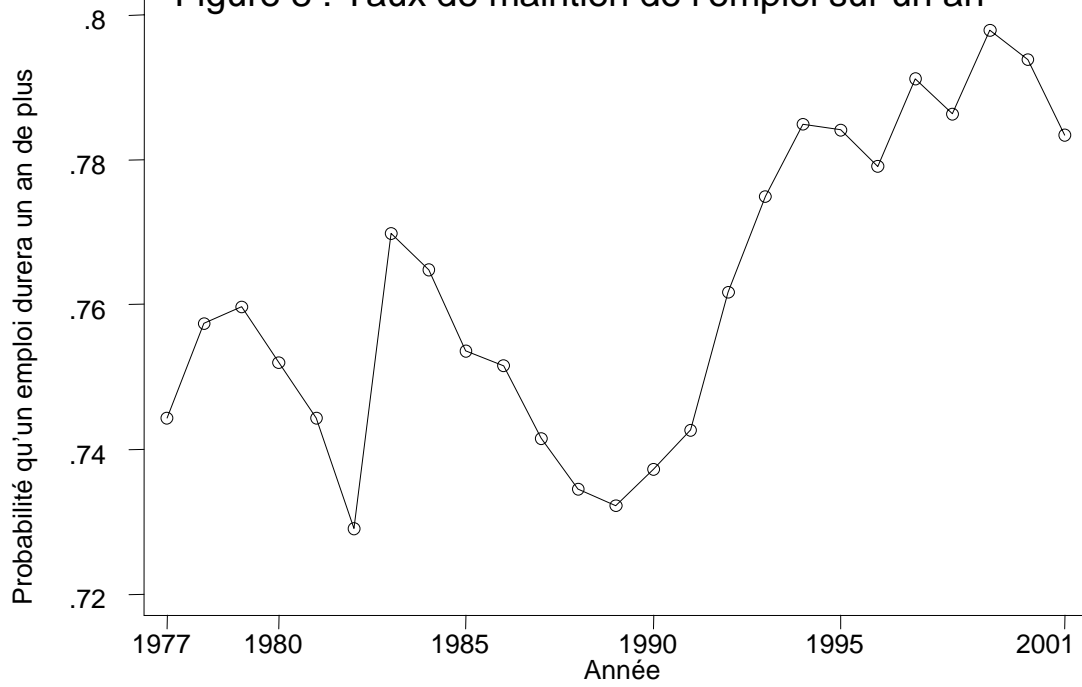


Figure 9 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, selon la durée d'occupation de l'emploi initiale

