

Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada*

par Andrew Heisz

N° 95

11F0019MPF N° 95
ISSN:1200-5231
ISBN: 0-660-95351-X

Prix: 5 \$ l'exemplaire, 25 \$ par année

**Analyse des entreprises et du marché du travail
24-E, Immeuble R.-H. Coats, Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-3748
Télécopieur: (613) 951-5403**

Novembre 1996

- * Le présent document est une version remaniée de Heisz (1995), présenté en juin 1995 aux assises de l'Association canadienne d'économique à l'UQAM. Un résumé de ce document a été publié dans Heisz (1996). Je tiens à remercier Miles Corak et Jean Kimmel pour leurs commentaires utiles.

L'auteur assume seul la responsabilité des opinions dans le présent document qui ne représente pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

Also available in English

Table des Matières

Table des Matières	iii
Résumé	v
Introduction	1
Mesure de la durée et de la stabilité de l'emploi	2
Modification de la stabilité de l'emploi	7
La polarisation des emplois : quelques précisions	8
Travailleurs âgés et emplois à long terme	15
Conclusion	17
Bibliographie	19

Résumé

Partant des données mensuelles de l'Enquête sur la population active du Canada, l'auteur examine de quelle façon la durée complète moyenne de l'emploi a changé entre 1981 et 1994. Bien que la durée complète moyenne d'un nouvel emploi n'ait ni augmenté, ni diminué au cours de cette période, des changements dans la distribution des périodes complètes d'emploi donnent à penser que la proportion d'emplois à court terme s'est relevée tandis que celle de nouveaux emplois à moyen terme a faibli. La proportion d'emplois de longue durée est demeurée la même. Cette tendance affecte presque tous les sous-groupes de la population examinés, signe que l'explication du phénomène se situe au niveau de l'économie prise dans son ensemble (plutôt qu'au niveau d'un secteur ou d'un groupe démographique).

Mots clés : durée de l'emploi, stabilité de l'emploi, polarisation.

Introduction

On s'accorde généralement à dire que les emplois stables à long terme sont de plus en plus rares. Cette impression n'est peut-être pas sans fondement. Bon nombre d'analystes du marché du travail croient en effet que les employeurs adaptent leurs effectifs en fonction des fluctuations de la demande, si bien qu'on assiste à une diminution du nombre d'emplois à long terme offerts. Les mêmes analystes soutiennent que les entreprises recourent de plus en plus à un noyau d'employés à temps plein compétents et engagent des employés temporaires quand la demande augmente. Ce phénomène est important, car une modification de la durée de l'emploi influe sur le bien-être des travailleurs. En effet, avec un emploi à long terme, le travailleur a plus d'occasions d'accroître ses aptitudes professionnelles, d'atteindre un salaire élevé et de bénéficier de possibilités d'avancement. Par ailleurs, un emploi de courte durée l'expose à plus de périodes de chômage, lui rend plus difficile la constitution d'un fonds de pension et accentue la nécessité qu'il ait à se recycler en milieu de carrière¹.

L'auteur examine l'évolution de la durée de l'emploi au Canada et pose les questions suivantes : Assiste-t-on à une hausse de l'instabilité de l'emploi? Les emplois à court terme deviennent-ils plus fréquents et ceux à long terme, de «toute une vie», moins courants? Dans l'affirmative, qui est touché ? Pour apporter des réponses, il estime la durée complète moyenne d'un nouvel emploi entre 1981 et 1994. Si cette valeur a augmenté ou diminué durant cette période, on peut en déduire que la stabilité de l'emploi s'est améliorée ou détériorée. La fréquence des emplois de courte et de longue durée pourrait avoir changé elle aussi, sans que la durée moyenne de l'emploi en ait été affectée. La distribution des périodes complètes d'emploi entre 1981 et 1994 doit donc également être vérifiée.

Jusqu'à maintenant, la documentation portait essentiellement soit sur des mesures de la durée de l'emploi qui ne convenaient pas à l'analyse des changements sur le plan de la stabilité de l'emploi, soit sur la variation de la stabilité des emplois relativement longs, c'est-à-dire de quatre ans et plus. La présente étude améliore la documentation existante d'au moins trois façons. Tout d'abord, elle présente des données statistiques sur la durée complète de l'emploi, données dont on pourra se servir pour approfondir l'étude de la stabilité de l'emploi au Canada et ailleurs. En deuxième lieu, il s'agit de la première étude à examiner directement la variation de la durée de l'emploi au Canada sous l'angle des changements que subit la fonction de survie d'un emploi. Enfin, ce travail est unique en son genre, dans la mesure où il caractérise de façon précise la fonction de survie, surtout pour les emplois de courte durée. Il permet donc d'évaluer l'importance des changements connus par les emplois à court et à moyen termes afin de nous aider à mieux comprendre la stabilité de l'emploi.

¹ Les changements sur le plan de la stabilité de l'emploi doivent être examinés dans le contexte des autres changements qui affectent l'économie, notamment la hausse des emplois atypiques comme on peut le lire dans Conseil économique du Canada (1991) et Christofides et McKenna (1995), l'inégalité grandissante des gains comme l'indiquent Picot, Myles et Wannell (1990) et Morissette, Myles et Picot (1993), et le recours croissant des entreprises à un noyau d'employés permanents que des employés à court terme viennent renforcer à point nommé, ainsi qu'on en a la preuve dans l'étude de cas d'Osberg, Wein et Grude (1995) .

Mesure de la durée et de la stabilité de l'emploi

Les chercheurs ont trouvé au moins trois façons fondamentalement différentes de mesurer la durée d'un emploi. Les descriptions qui suivent s'inspirent de Hasan et de Broucker (1985) (tableau 1). La première méthode décrit la durée d'un emploi courant jusqu'au moment où celui-ci est observé lors d'une enquête transversale. Nous l'appellerons durée discontinue d'un emploi courant. Manifestement, cette méthode ne permet pas d'établir la durée complète de l'emploi; elle n'autorise que le calcul de la durée de l'emploi jusqu'à la date de l'enquête. La période est tronquée ou censurée à droite : un emploi échantillonné de cette façon pourrait encore durer de nombreuses années ou prendre fin le lendemain de l'enquête. Il s'agit de la méthode la plus couramment utilisée par les bureaux de statistique, y compris Statistique Canada et le Bureau of Labor Statistics des États-Unis. Bien que cette méthode ne nous indique pas la durée complète de l'emploi, elle contribue à décrire l'expérience en la matière des personnes occupées. Hasan et de Broucker situaient la durée moyenne de l'emploi à 7,4 ans en 1980, selon les données canadiennes.

Tableau 1
Méthodes d'évaluation de la durée de l'emploi

		Durée moyenne de l'emploi (années)
durée discontinue d'un emploi courant		7,4 ^a
durée complète d'un emploi courant	méthode du doublement	14,8 ^a
	méthode du taux de rétention	13,6 ^{b,c}
durée complète d'un nouvel emploi		2,0 ^a

source: Hasan et de Broucker (1985)

a: 1980

b: 1981

c: Calculé par l'auteur à partir des données de Hasan et de Broucker (1985), tableau 6-7.

La deuxième méthode s'appelle durée complète d'un emploi courant. On en trouve une des premières illustrations dans Akerlof et Main (1981). Ces auteurs ont noté qu'en période de stabilité, la durée complète d'un emploi échantillonné durant son existence correspond simplement au double de sa durée discontinue. Hasan et de Broucker fixent la durée moyenne de l'emploi des personnes occupées en 1980 à 14,8 ans. On trouvera un exemple plus récent de ce calcul dans Christofides et McKenna (1993, 1995). Ces auteurs se servent de données longitudinales sur les panels de 1986-1987 et 1988-1990 de l'Enquête sur l'activité (EA). La durée complète estimative des emplois courants échantillonnés se situait entre celle des deux panels, soit entre 14,5 et 14,0 ans.

