

L'effectif et l'afflux de chômeurs

par Michael Baker*, Miles Corak** et Andrew Heisz***

N° 97

11F0019MPF N° 97
ISSN:1200-5231
ISBN: 0-660-95352-8

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

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

*Université de Toronto

**Statistique Canada (613) 951-9047

***Statistique Canada (613) 951-3748

Télécopieur: (613) 951-5403

Septembre 1996

Nous remercions David Burnie, Steve Jones, Georges Lemaître, Alice Nakamura, Thomas Nardone et Deborah Sunter pour les discussions utiles que nous avons eues avec eux, de même que les participants au séminaire représentant la Direction des études analytiques de Statistique Canada, le Département des Recherches de la Banque du Canada et la *CSLS-CERF preconference on the Canada-US unemployment rate gap* (préalables au congrès Canada-É.-U. de la CSLS-CERF sur l'écart de taux de chômage) pour les précieux commentaires qu'ils ont formulés. Une version préliminaire de ce document a été présentée aux réunions de l'Association canadienne d'économie, qui se sont tenues en 1995 à l'Université du Québec à Montréal, aux réunions de 1996 de la *Allied Social Sciences Association* et au congrès de la CSLS-CERF, qui s'est tenu à Ottawa en février 1996. Les opinions exprimées dans ce document n'engagent que les auteurs et, en particulier, ne doivent pas être attribuées à Statistique Canada. On peut joindre les auteurs aux adresses suivantes : baker@epas.utoronto.ca et coramil@statcan.ca.

Also available in English

Table des matières

<i>Table des matières</i>	<i>iii</i>
<i>Résumé</i>	<i>v</i>
<i>1. Introduction</i>	<i>1</i>
<i>2. Méthodologie</i>	<i>2</i>
<i>3. Résultats pour le Canada</i>	<i>4</i>
<i>4. Comparaison entre le Canada et les États-Unis</i>	<i>10</i>
<i>6. Conclusion</i>	<i>22</i>
<i>Annexe relative aux données</i>	<i>24</i>
<i>Bibliographie</i>	<i>25</i>

Résumé

Nous présentons un cadre d'analyse dynamique du chômage et l'appliquons à des données canadiennes et américaines. L'analyse est axée sur la distinction entre le fait d'être au chômage et le fait de commencer une période de chômage, c'est-à-dire entre l'effectif des chômeurs et l'afflux de chômeurs. La proportion d'un groupe particulier dans l'effectif de chômeurs ne sera pas la même que dans l'afflux de chômeurs, car la durée moyenne du chômage pour le groupe diffère de celle qui a cours dans l'ensemble de l'économie. Une analyse des données canadiennes et américaines permet d'aboutir à un ensemble de faits stylisés qui font mieux comprendre le chômage dans ces deux pays ainsi que les différences observées à ce chapitre. Les importants écarts de durée moyenne du chômage observés laissent supposer que les proportions de l'effectif ne sont pas un bon indicateur des proportions de l'afflux et que la variation de la proportion de certains groupes dans l'effectif découle d'une variation de cette proportion dans l'afflux, tandis que pour d'autres groupes elle est due à une variation de la durée des périodes de chômage. L'explication de l'écart entre les taux de chômage canadien et américain doit tenir compte d'au moins trois faits dévoilés par l'analyse : (1) au Canada, les cessations d'emploi permanentes déclenchées par l'employeur sont le principal facteur d'entrée en chômage, tandis qu'aux États-Unis l'entrée sur le marché du travail joue un rôle plus important; (2) les périodes de chômage sont sensiblement plus longues au Canada qu'aux États-Unis en raison de durées supérieures plus longues pour tous les groupes, indépendamment du motif du chômage, et non à cause d'une différence de composition des chômeurs; (3) la durée plus longue des périodes de chômage et une fréquence plus élevée du chômage ont contribué, à peu près à parts égales, à l'augmentation tendancielle de l'écart de chômage entre le Canada et les États-Unis au cours des années 80.