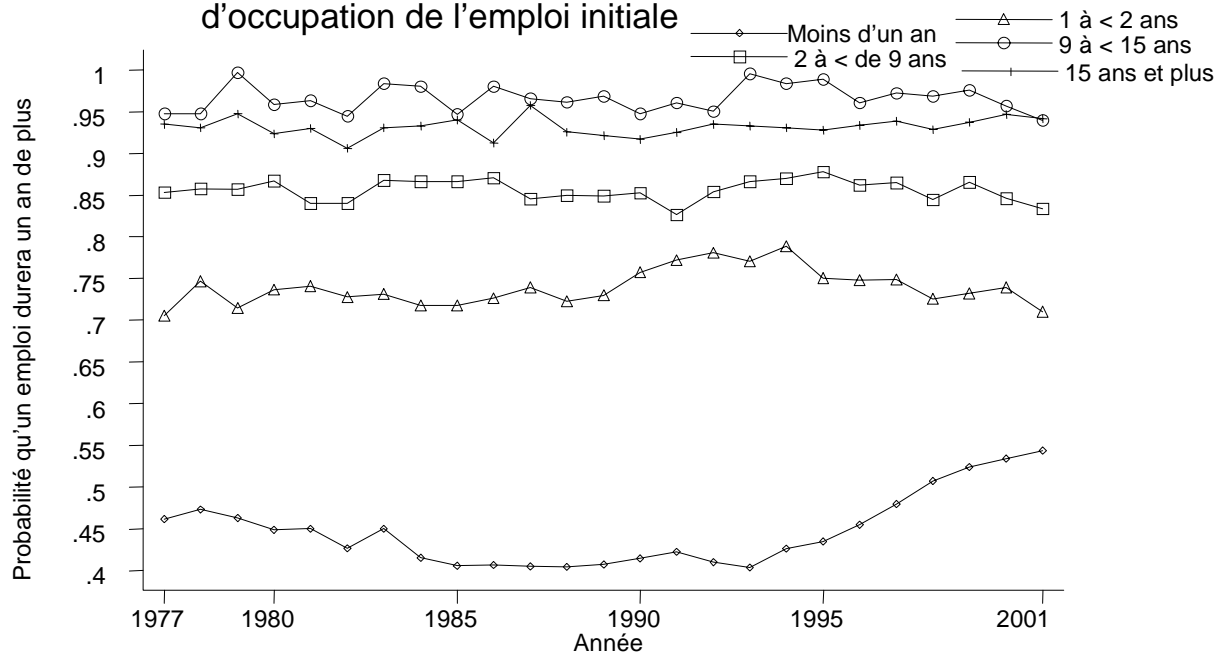


Figure 10 : Taux de maintien de l'emploi, distribution de la durée d'occupation de l'emploi initiale maintenue constante

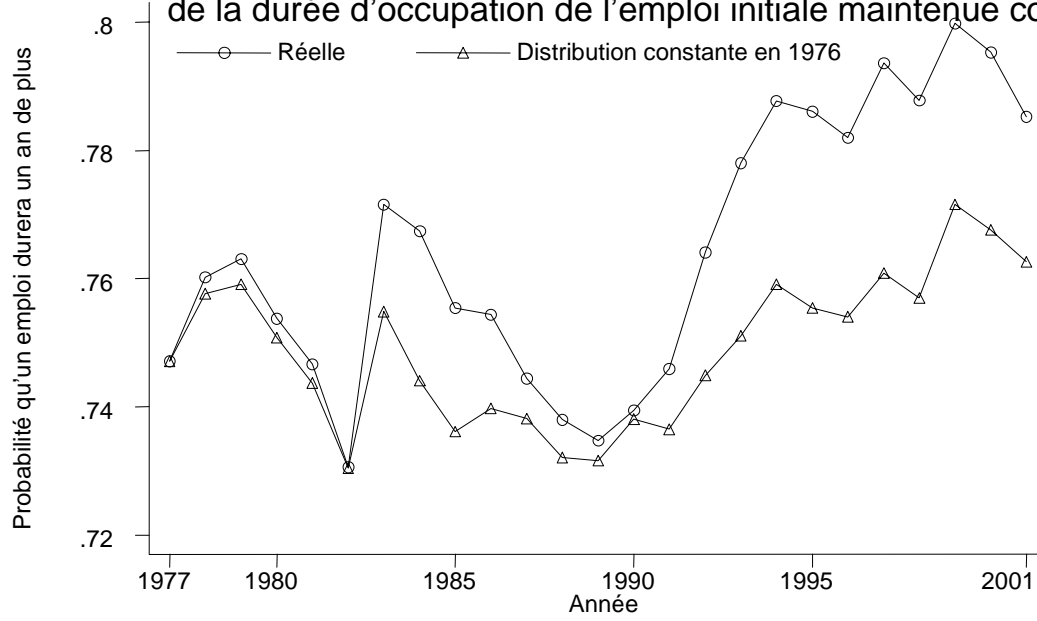


Figure 11 : Distribution de la durée d'occupation des emplois dans des conditions d'équilibre stable