Une autre façon d'estimer la durée complète d'un emploi courant a été mise au point par Hall (1982) et perfectionnée par Ureta (1992). Ces analystes ont recouru à des méthodes développées pour étudier la durée des périodes de chômage. Le principe de base est le taux de rétention, c'est-à-dire la probabilité conditionnelle qu'un emploi se poursuive pendant une période précise, compte tenu du fait qu'il a déjà duré un certain temps. En appelant t la durée écoulée de l'emploi, c le temps et $R_{t,c}$ le taux de rétention, il est possible d'obtenir le taux de rétention à partir de deux enquêtes consécutives, de la façon suivante :

$$R_{t,c} = N_{t,c} / N_{t-1,c-1} \quad (1)$$

Cette équation représente simplement le nombre de répondants qui signalent un emploi d'une durée t lors de l'enquête, divisé par le nombre de répondants qui avaient rapporté un emploi d'une durée $t-1$ à l'enquête précédente². $R_{t,c}$ est égal à un moins le taux de probabilité, et un ensemble complet de taux de rétention définit une fonction de survie. Le calcul du taux de rétention est une application de la méthode de la cohorte artificielle, ainsi baptisée parce qu'on échantillonne des sujets représentatifs de la même cohorte plutôt que constamment les mêmes sujets, pour former le numérateur et le dénominateur. Grâce aux taux de rétention, Hall est parvenu à ajouter une estimation de la durée résiduelle de l'emploi à la distribution des périodes discontinues tirée des suppléments à l'Enquête sur la population courante (EPC) américaine, donc à produire une distribution de la durée complète de l'emploi. Hasan et de Broucker (1985) ont appliqué cette méthode aux données canadiennes de l'Enquête sur la population active (EPA) de 1981. La méthode de Hall présente un avantage sur celle, plus simple, du «doublement» d'Akerlof et Main en ce sens qu'elle permet d'obtenir la distribution totale des périodes complètes d'emploi, mais la moyenne reste similaire, à 13,6 ans. Ces résultats nous amènent fort justement à conclure que la majorité du temps pendant lequel une personne est occupée se rapporte à un emploi à long terme.

Quoique utile, la distribution des périodes d'emploi courant, soit discontinues ou complètes, ne nous convient pas à l'examen de la variation de la durée de l'emploi dans le temps. Pour l'illustrer, examinons la formule que voici pour la durée discontinue moyenne de l'emploi (Average Interrupted Job Length).

$$\frac{\text{Average Interrupted}}{\text{Job Length}_c} = \frac{\sum_{t=1}^n N_{1,c-t} S_{t,c-t} \cdot t}{\sum_{t=1}^n N_{1,c-t} S_{t,c-t}} \quad (2)$$

$N_{1,c-t}$ correspond au nombre de travailleurs dont l'emploi a débuté au cours de la période $c-t$ et $S_{t,c-t}$ représente le taux de survie, soit la probabilité qu'un emploi commençant au temps $c-t$ dure au moins t périodes. La durée discontinue moyenne de l'emploi pour la période c est affectée par le nombre de personnes qui ont obtenu un nouvel emploi pendant toutes les périodes antérieures au cours desquelles des personnes détenant présentement un emploi sont devenues occupées, et par le taux de survie respectif des périodes en question. Pareillement, la durée complète moyenne d'emploi des personnes présentement occupées est touchée par les variations passées du nombre de nouveaux employés et des taux de survie. On comprend donc que les changements subis par une ou l'autre de ces statistiques sont difficiles à interpréter dans le temps.

Il importe aussi de noter que la distribution des périodes d'emploi courant qui arrivent à terme est une distribution biaisée à la hausse. Lors d'un sondage effectué à un moment quelconque dans le temps, la probabilité d'échantillonner une période d'emploi est proportionnelle à la longueur de cette dernière, si bien que la distribution des emplois existants est fortement pondérée par les emplois de longue durée. Akerlof et Main (1981) parlent de mesures «pondérées par l'expérience» puisque chaque période d'emploi est pondérée par sa durée. Akerlof et Main, Hall (1982) et Hasan

² Hall (1982) calcule le taux de rétention en se fondant sur un seul échantillonnage transversal des données. Ureta (1992) montre que cette façon de calculer le taux de rétention entraîne un biais. Pour l'illustrer, supposons le taux de rétention $R'_{t,c}$ calculé à partir d'une seule enquête transversale :

$$R'_{t,c} = N_{t,c} / N_{t-1,c}$$

Si la fonction de survie est stable, $R'_{t,c}$ sera biaisé quand $N_{t-1,c} \neq N_{t-1,c-1}$ ce qui se produit avec une variation du nombre de personnes obtenant un nouvel emploi.

et de Broucker (1985) soutiennent que cette distribution est correcte, car elle reflète l'expérience moyenne des personnes occupées. Dans le cadre d'une analyse de la durée du chômage, Carlson et Harrigan (1983) montrent comment cette façon de mesurer les périodes de l'emploi sous-estime l'importance que revêtent les périodes de courte durée.

Cette étude se penche sur une troisième méthode pour mesurer la durée de l'emploi. Nous l'appellerons durée complète d'un nouvel emploi. En supposant un simple état stable et en partant de l'hypothèse restrictive que le taux de rétention reste le même pour toutes les périodes d'emploi discontinues, Hasan et de Broucker ont découvert qu'un nouvel emploi durait en moyenne seulement 2,0 ans en 1980. Ceci illustre le fait bien connu que si la majeure partie du temps pendant lequel une personne est occupée se passe dans un emploi de longue durée, la plupart des périodes d'emploi sont en réalité très brèves. Une autre façon de parvenir à ce résultat, reprise ici, s'inspire de Sider (1985), Baker (1992) et Corak et Heisz (1994). Ces chercheurs ont appliqué la même méthode à l'étude des périodes de chômage. L'approche présente l'avantage de ne pas reposer sur l'hypothèse restrictive d'un état stable. Une fois de plus, le principe à la base de cette méthode est le taux de rétention. Étant donné un ensemble complet de taux de rétention, la durée complète moyenne de l'emploi prévue pour un groupe de personnes qui commencent à travailler en même temps est définie par l'équation suivante :

$$\text{AvgLength}_c = \sum_{t=1}^n \prod_{i=1}^t R_{i,c} . \quad (3)$$

Cette équation est la version temporelle discontinue du résultat selon lequel, au cours d'une période continue, la durée moyenne d'un nouvel emploi est égale à l'intégrale de la fonction de survie³. Elle mesure la période moyenne pendant laquelle un groupe de travailleurs qui vient d'obtenir un emploi demeurera occupé, en supposant que les conditions économiques qui prévalent au moment du calcul se maintiennent pendant toute la durée de l'emploi⁴. De même, on peut se servir des taux

³ Lire Baker et Trivedi (1985) pour plus d'explications.

⁴ Le premier élément de l'équation (3) est un et n=420. En réalité, les limites imposées par la taille de l'échantillon exigent l'utilisation d'intervalles de plus d'un mois pour le taux de rétention. Des intervalles allant jusqu'à cinq ans sont nécessaires pour la plus grande partie de la distribution des périodes discontinues d'emploi en raison du petit nombre de réponses. Plus précisément, on a établi 16 taux de rétentions pour la période de 1976 à 1994. Ces taux dérivent des ratios suivants :

$R_{1,c}$	=	3-4	mois d'emploi au mois c	à	1-2	mois d'emploi au mois c-2
$R_{2,c}$	=	5-6	mois d'emploi au mois c	à	3-4	mois d'emploi au mois c-2
$R_{3,c}$	=	7-8	mois d'emploi au mois c	à	5-6	mois d'emploi au mois c-2
$R_{4,c}$	=	13-18	mois d'emploi au mois c	à	7-12	mois d'emploi au mois c-6
$R_{5,c}$	=	25-36	mois d'emploi au mois c	à	13-24	mois d'emploi au mois c-12
$R_{6,c}$	=	37-48	mois d'emploi au mois c	à	25-36	mois d'emploi au mois c-12
$R_{7,c}$	=	49-60	mois d'emploi au mois c	à	37-48	mois d'emploi au mois c-12
$R_{8,c}$	=	61-72	mois d'emploi au mois c	à	49-60	mois d'emploi au mois c-12
$R_{9,c}$	=	85-108	mois d'emploi au mois c	à	61-84	mois d'emploi au mois c-24
$R_{10,c}$	=	109-132	mois d'emploi au mois c	à	85-108	mois d'emploi au mois c-24
$R_{11,c}$	=	133-156	mois d'emploi au mois c	à	109-132	mois d'emploi au mois c-24
$R_{12,c}$	=	157-180	mois d'emploi au mois c	à	133-156	mois d'emploi au mois c-24
$R_{13,c}$	=	181-204	mois d'emploi au mois c	à	157-180	mois d'emploi au mois c-24
$R_{14,c}$	=	241-300	mois d'emploi au mois c	à	181-240	mois d'emploi au mois c-60
$R_{15,c}$	=	301-360	mois d'emploi au mois c	à	241-300	mois d'emploi au mois c-60
$R_{16,c}$	=	361-420	mois d'emploi au mois c	à	301-360	mois d'emploi au mois c-60