Mots clés : chômage; durée; fréquence

1. Introduction

Il est établi depuis longtemps que les marchés du travail sont très dynamiques et, plus particulièrement, que bien des gens traversent des périodes de chômage. La caractérisation du «nouveau chômage» par Feldstein, au début des années 70, de même que les travaux ultérieurs de Clark et Summers ont sensibilisé de nombreux observateurs à ce fait. En outre, de nombreuses explications théoriques du niveau et des variations du chômage, ainsi que la justification des interventions de l'État, reposent sur la distinction entre la fréquence et la durée des périodes de chômage. Pour comprendre le chômage, il importe de savoir distinguer le fait d'être au chômage et le fait de commencer une période de chômage, c'est-à-dire entre l'effectif et l'afflux de chômeurs.

Dans cette étude, nous présentons un cadre pour analyser les effectifs et les afflux de chômeurs, et nous l'appliquons au niveau du chômage au Canada, à sa variation et à une comparaison des données canadiennes et américaines. Notre analyse est axée sur le lien existant entre la proportion d'un groupe particulier dans l'effectif des chômeurs et sa proportion dans l'afflux de nouveaux chômeurs. La différence entre ces proportions dépend de l'écart entre la durée moyenne des périodes de chômage dans le groupe et la durée moyenne du chômage dans l'ensemble de l'économie. Les groupes qui restent relativement plus longtemps au chômage formeront une plus grande proportion de l'effectif que de l'afflux de chômeurs. De la même façon, ceux qui traversent des périodes de chômage relativement plus courtes formeront une plus grande proportion de l'afflux que de l'effectif de chômeurs.

Nous examinons les données canadiennes de l'*Enquête sur la population active* (EPA), stratifiées selon le sexe et le motif du chômage, pour la période allant de 1977 à 1995. Les motifs de chômage comprennent la perte d'emploi (qu'il s'agisse d'une mise à pied temporaire ou d'un licenciement permanent), les démissions ou départs volontaires ainsi que les entrées ou les retours sur le marché du travail. Nous observons parmi ces groupes d'importantes différences de durée moyenne des périodes de chômage, ce qui aboutit à des écarts correspondants de proportions dans l'effectif et dans l'afflux de chômeurs. Par exemple, la proportion, dans l'effectif des chômeurs, des personnes mises à pied temporairement représente habituellement entre le tiers et la moitié de leur proportion dans l'afflux de chômeurs, la durée moyenne de leur période de chômage étant d'environ la moitié de celle qui a cours dans l'ensemble de l'économie. Également, chez les hommes, la proportion de ceux qui ont perdu leur emploi est d'environ 30 % plus élevée dans l'effectif que dans l'afflux de chômeurs. Nous examinons aussi les variations de ces proportions et constatons tout d'abord que la proportion de ceux qui se retrouvent au chômage à la suite d'une perte d'emploi temporaire diminue au cours d'une récession. Cela ne résulte pas d'une variation de leur proportion dans l'afflux de chômeurs, mais plutôt du fait que la durée moyenne des périodes de chômage ne change pas chez ceux qui sont temporairement mis en disponibilité, alors qu'elle augmente sensiblement dans l'ensemble de l'économie. En deuxième lieu, l'augmentation de la proportion des hommes qui perdent leur emploi dans l'effectif de chômeurs lors d'une récession exagère l'importance de la perte d'emploi en tant que source de périodes de chômage. En dernier lieu, du côté des femmes, le retour sur le marché du travail représente une source plus importante de chômage lors d'un ralentissement économique que la variation de leur proportion dans l'effectif des chômeurs ne le laisse supposer.

Notre analyse comparative des données canadiennes et américaines couvre la période 1980-1988. Nous observons que les mises à pied temporaires constituent une source de périodes de chômage plus importante aux États-Unis, tandis qu'au Canada ce sont les pertes d'emploi permanentes qui dominent

à ce chapitre. Bien que l'on puisse se demander si ces concepts sont comparables entre l'EPA et la *Current Population Survey* (CPS) américaine, il n'en demeure pas moins vrai que les cessations d'emploi à l'initiative de l'employeur sont à l'origine de plus de 50 % de l'afflux de chômeurs au Canada, contre près de 40 % aux États-Unis.