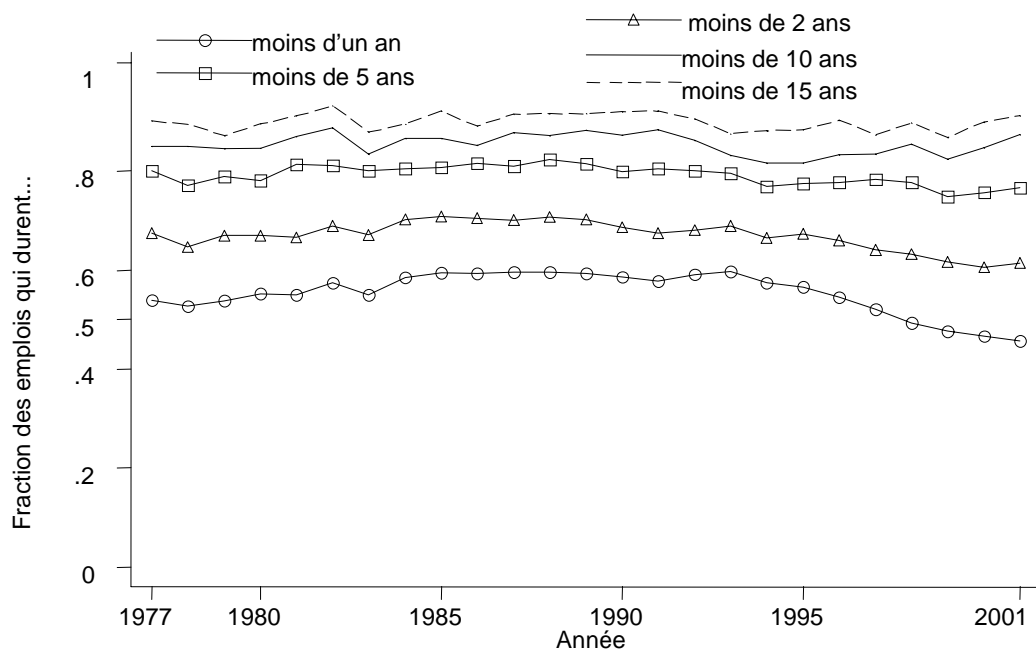


Figure 12 : Composition de la durée d'occupation de l'emploi initiale et taux de maintien de l'emploi pour les emplois dont la durée d'occupation initiale est de moins de deux ans maintenue constante