de rétention pour obtenir la distribution des périodes d'emploi complètes des personnes nouvellement occupées. Soit $E_{t,c}$ la proportion d'emplois prenant fin au temps c dans l'intervalle $(t-1,t)$. On peut estimer cette proportion en soustrayant la proportion de nouveaux emplois qui ont duré plus que t de la proportion de nouveaux emplois qui ont duré plus que $t-1$. Puisque la proportion de nouveaux emplois dont la durée dépasse t est égale à $\prod_{i=1}^t R_{i,c}$,

$$E_{t,c} = \prod_{i=1}^{t-1} R_{i,c} - \prod_{i=1}^t R_{i,c}. \quad (4)$$

Nous sommes contraints à formuler les mêmes hypothèses que pour le calcul de la durée moyenne de l'emploi. $E_{t,c}$ représente la proportion d'emplois qui prennent fin durant l'intervalle $(t-1,t)$, sous réserve que les conditions économiques ne changent pas durant la durée de l'emploi.

La durée complète d'un nouvel emploi est une façon utile de mesurer la durée des périodes d'emploi, car elle n'introduit aucun biais du côté des emplois de plus longue durée. En outre, contrairement à l'estimation de la durée de l'emploi tirée directement de la distribution de la durée des emplois courants, la durée complète d'un nouvel emploi définie par les équations (3) et (4) repose sur les taux de rétention de la période courante et des périodes les plus récentes. Elle n'est donc pas sujette aux problèmes d'interprétation liés aux fluctuations antérieures des fonctions de survie et du nombre de personnes obtenant un nouvel emploi⁵. Par conséquent, cette méthode convient mieux que les autres pour étudier l'évolution de la durée de l'emploi dans le temps⁶. Sauf

Pour calculer la durée moyenne d'un nouvel emploi, on transforme le taux de rétention en équivalent mensuel, en l'élevant à l'inverse de la largeur de l'intervalle correspondant. On suppose que le taux de rétention mensuel demeure constant durant l'intervalle.

On peut adapter les taux de rétention à un intervalle plus large en les multipliant. Par exemple, la probabilité qu'un emploi dure plus de six mois au temps c est $R_{1,c} * R_{2,c} * R_{3,c}$. De même, la probabilité conditionnelle qu'un emploi continue plus de cinq ans après avoir duré six mois est $R_{4,c} * R_{5,c} * R_{6,c} * R_{7,c} * R_{8,c}$.

Peu de répondants ayant signalé un emploi de plus de 360 mois, on n'a pas calculé les taux de rétention au-delà de cet intervalle. Nous l'avons fait pour plus de commodité au niveau de la méthode, mais puisqu'il ne s'agit que d'une petite queue de la distribution de la durée de l'emploi, les résultats ne devraient pas en souffrir. Corak et Heisz (1994) ont montré que lorsqu'on utilise cette méthode, il est important de garder des intervalles étroits pour la partie la plus dense de la distribution, c'est-à-dire pour les périodes d'emploi plus brèves dans le cas qui nous intéresse.

⁵ Comme nous l'avons indiqué à la quatrième note en bas de page, nous utilisons des intervalles de plus d'un mois, si bien que l'estimation sera influencée par les fluctuations antérieures des taux de rétention et du nombre de personnes obtenant un nouvel emploi. L'estimation de la durée d'un nouvel emploi est toutefois moins sensible à pareils biais que la durée de l'emploi courant. Il y a deux raisons pour cela. Tout d'abord, la plupart des taux de rétention définis à la quatrième note en bas de page nécessitent un décalage de deux ans ou moins. Deuxièmement, les effets d'un décalage plus long des taux de rétention d'un emploi de 15 ans et plus sont atténués du fait que très peu de nouveaux emplois durent aussi longtemps. Quoi qu'il en soit, les effets d'un intervalle plus important pour les longues périodes d'emploi devraient être suffisants pour que la variation de cette statistique prenne du retard sur les changements que subit l'économie.

⁶ L'équation (3) ne s'applique pas qu'à la prévision de la durée d'un nouvel emploi. Puisqu'elle repose sur des renseignements fournis par des sujets de toute la cohorte de personnes occupées, cette statistique reflètera une modification de la stabilité de l'emploi pour les emplois de toute durée, avec pondération par la probabilité que le nouvel emploi dure le laps de temps en question.

indication contraire, le reste de cette analyse portera donc sur la durée complète d'un nouvel emploi.

La plupart des études récentes négligent le problème de l'estimation de la durée moyenne de l'emploi et adoptent une des deux approches que voici. Farber (1995) et Green et Riddell (1995) étudient la manière dont la distribution de la durée discontinue de l'emploi fluctue aux États-Unis et au Canada, respectivement, même si, comme nous l'avons indiqué précédemment, il est difficile d'interpréter les changements que subit pareille distribution. En examinant les données canadiennes de 1979 à 1991, Green et Riddell notent une tendance vers les emplois plus brefs, surtout chez les jeunes et les personnes moins scolarisées. Ces auteurs remarquent également une diminution de la proportion d'emplois courants qui durent de 6 à 10 ans et une hausse de la proportion de travailleurs qui occupent un emploi depuis 11 à 20 ans. De leur côté, Diebold, Neumark et Polsky (1994) et Swinnerton et Wial (1995) s'intéressent directement à la variation des taux de rétention, mais chaque équipe parvient à une conclusion différente à partir de données similaires venant de l'Enquête sur la population courante (EPC) des États-Unis. Ainsi, Diebold et ses collaborateurs estiment que les taux de rétention de quatre ans sont très stables, tandis que Swinnerton et Wial rapportent une diminution sensible des mêmes taux au cours des années 80. Dans une communication ultérieure, Diebold, Neumark et Polsky (1996) qualifient cette dernière observation d'erronée en raison de problèmes de sélection de l'échantillon et de légères divergences dans la méthodologie. Diebold et ses collaborateurs situent les taux de rétention de quatre ans à 0,52 en 1983 et à 0,51 en 1987, dans l'ensemble, signe qu'il n'y aurait pas eu de faiblissement général de la stabilité de l'emploi. Cette conclusion persiste quand on stratifie les travailleurs en fonction de la durée de l'emploi courant. Comme on le constatera plus loin, la plupart des emplois durent moins de quatre ans. Par conséquent, cette statistique pourrait négliger des changements susceptibles d'être importants au niveau de la stabilité de l'emploi.

Dans la présente étude, nous calculerons la durée complète moyenne d'un nouvel emploi et la distribution de la durée d'un nouvel emploi entre 1981 et 1994. La durée t provient de l'Enquête canadienne sur la population active et correspond au nombre de mois consécutifs de travail discontinu pour l'employeur courant⁷. On possède cette information mensuellement pour un échantillon représentatif d'environ 60 000 Canadiens, de 1976 à aujourd'hui. L'échantillon utilisé dans le cadre de cette étude comprend tous les travailleurs rémunérés à temps plein et à temps partiel, à l'exclusion des travailleurs autonomes, des étudiants à temps plein⁸ et de la main-d'oeuvre familiale non rémunérée. Bien que la plupart des travaux comparables sur la question reposent sur les données américaines, les données canadiennes conviennent mieux à l'étude de la durée de l'emploi pour au moins trois raisons. En premier lieu, les données canadiennes sur la durée de l'emploi sont disponibles chaque mois alors que celles des États-Unis ne le sont qu'à intervalles d'au moins deux ans. Il est donc possible de calculer les taux de rétention pour des intervalles plus étroits qu'avec les données américaines, ce qui nous permet d'évaluer les changements au niveau de

⁷ Pour ceux qui ont détenu plusieurs emplois, la durée de l'emploi correspond à celle de l'emploi primaire. L'absence du travail pour cause de vacances, de maladie, de mise à pied temporaire ou pour une autre raison n'est pas considérée comme une interruption de la durée de l'emploi, à moins que l'intéressé ne remette sa démission au cours de son absence. Lire Statistique Canada (1992).