Enfin, nous examinons aussi comment le niveau et la variation de l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis sont liés aux différences de durée et de fréquence du chômage pendant cette période. Nous observons que l'accentuation cyclique de l'écart de taux de chômage durant la récession du début des années 80 a principalement découlé de périodes de chômage beaucoup plus longues au Canada. Cependant, l'augmentation tendancielle du taux de chômage au cours de la période est également due, dans une mesure presque comparable, aux effets de la fréquence et de la durée du chômage. Nous remarquons également que l'écart de durée résulte de différences de durée moyenne à l'intérieur des groupes plutôt que de différences dans la composition des chômeurs entre les deux pays.

Nous présentons ces résultats sous la forme d'un ensemble de faits stylisés dont les explications de l'écart entre les taux de chômage canadien et américain doivent pouvoir tenir compte, pour ensuite en tirer des inférences possibles. L'observation des écarts de durée moyenne entre le Canada et les États-Unis selon le motif du chômage incite à penser que le caractère relativement plus généreux du régime canadien d'assurance-chômage pourrait jouer un certain rôle dans les différences observées. Par contre, la durée moyenne des périodes de chômage des personnes qui entrent ou retournent sur le marché du travail est également plus longue au Canada qu'aux États-Unis, et ces groupes sont moins susceptibles d'être couverts par l'assurance-chômage dans les deux pays. Ce résultat donne à penser que d'autres facteurs peuvent entrer en ligne de compte. Nos observations nous portent également à croire que le taux de sortie du marché du travail sous l'effet de cessations d'emploi à l'initiative de l'employeur est plus élevé au Canada. Bien que ce résultat concorde avec les récentes observations selon lesquelles le régime canadien d'assurance-chômage est susceptible de provoquer un «roulement» sur le marché du travail, nos données ne nous permettent pas d'attribuer de façon catégorique un rôle à ce régime. Les recherches à venir sur les écarts de fréquence du chômage entre les deux pays pourraient nous éclairer davantage sur la question.

2. Méthodologie

Notre cadre d'analyse s'inspire des travaux de recherche de Chesher et Lancaster (1981, 1983) et de Salant (1977). La distinction clé est opérée entre ce que nous appelons la «proportion dans l'afflux» et la «proportion dans l'effectif» d'un groupe de personnes sans emploi. Nous divisons les chômeurs en groupes collectivement exhaustifs qui s'excluent mutuellement. La proportion d'un groupe particulier dans l'afflux est définie comme la fraction du nombre total de nouveaux chômeurs que forment les membres de ce groupe. Par exemple, si un groupe est représenté par l'indice souscrit i , $N_i(x,t)$ représente le nombre de personnes de ce groupe qui sont au chômage depuis x mois au temps t . De plus, si l'absence d'une variable indicée représente le total pour l'ensemble de l'économie, la proportion, dans l'afflux, du groupe i au temps t est :

(1)	$a_i(t) = \frac{N_i(0,t)}{N(0,t)}.$
-----	-------------------------------------

La proportion du groupe i dans l'effectif est définie comme la proportion du nombre total de sans-emploi au temps t que forment les membres du groupe. Dans ce cas, si $C_i(t)$ dénote le nombre de personnes ayant les caractéristiques du groupe i qui sont au chômage au temps t , la proportion du groupe i dans l'effectif est :

(2)	$e_i = \frac{C_i(t)}{C(t)} \equiv \frac{N_i(0,t) \cdot D_i(t)}{N(0,t) \cdot D(t)} .$
-----	--

La seconde partie de cette expression repose sur l'hypothèse couramment adoptée d'un état stable selon laquelle le nombre de chômeurs est égal au produit du nombre de nouveaux sans-emploi et de la durée moyenne d'une période de chômage terminée (durée complète), que dénote $D(t)$.

On calcule le lien entre la proportion dans l'effectif et la proportion dans l'afflux en combinant les équations (1) et (2) :

(3)	$e_i = a_i \frac{D_i(t)}{D(t)} .$
-----	-----------------------------------

Cette équation montre que la proportion du groupe i dans l'effectif est égale à sa proportion dans l'afflux pondérée par la durée moyenne relative d'une période de chômage. Si les membres du groupe i traversent des périodes de chômage qui sont, en moyenne, de même durée que celles de l'ensemble de l'économie, la proportion de ce groupe dans l'effectif sera la même que sa proportion dans l'afflux. Sinon, elle différera; elle sera plus importante pour les groupes traversant des périodes de chômage plus longues et moins importante pour ceux qui traversent des périodes de chômage plus courtes.