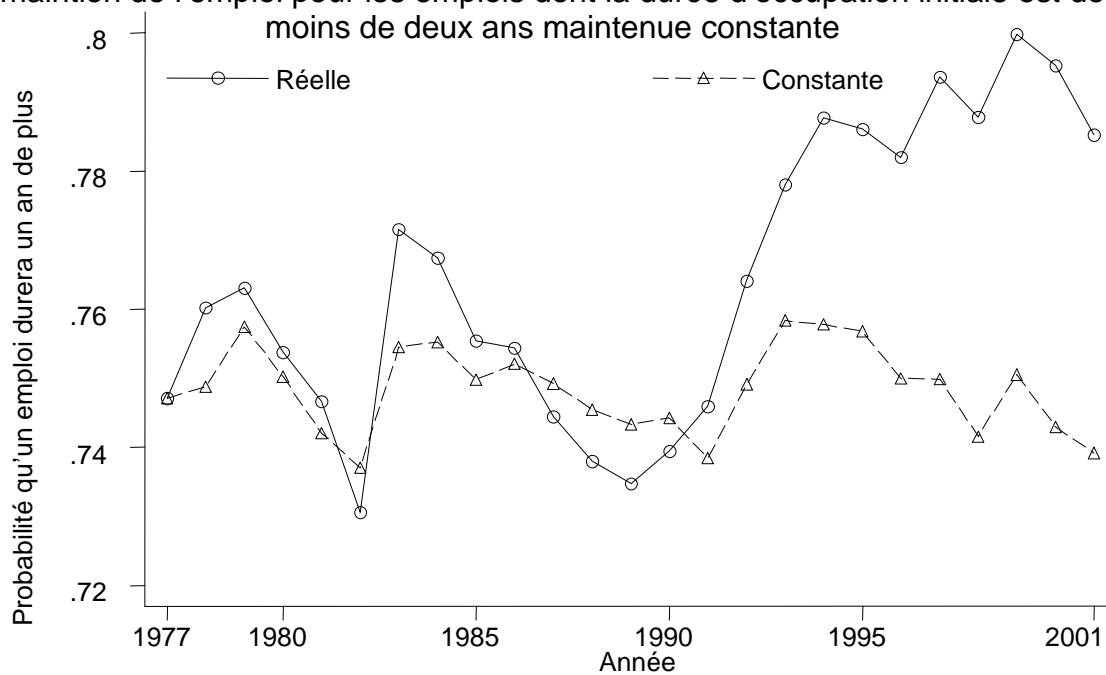


Figure 13 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, selon le sexe

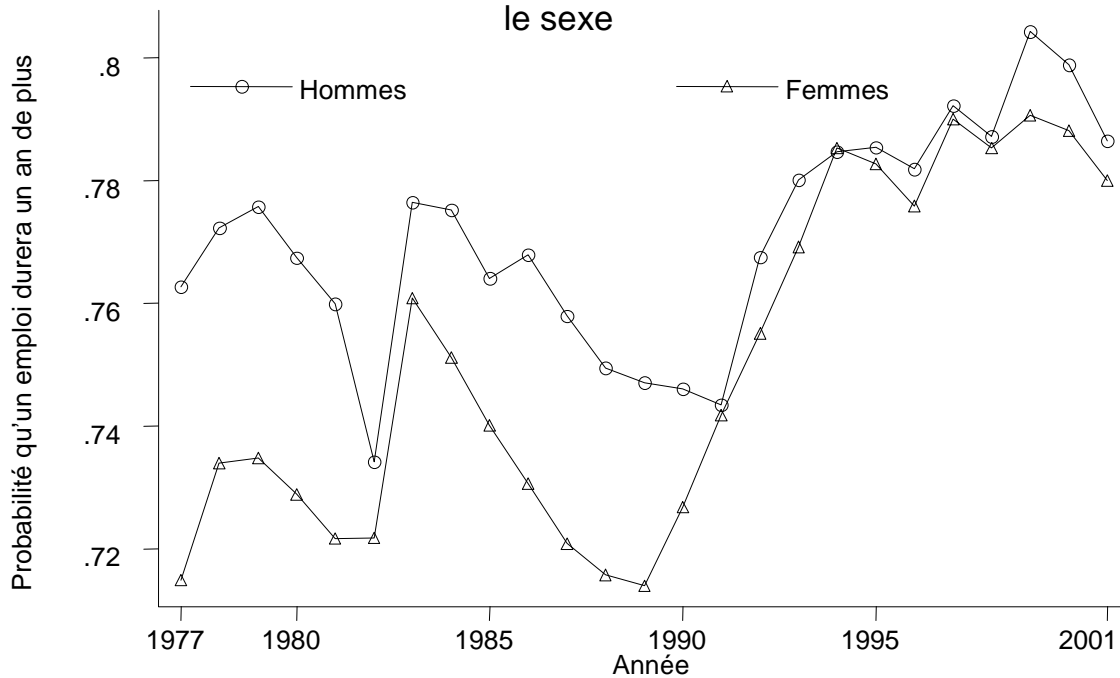
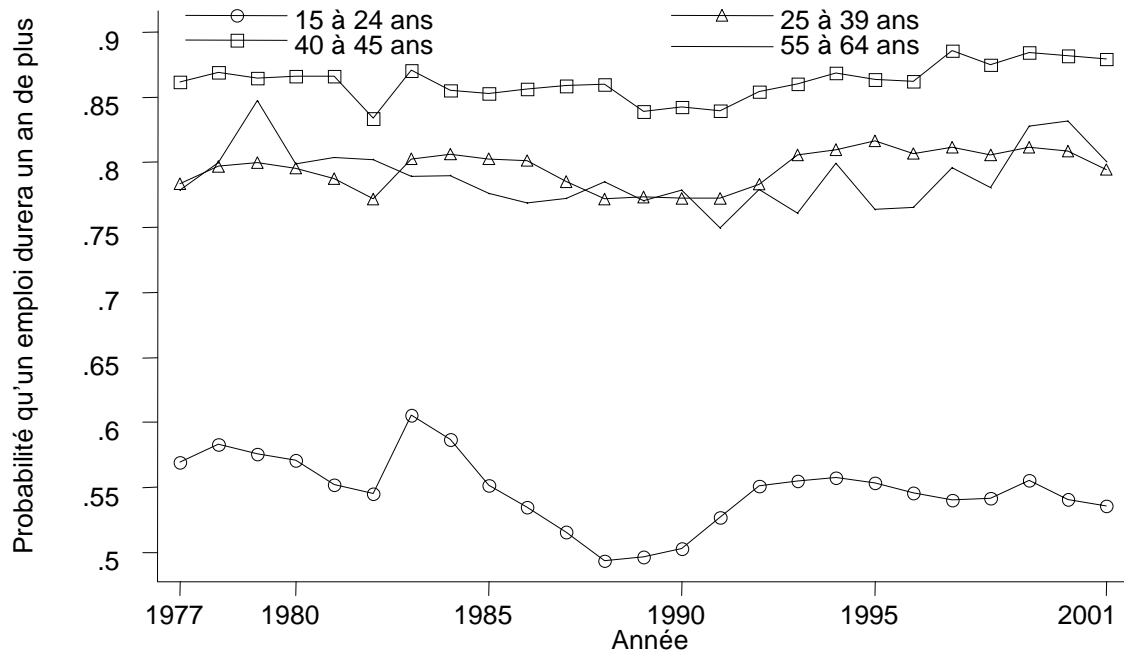