⁸ Le terme « étudiant » désigne les personnes qui étudiaient à temps plein le mois où a eu lieu l'enquête et celles qui retournaient aux études, pour les mois de mai à septembre, c'est-à-dire celles qui étudiaient à temps plein en mars de l'année civile courante et avaient l'intention de reprendre leurs études à l'automne.

la stabilité des emplois de plus courte durée. Deuxièmement, les questions posées aux Canadiens sont restées les mêmes durant la période à l'étude, tandis qu'aux États-Unis, il y a césure dans la série de données à cause d'une modification apportée à la question entre les enquêtes complémentaires de 1981 et 1983⁹. Enfin, au Canada, les questions sur la durée de l'emploi font couramment partie de l'EPA, alors qu'aux États-Unis, elles s'ajoutent à l'EPC, ce qui peut entraîner un nombre appréciable de non-réponses, phénomène auquel on échappe au Canada.

Modification de la stabilité de l'emploi

La figure 1 indique la durée moyenne d'un nouvel emploi de 1981 à 1994, pour tous les travailleurs de l'échantillon. Durant cette période, un nouvel emploi durait en moyenne 3,7 ans¹⁰. Bien que la durée moyenne de l'emploi suive un cycle, passant d'un minimum de 3,5 ans en 1982 et de 3,0 ans en 1991 à un maximum de 4,0 ans en 1985 et de 4,9 ans en 1994, on ne relève aucune tendance importante. Un nouvel emploi durait en moyenne 3,8 ans entre 1981 et 1985, 3,4 ans entre 1986 et 1990 et 3,8 ans entre 1991 et 1994.

La stabilité de la durée moyenne de l'emploi cache d'importants changements dans la distribution des périodes complètes d'emploi (voir la figure 2 qui présente la distribution moyenne en début et en fin de période). On remarque un passage important des emplois qui duraient de six mois au moins à cinq ans vers ceux durant six mois et moins. Entre 1981-1985 et 1991-1994, la proportion d'emplois durant de six mois à cinq ans a diminué de 34 % à 26 % alors que la proportion d'emplois de six mois et moins a augmenté de 46 % à 54 %. Au cours de cette période, la proportion d'emplois qu'on estime durer de 5 à 20 ans et plus de 20 ans est demeurée la même. Ainsi, 14 % des emplois dureront de 5 à 20 ans et 6 % au-delà de 20 ans. La hausse de la proportion d'emplois à court terme combinée au maintien de la proportion d'emplois à long terme illustre une polarisation des emplois.

Pourquoi la proportion d'emplois de longue durée est-elle restée stable malgré le relèvement de la proportion d'emplois à court terme ? La réponse est que la probabilité que le nouvel emploi devienne un emploi de longue durée, une fois franchi le cap des six mois, est plus élevée à la fin de la période qu'au début de celle-ci. C'est ce que révèle la figure 3. La ligne supérieure indique la proportion de nouveaux emplois qui persistent plus de six mois et la ligne inférieure, celle d'emplois de six mois qui dureront au-delà de cinq ans. Bien que la proportion de nouveaux emplois qui durent plus de six mois diminue au cours de la période, celle d'emplois de six mois qui ont duré plus de cinq ans passe d'une moyenne de 37 % entre 1981 et 1984 à une moyenne de 42 % entre 1991 et 1994. On en déduit que les travailleurs d'ancienneté supérieure à un an voient la

⁹ La question posée au Canada ressemble davantage à l'ancienne question américaine. Au Canada, on demande aux répondants de l'EPA quand ils ont commencé à travailler pour leur employeur actuel. Selon Diebold et ses collaborateurs (1994), la réponse obtenue est moins biaisée que celle à la question posée aux répondants américains depuis 1983 et visant à déterminer depuis combien de temps l'intéressé travaille pour son employeur actuel (ou à son compte).

¹⁰ La durée moyenne d'un nouvel emploi est beaucoup plus brève que la durée discontinue ou complète d'un emploi courant. Entre 1981 et 1994, la durée discontinue moyenne de l'emploi était de 7,5 ans, tandis que la durée complète moyenne a été estimée à 17,4 ans. Il faut y voir la confirmation du fait bien connu que si la plupart des nouveaux emplois ont tendance à être relativement courts, la majeure partie du temps pendant lequel une personne est occupée résulte d'emplois de longue durée.

stabilité de leur emploi s'améliorer, alors qu'il s'avère de plus en plus difficile de faire partie des travailleurs qui détiennent un emploi stable.

La polarisation des emplois : quelques précisions

Il pourrait y avoir polarisation de la durée complète de l'emploi si certains groupes de la population profitaient d'emplois plus longs que d'autres groupes. La polarisation pourrait aussi se manifester à l'intérieur de chaque groupe. Dans le premier cas, un paramètre sectoriel ou démographique quelconque tel la région ou le secteur d'emploi, l'âge ou le sexe du travailleur, ou encore le niveau de scolarité du travailleur qui revêt une importance grandissante pour l'acquisition d'un emploi à long terme. Le second cas signifierait que les changements touchent l'économie dans son ensemble et la totalité des travailleurs. Cette partie de l'article examine la question et détermine si les tendances observées au niveau agrégatif se répètent dans certains secteurs ou groupes de l'économie.

Le tableau 2 présente une ventilation de statistiques sommaires, qui comprennent la durée moyenne d'un nouvel emploi, la proportion de nouveaux emplois de plus de six mois, la proportion d'emplois de plus de six mois qui durent plus de cinq ans et la proportion d'emplois de cinq ans qui durent plus de 20 ans. Les résultats sont donnés selon le sexe du travailleur, l'âge au début de l'emploi, la région de l'emploi, la branche d'emploi et le niveau de scolarité. On ne présente que le profil des quatre branches les plus importantes, c'est-à-dire les services communautaires, la fabrication, le commerce et les services aux entreprises et aux particuliers. Une modification à la définition de niveau de scolarité en 1990 nous empêche de calculer la durée moyenne de l'emploi et la proportion d'emplois de cinq ans durant plus de 20 ans après 1989. Les moyennes ne comprennent pas les observations faites en 1990 pour la proportion de nouveaux emplois qui durent plus de six mois et la proportion d'emplois de six mois qui durent plus de cinq ans.

Appartenir à certains groupes de la population présente manifestement des avantages. Ainsi, la durée moyenne de l'emploi est 1,7 fois plus importante en Ontario que dans les provinces de l'Atlantique. Les travailleurs de la branche des services communautaires bénéficient aussi d'un emploi qui dure en moyenne deux fois plus longtemps que l'emploi des travailleurs de la branche des services aux entreprises et aux particuliers. Par ailleurs, la durée moyenne de l'emploi des travailleurs qui ont fait des études post-secondaires partielles est presque égale au double de la durée de l'emploi des travailleurs qui n'en ont pas fait. Les travailleurs âgés connaissent en moyenne des emplois plus courts que leurs cadets et un plus petit nombre de personnes âgées qui entreprennent un nouvel emploi réussissent à franchir la borne des six mois (nous reviendrons ultérieurement à la situation des travailleurs âgés). Il est également remarquable de voir que l'emploi des femmes dure en moyenne légèrement plus longtemps que l'emploi des hommes. On le doit principalement à une probabilité plus élevée que les femmes gardent leur emploi plus de six mois.¹¹

¹¹ Cette constatation dément l'impression commune selon laquelle les femmes conservent leur emploi moins longtemps que les hommes, en moyenne. Cette observation dérive habituellement de l'examen de la durée discontinu ou complète de l'emploi courant qui, comme on l'a indiqué précédemment, est sensible à une modification des taux de participation. Entre 1966 et 1994, le taux d'activité des femmes a augmenté de 22 %