En disposant d'une estimation de l'une des deux proportions — dans l'effectif ou dans l'afflux —, on peut calculer l'autre à condition de disposer aussi de données sur la durée moyenne des périodes de chômage pour le groupe et pour l'économie dans son ensemble. On peut calculer la durée complète moyenne du chômage à partir des données sur la durée des périodes de chômage déclarées. Le ratio $S(x,t) = N(x,t)/N(x-1,t-1)$, que nous appelons taux de persistance, donne une estimation de la probabilité conditionnelle qu'un individu reste sans emploi jusqu'au mois x si l'on suppose qu'il était au chômage depuis $x-1$ mois. En d'autres termes, on peut estimer cette probabilité comme le rapport du nombre d'individus qui déclarent une période de chômage de x mois au temps t au nombre de personnes qui ont déclaré être au chômage pendant $x-1$ mois au temps $t-1$. On se sert de ces taux de persistance pour calculer comme suit la durée complète moyenne du chômage :

(4)	$D(t) = \sum_{x=1}^n \prod_{j=1}^x S(j,t) .$
-----	--

Il s'agit de la version discrète du résultat selon lequel, en temps continu, la durée moyenne du chômage est donnée par l'intégrale de la fonction de survie¹.

¹ Voir Baker (1992a), Baker et Trivedi (1985) et Sider (1985) pour plus de détails.

L'équation (3) se rapporte au niveau des effectifs et des afflux, mais on peut calculer une relation analogue entre leurs variations en prenant le logarithme naturel de (3) et en le dérivant par rapport à un indicateur cyclique. Si l'on appelle cet indicateur C et que l'on exprime les résultats sous la forme d'élasticités, on obtient :

(5)	$\varepsilon_{e_i C} = \varepsilon_{a_i C} + [\varepsilon_{D_i C} - \varepsilon_{DC}] .$
-----	--

En d'autres termes, la variation en pourcentage de la proportion dans l'effectif résulte de deux facteurs : l'ampleur de la variation de la proportion dans l'afflux et l'ampleur de la variation de la durée des périodes de chômage par rapport à la variation de la durée moyenne des périodes de chômage dans l'ensemble de l'économie. En abordant le problème de cette façon, nous ne laissons pas entendre que le marché du travail est réellement en état stable tout au long du processus de changement. Nous recourons plutôt à une représentation abstraite dans laquelle sont comparés deux états stables : l'un dans lequel l'économie est maintenue en état stable avec les taux d'afflux et de persistance qui caractérisent le sommet cyclique, et l'autre dans lequel ces taux sont ceux du creux cyclique².

3. Résultats pour le Canada

Nous utilisons les données canadiennes de la période allant de janvier 1977 à septembre 1995 sur les effectifs, les afflux et la durée du chômage. Pour être considérés comme des chômeurs, les répondants de l'EPA doivent être sans emploi rémunéré durant la semaine de référence et (à moins qu'ils soient temporairement mis en disponibilité et qu'ils s'attendent à être rappelés) à la recherche d'un emploi. Lorsque la condition de la recherche d'emploi n'est pas remplie, la personne est classée comme ne faisant pas partie de la population active. Les personnes qui sont en quête d'un premier emploi sont classées comme des nouveaux venus ou «entrées», tandis que celles qui réintègrent la population active après n'en avoir plus fait partie pendant un certain temps sont classées comme des «retours». Aux personnes qui ne sont pas mises à pied temporairement, qui ont occupé un emploi par le passé et qui n'ont pas quitté la population active depuis leur dernière cessation d'emploi, on demande si elle ont quitté leur dernier emploi (démissions ou départs volontaires). Ainsi, les chômeurs sont classés dans l'un ou l'autre des groupes suivants : les mises à pied temporaires, les autres pertes d'emploi (essentiellement les licenciements permanents), les démissions (ou départs volontaires), les entrées ou les retours (sur le marché du travail)³.