Figure 14 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, selon l'âge



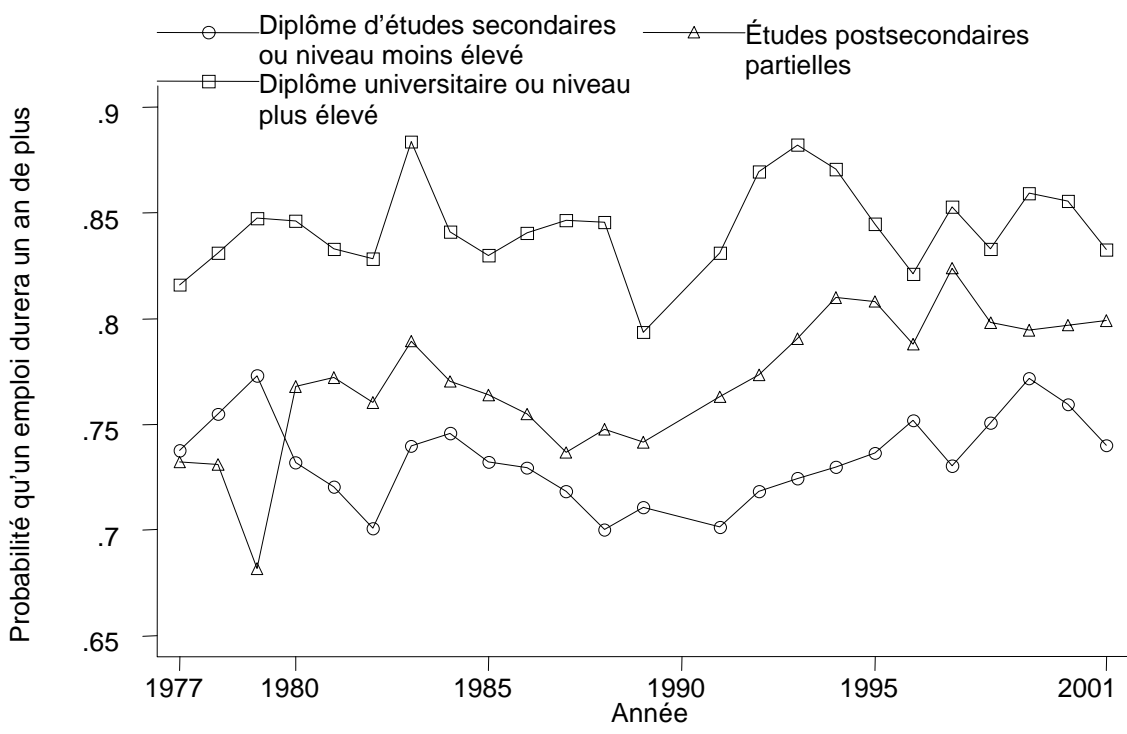


Figure 15 : Taux de maintien de l'emploi sur un an, selon le niveau de scolarité

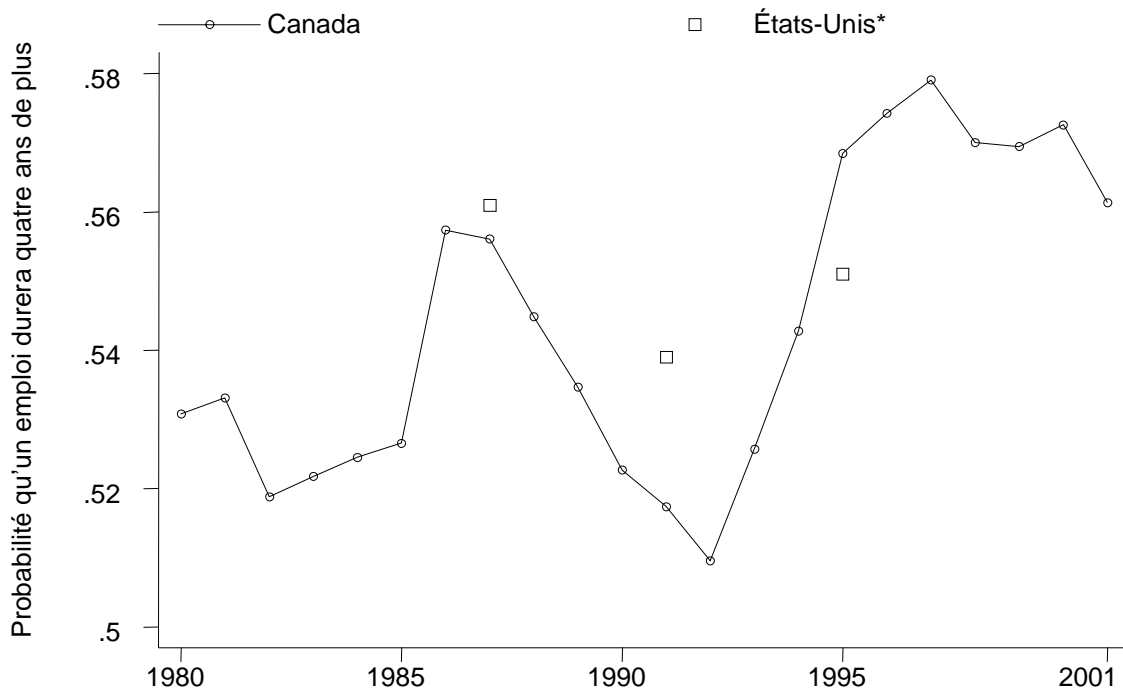


Figure 16 : Taux de maintien de l'emploi par période de quatre ans, Canada et États-Unis

* Source : Neumark, Polsky et Hansen, 2000

BIBLIOGRAPHIE

- Baker, G.M. and P.K. Trivedi (1985). "Estimation of Unemployment Duration from Grouped Data: A Comparative Study." *Journal of Labor Economics*. Vol. 3, pp. 153-174.
- Christofides, L. N. and C. J. McKenna (1995). *Employment Patterns and Unemployment Insurance*. Human Resources Development Canada.
- Diebold, Francis X., David Neumark and Daniel Polsky (1997). "Job Stability in the United States." *Journal of Labor Economics*
- Diebold, Francis X., David Neumark and Daniel Polsky (1996). "Comment on Kenneth A. Swinnerton and Howard Wial, 'Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?'" *Industrial and Labour Relations Review* Vol. 49, pp. 348-352.
- Farber, Henry S. (1995). "Are Lifetime Jobs Disappearing? Job Duration in the United States: 1973-1993." National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5014.
- Green, David A. and W. Craig Riddell (1997). "Job Durations in Canada: Is Long Term Employment Declining?" In *Transition and Structural change in the North American Labour Market*, Michael G. Abott, Charles M Beach and Richard P. Chaykowski., IRC press: Kingston.
- Hall, Robert E. (1982). "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy." *American Economic Review* Vol. 72, pp. 716-24.
- Hasan, Abrar, and P. De Broucker (1985). *Unemployment, Employment, and Non-Participation in Canadian Labour Markets*. Minister of Supply and Services Canada.
- Heisz, Andrew (1999). "Changes in Job Duration in Canada." *Relations Industrielles/Industrial relations*, 54 – 2.