Figure 1 : Durée complète moyenne de l'emploi, 1981 à 1994

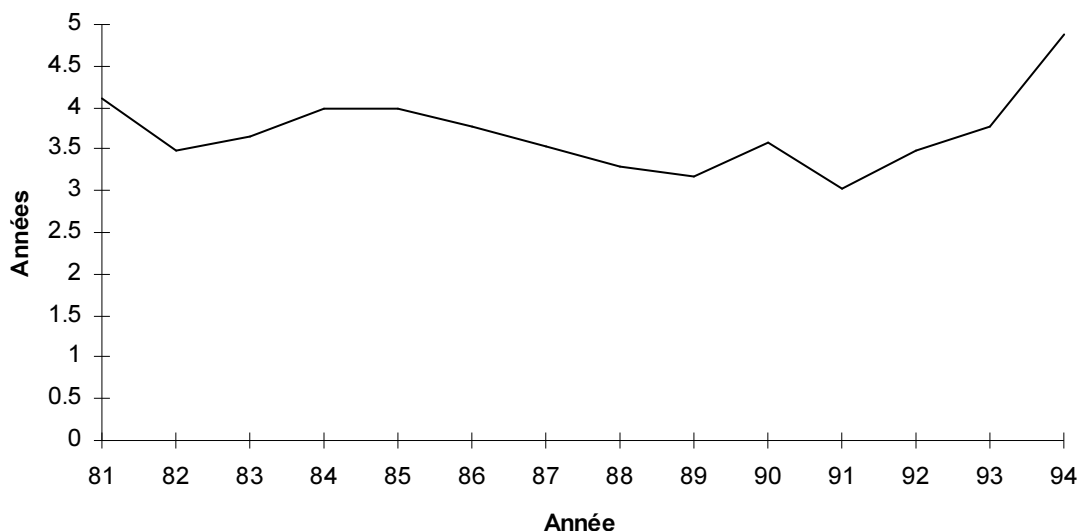
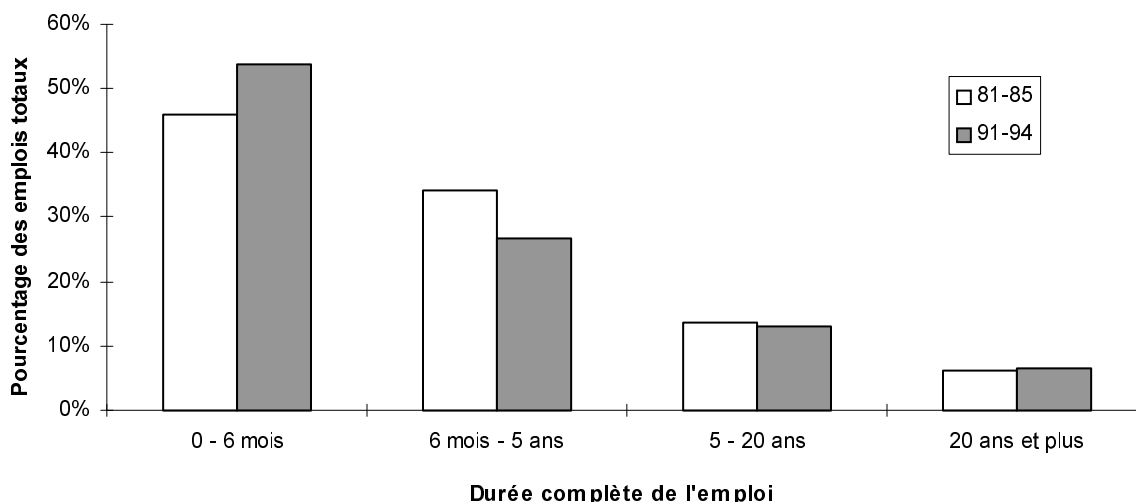


Figure 2 : Distribution de la durée complète de l'emploi, 1981-1985 et 1991-1994



alors que celui des hommes a diminué de 6 % . Le nombre de travailleuses recensées entre 1981 et 1994 est donc plus fortement pondéré par des personnes détenant un travail depuis peu de temps. Par conséquent, la durée discontinuée de l'emploi sera plus faible pour les femmes que pour la totalité des travailleurs au cours de la même période. Selon nos estimations, la durée complète moyenne de l'emploi courant est de 18,3 ans pour les hommes et de 16,3 ans pour les femmes. Par ailleurs, les estimations antérieures de la durée de l'emploi courant reposaient souvent sur des taux de rétention contemporains et non historiques. Comme l'indique la deuxième note en bas de page, la durée complète d'un emploi est affectée par la modification du nombre de personnes obtenant un nouvel emploi lorsqu'on utilise les taux de rétention contemporains. Hasan et de Broucker (1985) estiment que la durée complète médiane d'un emploi courant en 1981 était de 12,4 ans pour les hommes et de 6,1 ans pour les femmes, avec les taux contemporains. Notre propre estimation pour 1981, à partir d'un échantillon légèrement différent reposant sur les taux de rétention historiques, donne une durée complète médiane de l'emploi courant de 12,1 ans pour les hommes et de 10,4 ans pour les femmes.

Figure 3 : Évolution de la distribution de la durée complète de l'emploi, 1981-1994

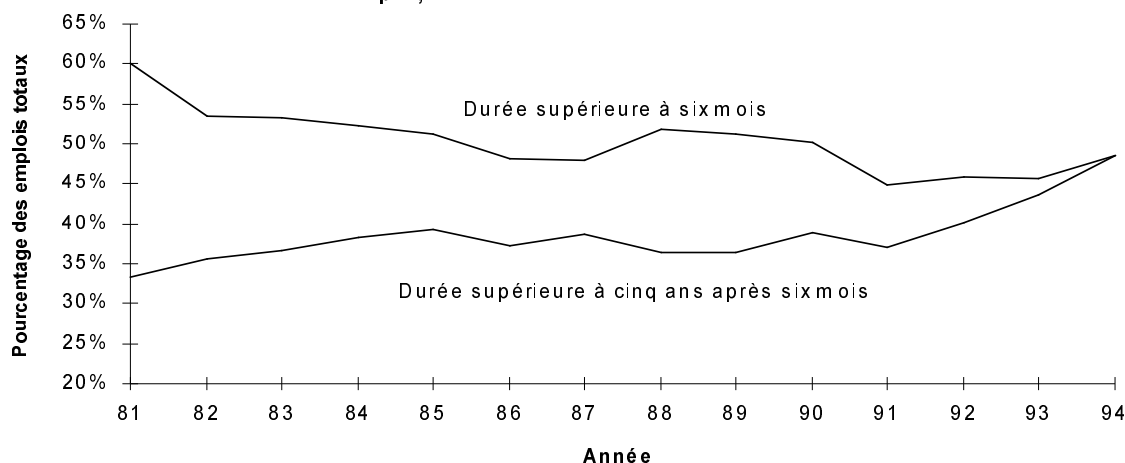


Tableau 2
Durée complète moyenne de l'emploi pour certaines parties de la distribution des emplois terminés, par groupe démographique, 1981-1994

	Durée complète moyenne de l'emploi (années)	Proportion de nouveaux emplois qui dureront plus de ...		
		6 mois	5 ans après 6 mois	20 ans après 5 ans
Tous	3,7	50,4	38,6	30,4
Hommes	3,6	48,0	39,0	31,7
Femmes	3,8	53,2	38,3	27,9
Âge au début de l'emploi				
15 à 24 ans	3,7	45,9	37,3	39,0
25 à 34 ans	4,3	55,7	37,3	38,5
35 à 44 ans	4,0	53,8	44,2	23,9
45 à 54 ans	3,2	49,1	43,7	4,1
55 à 64 ans	1,9	41,8	31,7	1,3
Région de l'emploi				
Atlantique	2,6	34,6	36,9	31,5
Québec	3,6	46,8	40,8	31,1
Ontario	4,5	58,6	40,7	30,6
Ouest	3,4	50,2	35,2	29,3
Branche d'activité				
Services communautaires	5,4	54,1	49,6	40,3
Fabrication	4,0	51,4	41,4	27,9
Commerce	3,8	61,2	34,6	20,9
Services aux entreprises et aux particuliers	2,7	51,6	27,2	19,6
Niveau de scolarité				
Pas d'études post-secondaires	2,9 ^a	42,2 ^b	33,1 ^b	24,4 ^a
Études post-secondaires partielles	5,7 ^a	60,7 ^b	43,2 ^b	42,1 ^a

a) 1981-1989 seulement. Une modification à la définition de niveau de scolarité de l'EPA en 1990 nous empêche de calculer cette statistique au-delà de 1989.

b) 1981-1989 et 1991-1994 seulement. Les observations de l'année 1990 ont été omises en raison du changement apporté à la définition de niveau de scolarité de l'EPA, la même année.