Les proportions de chômeurs dans l'effectif sont calculées en fonction du nombre de sans-emploi, pondéré pour représenter les totaux à l'échelle du pays. Les proportions dans l'afflux sont calculées à partir du sous-ensemble des personnes qui déclarent moins de cinq semaines de chômage, c'est-à-dire celles qui n'auraient pas été au chômage au cours du mois précédant l'enquête⁴. La durée du chômage

² En d'autres termes, nous répondons à la question suivante : «Si l'économie était dans un état stable défini par les taux d'entrée et de sortie au sommet cyclique, puis dans un autre état stable défini par les taux qui avaient cours lors du creux cyclique, quelles sont les différences de proportions dans l'effectif et résultent-elles des écarts de proportions dans l'afflux ou des différences de durée relative des périodes de chômage?»

³ La catégorie des autres personnes qui ont perdu leur emploi comprend, outre les licenciements permanents, les personnes dont le contrat de travail est venu à échéance et les personnes qui ont été congédiées. Dans la suite du document, nous faisons allusion à cette catégorie en parlant simplement des personnes licenciées en permanence. Statistique Canada (1992) fournit plus de détails sur la méthodologie de l'EPA.

⁴ Il se peut que des individus soient devenus des nouveaux chômeurs et aient soit trouvé un emploi soit quitté la population active après une très brève période de chômage pendant le mois séparant deux enquêtes consécutives. Il est donc possible que la variation des proportions dans l'afflux

déclarée est le nombre de semaines de recherche continue d'emploi, y compris la semaine de référence de l'enquête. On s'en sert pour estimer la durée complète moyenne du chômage à l'aide de l'équation (4), les détails étant fournis dans Corak (1993)⁵.

Les données associées à l'équation (3), les proportions dans l'effectif et dans l'afflux ainsi que la durée moyenne du chômage pour un groupe particulier et dans l'ensemble de l'économie, sont présentées au Tableau 1. L'effectif de chômeurs est principalement composé de personnes licenciées en permanence. Leur proportion dans l'effectif est de 49 %. Ce sont les hommes touchés par un licenciement permanent qui sont les plus nombreux, puisqu'ils forment 33 % de l'effectif des chômeurs. Les femmes licenciées en permanence forment le deuxième groupe en importance, avec une proportion de 16 % de l'effectif. Cependant, les femmes qui ont réintégré le marché du travail constituent aussi une fraction importante (14 %) de la proportion dans l'effectif total. Les plus faibles proportions dans l'effectif sont représentées par les nouveaux venus ou entrées et les mises à pied temporaires. Collectivement, ces groupes forment environ 10 % des chômeurs.

En comparant les proportions dans l'effectif et dans l'afflux, on constate que les statistiques afférentes à un groupe dans l'effectif ne doivent pas être interprétées comme un bon indicateur des statistiques relatives à ce groupe dans l'afflux, et vice versa. À 26 %, les hommes licenciés en permanence représentent la plus forte proportion de chômeurs dans l'afflux, mais c'est 7 % de moins que leur proportion correspondante dans l'effectif. Du côté des femmes, si les licenciements permanents constituent le premier facteur de chômage, les retours sur le marché du travail constituent quant à eux le motif le plus courant de nouveau chômage. Dans l'afflux, la proportion des femmes licenciées en permanence est de 14 %, soit 2 % de moins que leur proportion correspondante dans l'effectif. En revanche, les femmes qui effectuent un retour sur le marché du travail forment une proportion de 17 % des sans-emploi dans l'afflux, soit 3 % de plus que leur proportion dans l'effectif. Qu'il s'agisse des hommes ou des femmes, les proportions de personnes mises à pied temporairement dans l'afflux représentent plus du double des proportions correspondantes dans l'effectif, ce qui donne à penser que les mises à pied temporaires sont une source beaucoup plus importante de périodes de chômage que de chômage.