- Heisz, Andrew and Sylvain Côté (1998). "Les emplois sont-ils moins stables dans le secteur tertiaire?" *L'observateur économique canadien*. Statistique Canada, No catalogue 11-010, mai.
- Neumark, David, Daniel Polsky and Daniel Hansen (1999). "Has job Stability Declined Yet New Evidence for the 90s?" *Journal of Labour Economics*, 17,4.
- Neumark, David, Daniel Polsky and Daniel Hansen (2000). "Has job Stability Declined Yet New Evidence for the 90s?" in *On the Job, Is Long-Term Employment a Thing of the Past?* David Neumark ed. Russell Sage Foundation, New York.
- Picot, Garnett and Andrew Heisz (2000). "The Performance of the 1990s Canadian Labour Market." *Canadian Public Policy*, XXVI Supplement, July2000.

- Picot, Garnett and Zhengxi Lin (1997). “*Les canadiens, sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?*” Direction des études analytiques document de recherche., Statistique Canada, no. catalogue 11F0019-MPF1997096.
- Picot, Garnett , Andrew Heisz and Alice Nakamura (2000). “Worker Mobility, Hiring and the Youth Labour Market During the 1990s”. Paper presented at the 34th Annual CEA Meetings, June 2000, University of British Columbia. Vancouver Canada.
- Osberg, L., F. Wein and J. Grude (1994). “*Technology, Employment and Social Policy,*” James Lorimer & Co.
- Salant, Stephen (1977). “Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts.” *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 91, pp. 39-57.
- Swinnerton, Kenneth A. and Howard Wial (1995). “Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?” *Industrial and Labour Relations Review* Vol. 48, pp. 293-304.
- Swinnerton, Kenneth A. and Howard Wial (1996). “Is Job Stability Declining in the U.S. Economy? Reply to Diebold, Neumark, and Polsky” *Industrial and Labour Relations Review* Vol. 49, pp. 352-355.
- Statistique Canada(1992). *Guide d'utilisation des données de l'Enquête sur la population active*. no. catalogue 71-528.
- Ureta, Manuelita (1992). “The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy, Revisited.” *American Economic Review* Vol. 82, pp. 322-34.