Sur le plan qualitatif, le type de changement survenu au cours de la période couverte par la distribution de la durée complète de l'emploi est similaire pour chacun des sous-groupes examinés et leur agrégat. Les résultats de la régression de 168 valeurs mensuelles pour chacune des variables du tableau 2 au moyen de variables fictives mensuelles, du taux de chômage et d'une tendance temporelle linéaire le confirment. Le tableau 3 présente ces résultats pour la tendance temporelle. Pour plus de commodité, la variable temporelle s'échelonne de 0,001 à 0,168, si bien que l'estimation des coefficients correspond à la variation mensuelle moyenne de la variable dépendante multipliée par 1 000 au cours de la période concernée¹². Chaque série présente une autocorrélation significative, de telle sorte que les résultats sont corrigés pour AR(1).

La probabilité qu'un nouvel emploi se maintienne plus de six mois a diminué de façon appréciable pour tous les groupes. Les plus durement touchés sont les femmes, les travailleurs de plus de 55 ans, les travailleurs des provinces de l'Atlantique, les travailleurs de la branche des services communautaires et les travailleurs qui ont des études post-secondaires partielles. Les baisses observées sont importantes. Par exemple, les coefficients estimatifs des femmes suggèrent que la probabilité qu'un nouvel emploi dure plus de six mois a faibli de 1,8 % par année, ou de 25 % pour l'ensemble de la période. C'est donc dire qu'à la fin de la période, la proportion de femmes détenant un nouvel emploi qu'elles garderont plus de six mois est inférieure de 25 % à ce qu'elle était au début. Il s'agit d'un recul de 13,5 points au niveau de la probabilité (évaluée à la moyenne de la période). La baisse correspondante pour les hommes est de 7,4 points.

¹² Le modèle utilisé est le suivant :

$$\log DV = a + b(\text{variables fictives mensuelles}) + c(\text{temps}) + d \log(\text{du taux de chômage})$$

DV correspond à la variable dépendante identifiée au sommet de chaque colonne du tableau 2. On ne peut calculer la variation de la durée moyenne de l'emploi et de la proportion d'emplois de cinq ans qui dureront plus de 20 ans selon le niveau de scolarité que jusqu'en 1989. Cette valeur n'est donc pas indiquée. La fluctuation de la proportion de nouveaux emplois qui durent plus de six mois et de la proportion d'emplois de six mois qui durent plus de cinq ans repose sur 156 observations mensuelles en 1981-1989 et 1991-1994. Les personnes qui le désirent peuvent obtenir les résultats complets de la régression.

Tableau 3
Variation de la durée moyenne de l'emploi et distribution des emplois terminés, par groupe démographique, 1981-1994^a

	Durée complète moyenne de l'emploi (années)	Proportion de nouveaux emplois qui dureront plus de ...		
		6 mois	5 ans après 6 mois	20 ans après 5 ans
Tous	0,055 (0,795)	-1,186 (0,195)***	1,343 (0,495)**	0,833 (1,427)
Hommes	0,094 (0,722)	-0,920 (0,237)***	1,121 (0,622)*	0,554 (1,065)
Femmes	-0,094 (0,742)	-1,512 (0,212)***	1,573 (0,617)**	1,300 (1,957)
Âge au début de l'emploi				
15 à 24 ans	0,586 (0,977)	-0,999 (0,278)***	1,902 (0,717)***	1,166 (2,330)
25 à 34 ans	-0,312 (0,790)	-1,249 (0,257)***	1,189 (0,544)**	-0,133 (1,444)
35 à 44 ans	-0,449 (0,490)	-1,367 (0,283)***	1,101 (0,527)**	-1,232 (1,068)
45 à 54 ans	-1,601 (0,815)**	-1,572 (0,443)***	-0,325 (1,153)	1,224 (2,104)
55 à 64 ans	-2,920 (0,974)***	-4,063 (0,508)***	2,014 (1,891)	-2,728 (4,735)
*** significatif au seuil de 1%				
** significatif au seuil de 5%				
* significatif au seuil de 10%				
a) Les coefficients de tendance obtenus de la régression des variables dépendantes (168 observations mensuelles) sur les variables fictives, le logarithme du taux de chômage et une tendance linéaire. Les coefficients représentent le changement mensuel moyen * 1000 au cours de la période. Tous les résultats ont été corrigés pour tenir compte d'un processus autorégressif d'ordre 1 (AR(1)).				
				Suite...

Tableau 3
Variation de la durée moyenne de l'emploi et distribution des emplois terminés, par groupe démographique, 1981-1994^a (suite)

Region de l'emploi	Durée complète moyenne de l'emploi (années)	Proportion de nouveaux emplois qui dureront plus de ...		
		6 mois	5 ans après 6 mois	20 ans après 5 ans
Atlantique	-1,543 (0,801)*	-2,403 (0,337)***	0,677 (0,889)	0,724 (0,957)
Québec	-0,071 (0,894)	-1,259 (0,292)***	1,149 (0,952)	0,700 (1,590)
Ontario	0,266 (0,723)	-0,749 (0,227)***	1,116 (0,575)*	0,563 (1,687)
Ouest	0,340 (0,511)	-1,121 (0,293)***	1,903 (0,335)***	0,752 (1,168)
Branche d'activité				
Services communautaires	-0,727 (0,868)	-2,315 (0,319)***	1,588 (0,458)***	1,185 (2,051)
Fabrication	0,186 (1,467)	-1,336 (0,486)***	2,457 (1,253)**	-0,609 (1,645)
Commerce	-0,526 (0,476)	-0,791 (0,228)***	0,841 (0,509)*	-1,958 (1,013)*
Services aux entreprises et aux particuliers	1,547 (0,920)*	-0,673 (0,285)**	1,548 (1,462)	3,336 (1,402)**
Niveau de scolarité				
Pas d'études post-secondaires	b	-2,207 ^c (0,247)***	0,397 ^c (0,638)	b
Études post-secondaires partielles	b	-2,765 ^c (0,347)***	0,286 ^c (1,130)	b
*** significatif au seuil de 1%				
** significatif au seuil de 5%				
* significatif au seuil de 10%				
b) Une modification à la définition de niveau de scolarité de l'EPA en 1990 nous empêche de calculer cette statistique.				
c) Résultat de 156 observations. Les observations de 1990 ont été omises en raison du changement apporté à la définition de niveau de scolarité de l'EPA, la même année.				

Parallèlement, la proportion d'emplois de six mois ayant duré plus de cinq ans s'est relevée de façon significative pour la plupart des groupes. La plus forte hausse a été observée pour les femmes, les travailleurs qui avaient de 25 à 44 ans au début de l'emploi, les travailleurs de l'ouest du Canada et les travailleurs des branches de la fabrication et des services communautaires. Encore une fois, les changements sont importants. Ainsi, chez les femmes qui travaillaient depuis au moins six mois et qui ont gardé leur emploi plus de cinq ans, on a noté une progression de 10,2 points entre le début des années 80 et le milieu des années 90. Pour les hommes, la hausse était de 7,3 points. Cette proportion a également augmenté, mais pas de façon significative, pour les travailleurs des provinces de l'Atlantique et du Québec, les travailleurs de la branche des services aux entreprises et aux particuliers et les travailleurs qui avaient de 55 à 64 ans au début de l'emploi.

La proportion d'emplois de cinq ans qui dureront plus de 20 ans est restée stable pour la plupart des groupes. Tous les coefficients n'étaient pas significatifs, à l'exception de ceux des branches du commerce et des services aux entreprises et aux particuliers. Dans le premier cas, la proportion d'emplois de cinq ans qui dureront plus de 20 ans a reculé de 6,9 points, alors que dans la branche des services aux entreprises et aux particuliers, elle s'est raffermie de 11,0 points.