Les différences observées entre les proportions dans l'afflux et dans l'effectif s'expliquent par les écarts de durée moyenne du chômage entre un groupe particulier et l'ensemble de l'économie. La durée moyenne du chômage est plus longue de plus de quatre semaines chez les hommes qui ont été licenciés en permanence que pour l'ensemble de l'économie. Ainsi, dans le cas de ce groupe, la proportion dans l'effectif est de beaucoup supérieure à celle de l'afflux. À l'inverse, les femmes qui réintègrent le marché du travail traversent des périodes de chômage qui durent environ trois semaines de moins que les périodes moyennes dans l'ensemble de l'économie, si bien que la proportion de ce groupe dans l'effectif est inférieure à sa proportion dans l'afflux. De la même façon, la proportion des personnes mises à pied temporairement dans l'effectif représente moins de la moitié de la proportion correspondante dans l'afflux car, pour ces groupes, la durée du chômage est beaucoup plus courte que la moyenne dans l'ensemble de l'économie.

soit due en partie aux variations relatives de la durée moyenne des périodes de chômage de moins d'un mois. De plus, nous procédons à un rajustement mineur de ces chiffres afin de tenir compte d'un biais de déclaration inhérent aux données.

⁵ Dans les faits, les probabilités mensuelles de transition sont calculées pour les trois premiers mois de chômage. Des périodes de plusieurs mois sont utilisées aux durées plus longues en raison des limites de la taille de l'échantillon. Essentiellement, il s'agit de la méthode utilisée par Baker (1992a).

On calcule les élasticités cycliques des proportions dans l'afflux, de la durée du chômage pour un groupe particulier et de la durée du chômage dans l'ensemble de l'économie en faisant la régression des logarithmes naturels des proportions d'un groupe particulier ($a_j(t)$), de la durée du chômage pour un groupe particulier ($D_j(t)$) et de la durée totale ($D(t)$) respectivement sur le logarithme naturel du taux de chômage, des variables fictives mensuelles (pour tenir compte des effets saisonniers) et un terme de tendance. Nous utilisons ensuite ces estimations avec l'équation (5) pour établir les élasticités «prévues» des proportions dans l'effectif. Les résultats sont présentés dans le tableau 2. Les élasticités des proportions dans l'afflux sont positives pour les personnes licenciées en permanence (indépendamment du sexe), pour les hommes mis à pied temporairement et pour les nouveaux venus (entrées) de sexe masculin. Elles sont négatives pour les personnes (des deux sexes) qui ont quitté leur emploi (départs volontaires) ainsi que pour les femmes qui entrent sur le marché du travail ou qui sont mises à pied temporairement. Ce sont les personnes qui ont quitté leur emploi qui sont les plus sensibles aux variations cycliques (l'élasticité étant de près de -1,1 dans le cas des hommes et de -0,9 chez les femmes), suivies de celles qui ont été mises en disponibilité temporairement et des nouveaux venus (sur le marché du travail) de sexe masculin (dont les élasticités vont de 0,38 à 0,47 environ). Ainsi, une augmentation en état stable du taux de chômage implique une diminution de la proportion des personnes qui ont démissionné et des femmes qui effectuent un retour sur le marché du travail ainsi qu'un accroissement de la proportion des personnes licenciées en permanence et des hommes en quête d'un premier emploi.

Tableau 1
 Proportions dans l'effectif, proportions dans l'afflux et
 durée moyenne du chômage, janvier 1977 à septembre 1995, Canada

	Proportion dans l'effectif (e_i)	Proportion dans l'afflux (a_i)	Durée moyenne (D_i) (semaines)
Ensemble de l'économie			16,5
Hommes			
Mises à pied temporaires	0,04	0,09	9,0
Licenciements permanents	0,33	0,26	20,7
Démissions	0,09	0,07	21,3
Entrées	0,02	0,02	20,0
Retours	0,10	0,11	15,2
Femmes			
Mises à pied temporaires	0,02	0,06	7,2
Licenciements permanents	0,16	0,14	19,8
Démissions	0,08	0,06	20,8
Entrées	0,02	0,03	16,7
Retours	0,14	0,17	13,7

Tableau 2

Élasticités des proportions dans l'effectif, des proportions dans l'afflux et de la durée moyenne du chômage par rapport au taux de chômage, Canada, janvier 1977 à septembre 1995

	Élasticité de la proportion dans l'afflux	Élasticité de la durée moyenne	Élasticité prévue de la proportion dans l'effectif
Ensemble de l'économie		0,660 (0,030)	
Hommes			
Mises à pied temporaires	0,173 (0,098)	0,055* (0,118)	-0,432 (0,091)
Licenciements permanents	0,465 (0,033)	0,769* (0,053)	0,574 (0,052)
Démissions	-1,099 (0,059)	0,981* (0,094)	-0,778 (0,112)
Entrées	0,401 (0,122)	0,844 (0,209)	0,585 (0,234)
Retours	-0,089 (0,051)	0,714 (0,089)	-0,035 (0,092)
Femmes			
Mises à pied temporaires	-0,143 (0,080)	0,091* (0,074)	-0,712 (0,106)
Licenciements permanents	0,377 (0,047)	0,583 (0,065)	0,300 (0,070)
Démissions	-0,865 (0,073)	0,652 (0,104)	-0,873 (0,129)
Entrées	0,059 (0,111)	0,746 (0,155)	0,145 (0,199)
Retours	-0,278 (0,036)	0,483* (0,061)	-0,455 (0,065)

() Indique l'écart-type.

* Signale une différence notable par rapport à l'élasticité dans l'ensemble de l'économie.

Ainsi que le montre clairement l'équation (5), l'influence de ces changements sur les variations des proportions dans l'effectif est nuancée par la durée moyenne du chômage : les élasticités des proportions dans l'effectif différeront de celles des proportions dans l'afflux dans la mesure où l'écart entre les élasticités de la durée moyenne du chômage pour un groupe particulier et dans l'ensemble de l'économie est significativement différent de zéro. Cela a justement été le cas de cinq groupes : les mises à pied temporaires, les licenciements permanents et les départs volontaires du côté des hommes, et les mises à pied temporaires et les retours sur le marché du travail du côté des femmes⁶. Dans tous les autres cas, la variation des proportions dans l'effectif résultait essentiellement d'une variation des proportions dans l'afflux.

En fait, on peut considérer que l'ampleur de la variation d'une proportion dans l'effectif résultant d'une variation de la proportion dans l'afflux est égale à $\frac{|\epsilon_{a,C}|}{|\epsilon_{a,C}| + |\epsilon_{D,C} - \epsilon_{DC}|}$ ⁷. Dans deux des cinq cas pour

lesquels les différences d'élasticité de la durée moyenne avaient une incidence sur la variation des proportions dans l'effectif, la proportion dans l'afflux est toujours supérieure, entrant pour 81 % dans la variation de la proportion des hommes licenciés en permanence dans l'effectif et pour 77 % dans la variation de la proportion des hommes qui ont démissionné dans l'effectif. Dans le premier groupe, les variations de la durée accentuent l'effet des variations de proportion dans l'afflux, tandis que dans le dernier elles l'atténuent. Dans les trois autres groupes, les différences de durée ont une influence importante, pour ne pas dire prépondérante, étant à l'origine de la majeure partie de l'incidence sur la variation de la proportion, dans l'effectif, des personnes temporairement mises à pied (environ 80 %) et d'une partie non négligeable (40 %) des femmes qui effectuent un retour sur le marché du travail.

En résumé, les variations des proportions dans l'effectif traduisent, pour la plupart, une variation des proportions dans l'afflux. Dans certains cas, cependant, la variation des proportions dans l'afflux a une

⁶ On le calcule par la régression de la différence entre les logarithmes de la durée des périodes de chômage dans le groupe particulier et dans l'ensemble de l'économie sur le logarithme du taux de chômage, des variables fictives mensuelles et un terme de tendance. La valeur estimative des coefficients du chômage (suivie des écarts-types) est :

	Mises à pied temporaires	Licenciements permanents	Démissions	Entrées	Retours
Hommes	-0,605 (0,115)	0,109 (0,042)	0,320 (0,092)	0,184 (0,203)	0,054 (0,078)
Femmes	-0,569 (0,076)	-0,077 (0,056)	-0,008 (0,101)	0,085 (0,150)	-0,177 (0,055)

Les coefficients dont la statistique $t \geq 1,9$ sont considérés comme statistiquement significatifs dans le tableau 2.