Malgré ces changements dans la distribution des emplois terminés, la durée moyenne de l'emploi est demeurée stable pour la plupart des groupes, sauf dans quelques cas notables. Tout d'abord, les travailleurs qui avaient de 45 à 54 ans et de 55 à 64 ans au début de l'emploi avaient des emplois relativement plus courts à la fin de la période qu'au début de celle-ci. Les coefficients estimatifs signifient que pour chacun de ces groupes, la durée complète moyenne d'un nouvel emploi a reculé de 0,9 an entre 1981 et 1994. En deuxième lieu, les travailleurs des provinces de l'Atlantique ont vu la durée moyenne de leur emploi fléchir de 0,7 an. Enfin, les travailleurs de la branche des services aux entreprises et aux particuliers bénéficiaient d'emplois plus longs à la fin qu'au début de la période. Pour ces travailleurs, la durée moyenne de l'emploi s'est améliorée de 0,7 an durant la période concernée.

Étant donné la durée moyenne de l'emploi relativement faible et la baisse assez importante de la durée moyenne de l'emploi chez les travailleurs âgés, on peut craindre que les travailleurs âgés qui sont déplacés soient aux prises avec des aptitudes qui ne sont pas en demande et des perspectives d'emploi réduites. Il existe trois autres explications possibles : de plus en plus les travailleurs âgés (1) prennent leur retraite plus tôt, (2) arrondissent leur revenu de retraite en travaillant à court terme ou (3) comblent le temps entre la fin d'un emploi durable et la retraite en acceptant un ou plusieurs emplois à court terme. Les données du tableau 3 indiquent que la proportion de personnes qui commencent à travailler et obtiennent un emploi stable diminue beaucoup plus vite pour les travailleurs de 55 à 64 ans que pour leurs cadets. Les résultats de la régression impliquent que la proportion de nouveaux emplois détenus par les travailleurs de 55 à 64 ans et durant plus de six mois régresse de 4,9 % par année, contre un maximum de 1,9 % pour les autres groupes. D'autre part, la tendance observée pour l'ensemble des travailleurs et voulant que ne cesse de progresser la probabilité qu'un emploi de six mois dure plus de cinq ans ne vaut que pour les jeunes. En réalité, la probabilité qu'un nouvel emploi obtenu par un travailleur de 45 à 54 ans dure plus de cinq ans une fois passé le cap des six mois a diminué, quoique de façon non significative. La même probabilité s'est améliorée pour les travailleurs qui avaient de 55 à 64 ans au début de l'emploi, mais pas de manière significative non plus. Le résultat de ces tendances est le suivant : les personnes qui trouvent un emploi à un âge avancé éprouvent de plus en plus de difficulté à le garder.

Des tendances analogues expliquent le recul de la durée de l'emploi dans les provinces de l'Atlantique. Le fléchissement de la durée moyenne d'un nouvel emploi provient d'une baisse exceptionnellement élevée de la proportion d'emplois durant plus de six mois, à laquelle s'ajoute une faible hausse ou l'absence de hausse de la probabilité qu'un emploi de six mois se maintienne plus de cinq ans. Par conséquent, bien que les changements dans la distribution de la durée de l'emploi témoignent d'une polarisation pour la plupart des groupes examinés, les travailleurs âgés qui trouvent un nouvel emploi et les travailleurs des provinces de l'Atlantique sont les victimes d'une tendance vers des emplois à court terme.

Travailleurs âgés et emplois à long terme

On entend souvent dire qu'en raison des changements structurels au sein de l'économie, les travailleurs âgés courent maintenant plus de risques de perdre ce qu'on appelait naguère un emploi stable. Une façon de vérifier cette hypothèse consiste à étudier la variation du taux de rétention de cinq ans des travailleurs d'âge varié et la durée discontinue de l'emploi. Le tableau 4 donne la tendance temporelle estimative découlant de la régression de certains taux de rétention de cinq ans à partir de variables fictives mensuelles, du logarithme du taux de chômage et d'une tendance temporelle linéaire pour divers groupes de travailleurs âgés. Chaque coefficient indique la variation mensuelle de la probabilité que l'emploi occupé de 10 à 14 ans par un travailleur de 35 à 44 ans dure encore cinq ans, par exemple. Comme au tableau 3, la variation mensuelle a été multipliée par 1 000 et les résultats sont corrigés pour AR(1).

Il semble fortement que les taux de rétention de cinq ans aient diminué durant la période à l'étude, en particulier pour les travailleurs âgés qui ont beaucoup d'ancienneté. Les baisses sont encore une fois importantes. Pour les travailleurs de 50 à 59 ans qui détiennent 15 à 19 ans d'expérience, la probabilité que l'emploi persiste cinq années de plus a diminué de 1,8 % par année, soit de 26 % au cours de la période de 14 ans. Pour les jeunes travailleurs et les travailleurs ayant moins d'ancienneté, le changement n'est pas significatif. Malheureusement, les données ne permettent pas d'établir l'origine d'un tel changement. Bien que la situation puisse être attribuée en partie à une hausse du nombre d'emplois perdus, elle peut aussi résulter dans une certaine mesure de l'accroissement du nombre de travailleurs âgés qui prennent une retraite anticipée. Le fait que le recul du taux de rétention se concentre chez les travailleurs âgés qui ont beaucoup d'ancienneté nous amène à accorder plus d'importance à cette deuxième hypothèse.

Les changements structurels que traverse l'économie peuvent aussi déstabiliser les emplois à long terme dans certaines branches d'activité. Le tableau 5 illustre la fluctuation du taux de rétention de cinq ans des emplois de durée discontinue variable pour les branches de la fabrication, du commerce, des services communautaires et des services aux entreprises et aux particuliers¹³. Dans les branches de la fabrication et du commerce, les emplois de longue durée sont moins stables aujourd'hui qu'ils l'étaient au début des années 80, mais il ne s'agit pas d'un changement significatif, et celui-ci est compensé par la stabilité accrue des emplois à long terme dans les branches des services communautaires et des services aux entreprises et aux particuliers. Le taux de rétention n'a faibli de façon significative que pour les emplois de la branche de la fabrication qui ont duré de 20 à 24 ans - ce qui pourrait résulter en partie d'une plus forte prévalence des retraites

¹³ Tiré de la régression des taux de rétention quinquennaux sur les variables fictives mensuelles, le logarithme du taux de chômage et une tendance temporelle linéaire. Les résultats sont corrigés pour AR(1) et représentent la variation mensuelle des taux de rétention multipliée par 1000.

anticipées. Ce changement représente un recul de 12,8 % pour la proportion d'emplois ayant duré encore cinq ans. La modification des taux de rétention des emplois de longue durée dans la branche du commerce, bien que significative globalement au tableau 3, ne l'est pas séparément au tableau 5, en dépit d'une valeur toujours négative. Le taux de rétention de cinq ans des emplois de 15 à 19 ans dans la branche des services communautaires et des emplois de 10 à 14 ans dans le secteur des services aux entreprises et aux particuliers s'est respectivement amélioré de 8,5 et de 27,9 %.

Tableau 4
Variation du taux de rétention des emplois de longue durée selon l'âge du travailleur, 1981-1994^a

	Variation de la probabilité qu'un emploi dure cinq années de plus					
	Âge du travailleur					
	30 à 39	35 à 44	40 à 49	45 à 54	50 à 59	55 à 64
L'emploi a duré :						
10 à 14 ans		-0,099 (0,584)		-0,579 (0,620)		0,234 (1,225)
15 à 19 ans	0,059 (0,157)		-0,180 (0,201)		-1,526 (0,444)***	
20 à 24 ans		0,315 (0,249)		-1,053 (0,290)***		-1,916 (0,697)***
25 à 29 ans			-0,420 (0,324)		-1,352 (0,418)***	
*** significatif au seuil de 1%						
** significatif au seuil de 5%						
* significatif au seuil de 10%						
a) Les coefficients de tendance obtenus de la régression des variables dépendantes (168 observations mensuelles) sur les variables fictives, le logarithme du taux de chômage et une tendance linéaire. Les coefficients représentent le changement mensuel moyen * 1000 au cours de la période. Tous les résultats ont été corrigés pour tenir compte d'un processus autorégressif d'ordre 1 (AR(1)).						

Tableau 5
Variation du taux de rétention des emplois de longue durée, par branche d'activité,

1981-1994^a

Variation de la probabilité qu'un emploi dure cinq années de plus				
	Services communautaires	Fabrication	Commerce	Services aux entreprises et aux particuliers
L'emploi a duré :				
10 à 14 ans	-0,032 (0,641)	-0,127 (0,733)	-1,067 (0,671)	1,663 (0,702)**
15 à 19 ans	0,507 (0,292)*	-0,435 (0,334)	-0,607 (0,410)	-0,245 (0,901)
20 à 24 ans	0,417 (0,494)	-0,759 (0,316)**	-0,729 (0,614)	0,293 (1,017)
25 à 29 ans	0,244 (0,723)	-0,515 (0,412)	-0,648 (0,648)	1,367 (1,704)
*** significatif au seuil de 1%				
** significatif au seuil de 5%				
* significatif au seuil de 10%				
a) Les coefficients de tendance obtenus de la régression des variables dépendantes (168 observations mensuelles) sur les variables fictives, le logarithme du taux de chômage et une tendance linéaire. Les coefficients représentent le changement mensuel moyen * 1000 au cours de la période. Tous les résultats ont été corrigés pour tenir compte d'un processus autorégressif d'ordre 1 (AR(1)).				

Conclusion

Le présent article étudie la façon dont la stabilité de l'emploi a varié entre 1981 et 1994. Pour ce faire, on (1) examine la fluctuation de la durée complète d'un nouvel emploi et (2) analyse directement les changements subis par la fonction de survie de l'emploi. Bien que la durée complète moyenne d'un nouvel emploi ne révèle aucune tendance significative au cours de la période à l'étude, la distribution de cette variable montre qu'on est passé d'emplois à moyen terme à des emplois de plus courte durée. Bref, les personnes ayant entrepris un nouvel emploi ont vu la stabilité de leur situation se détériorer entre le début et la fin de la période. Une fois franchi le cap des six mois cependant, la stabilité de l'emploi s'améliore, si bien que la proportion d'emplois à long terme demeure inchangée. Cette conclusion contredit les résultats d'études comparables qui portaient sur des données américaines, mais ces travaux ne permettaient pas d'examiner les changements subis par les emplois de moins de quatre ans.

La variation mentionnée précédemment se maintient lorsqu'on examine divers groupes démographiques. La probabilité qu'un nouvel emploi dure plus de six mois diminue de façon significative tandis que la probabilité qu'un emploi de six mois dure plus de cinq ans se relève de façon marquée ou reste la même pour tous les sous-groupes. On conclut à une polarisation des emplois pour la plupart des travailleurs canadiens. Les seules exceptions concernent les personnes qui ont plus de 45 ans au début de l'emploi et celles qui vivent dans les provinces de l'Atlantique, où les changements dessinent une tendance plus nette vers les emplois à court terme.

Bien que la proportion de nouveaux emplois devenant des emplois à long terme reste stable, certaines indications nous amènent à croire que les emplois de longue durée détenus par les travailleurs âgés courent plus de risques de disparaître aujourd'hui qu'au début des années 80.

Cette tendance se concentre néanmoins chez les travailleurs âgés et ayant beaucoup d'ancienneté, ce qui donne à penser qu'elle pourrait largement résulter d'une plus grande prévalence des retraites anticipées. Par ailleurs, il semble que les emplois à long terme soient plus instables dans les branches de la fabrication et du commerce aujourd'hui qu'au début des années 80, mais il s'agit d'un changement assez minime que compense la meilleure stabilité des emplois de longue durée dans la branche des services.

Reste à expliquer les facteurs à l'origine des changements observés. Quoique le présent article ne tente pas d'identifier des causes en particulier, les preuves suggèrent qu'on doit ces changements à des facteurs qui touchent l'économie dans son ensemble. En général, les tendances que nous venons de décrire sont cohérentes avec d'autres tendances qui ont vu le jour dans l'économie, notamment l'augmentation des emplois atypiques, la polarisation des gains et des heures de travail et le recours croissant des entreprises à un noyau d'employés permanents.

Bibliographie

- AKERLOF, George A. and Brian G.M. Main (1981). «An Experience-Weighted Measure of Employment and Unemployment Durations.» *American Economic Review*, Vol. 71, pp. 1003-1011.
- BAKER, G.M. et P.K. Trivedi (1985). «Estimation of Unemployment Duration from Grouped Data: A Comparative Study.» *Journal of Labor Economics*. Vol. 3, pp. 153-174.
- BAKER, Michael (1992). «Unemployment Duration: Compositional Effects and Cyclical Variability.» *American Economic Review*. Vol. 82, pp. 313-321.
- CARLSON, John A. and Michael W. Horrigan (1983). «Measures of Unemployment Duration as Guides to Research and Policy: Comments.» *American Economic Review*, Vol. 73, pp. 1143-1150.
- CHRISTOFIDES, L. N. et C. J. McKenna (1993). «Employment Flows and Job Tenure in Canada.» *Analyse de politiques*. Vol. 19, pp.145-161.
- CHRISTOFIDES, L. N. et C. J. McKenna (1995). *Les mouvements de l'emploi et l'assurance-chômage. Développement des ressources humaines Canada*.
- CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA (1991). *Tertiarisation et polarisation de l'emploi. Ministère des approvisionnements et services du Canada*.
- CORAK, Miles (1993). «La durée du chômage durant les périodes de prospérité et de récession.» *L'observateur économique canadien. Statistique Canada, n° 11-010 au catalogue. (Septembre)*, p. 4.1-4.20.
- CORAK, Miles et A. Heisz (1996). «Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment.» *Review of Income and Wealth*, Vol 42, pp. 63-74.
- DIEBOLD, Francis X., David Neumark et Daniel Polsky (1994). «Job Stability in the United States.» *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 4859*.
- DIEBOLD, Francis X., David Neumark et Daniel Polsky (1996). «Comment on Kenneth A. Swinnerton and Howard Wial, 'Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?'» *Industrial and Labor 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. et W. Craig Riddell (1995). «Job Durations in Canada: Is Long Term Employment Declining?» *Document mimeographié inédit. Université de la Colombie-Britannique et Institut canadien des recherches avancées*.
- HALL, Robert E. (1982). «The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy.» *American Economic Review*. Vol. 72, pp. 716-24.

HASAN, Abrar et P. de Broucker (1985). *Chômage et dynamique du marché de travail au Canada.* Ministère des Approvisionnements et Services du Canada.

HEISZ, Andrew (1995). «The Changing Importance Of Lifetime Work in the Canadian Economy» Document miméographié inédit. Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada.

HEISZ, Andrew (1996). «Changement de la durée des emplois» *L'observateur économique canadien.* Statistique Canada, n° 11-010 au catalogue. (Janvier), p. 3.1-3.9.

MORISSETTE, R., J. Myles et G. Picot (1993), «L'inégalité des gains au Canada». Direction des études analytiques, Documents de recherche n° 60, Statistique Canada.

OSBERG, L., F. Wein et J. Grude (1995). *Vanishing Jobs, Canada's Changing Workplace.* James Lorimer & Co.

PICOT, G., J. Myles et T. Wannell (1990). «Les bons et mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne, 1967-1986.» Direction des études analytiques, Documents de recherche n° 28, Statistique Canada.

SALANT, Stephen (1977). «Search Theory et Duration Data: A Theory of Sorts.» *Quarterly Journal of Economics.* Vol. 91, pp. 39-57.

SIDER, Hal (1985). «Unemployment Duration and Incidence: 1968-82.» *American Economic Review.* Vol. 75, pp. 461-72.

SWINNERTON, Kenneth A. et Howard Wial (1995). «Is Job Stability Declining in the U.S. Economy? » *Industrial and Labor Relations Review.* Vol. 48, pp. 293-304.

SWINNERTON, Kenneth A. et Howard Wial (1996). «Is Job Stability Declining in the U.S. Economy? Reply to Diebold, Neumark, and Polsky» *Industrial and Labor Relations Review.* Vol. 49, pp. 352-355.

STATISTIQUE CANADA (1992). *Guide d'utilisation des données de l'Enquête sur la population active.* N° 71-528 au catalogue.

URETA, Manuelita (1992). «The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy, Revisited.» *American Economic Review.* Vol. 82, pp. 322-34.