⁷ Il importe toutefois de signaler que la différence $\epsilon_{D,C} - \epsilon_{DC}$ est également touchée par la variation des proportions dans l'afflux, en raison de l'influence de cette variation sur la durée moyenne du chômage dans l'ensemble de l'économie. On peut exprimer la durée complète moyenne du chômage comme une moyenne pondérée des durées du chômage pour un groupe particulier, soit $D(t) = \sum_i a_i(t) \cdot D_i(t)$. Ainsi, la variation des proportions dans l'afflux peut suivre une voie directe et indirecte pour influencer les proportions dans l'effectif. Pour estimer l'ampleur de la variation des proportions dans l'effectif découlant d'une variation des proportions dans l'afflux, nous devons tenir compte de l'effet direct de l'élasticité $\epsilon_{a,C}$ de même que de l'effet indirect par la variation de ϵ_{DC} . Pour mesurer la variation de la durée des périodes de chômage dans l'ensemble de l'économie qui résulte d'une variation des proportions dans l'afflux, nous calculons $D^*(t) = \sum_i a_i(t) \cdot \bar{D}_i$ où \bar{D}_i est la durée moyenne du chômage dans un groupe particulier pour l'ensemble de la période. Autrement dit, nous gardons constante la durée du chômage dans un groupe particulier et laissons les proportions dans l'afflux prendre leurs valeurs réelles, de manière à ce que toute variation de la durée globale du chômage ne soit due qu'à ce dernier facteur. Lorsqu'on fait la régression de $D^*(t)$ sur les variables explicatives utilisées dans le texte, on constate que l'élasticité de $D^*(t)$ par rapport au taux de chômage n'est que de 0,010, avec un écart-type de 0,008. On en conclut que la variation de la durée globale due à une variation des proportions dans l'afflux est négligeable.

influence négligeable sur les proportions dans l'effectif ou voit son influence tempérée par les variations de la durée relative des périodes de chômage. Dans une situation d'état stable, l'augmentation du taux de chômage entraînera, par exemple, une diminution de la proportion des mises à pied temporaires dans l'effectif non pas parce que ce groupe forme une plus petite proportion de l'afflux des chômeurs, mais parce que la variation de la durée moyenne du chômage chez les personnes de ce groupe est négligeable.

4. Comparaison entre le Canada et les États-Unis

Après avoir suivi une évolution très semblable durant la majeure partie de l'après-guerre, les taux de chômage canadien et américain ont vu se creuser l'écart qui les séparait. Entre 1982 et 1994, le taux de chômage moyen a été de 7 % aux États-Unis, mais de 10 % au Canada. Malgré les nombreuses études dont il a fait l'objet, cet écart n'a pas encore été expliqué de manière satisfaisante⁸. Ces études étaient principalement axées sur le taux de chômage; il n'existe pas d'analyse comparative de la fréquence ou de la durée du chômage⁹. De ce fait, une comparaison utilisant notre cadre d'analyse peut être éclairante.

Les données américaines nécessaires au calcul de la durée complète moyenne du chômage ne nous sont disponibles que pour la période allant de 1980 à 1988¹⁰. Par conséquent, nos résultats valent pour l'écart de taux de chômage au cours des années 80. Card et Riddell (1995) ont fait valoir que cette période devait être distinguée de la décennie 1990¹¹. En bref, nous ne sommes pas en mesure d'établir une comparaison entre les périodes antérieures et postérieures à la période d'observation de cet écart; nous ne pouvons qu'évaluer la nature du chômage dans les deux pays au cours de la période postérieure, et ce, en faisant une mise en garde : les résultats de notre analyse ne s'appliquent pas nécessairement à l'évolution observée depuis le début des années 90.

Lorsque les données sont présentées sous l'angle du lien mis en évidence par l'équation (3), trois différences sont immédiatement observables entre les deux pays (voir le tableau 3). En premier lieu, dans le cas de tous les groupes sauf celui des mises à pied temporaires, la durée moyenne d'une période de chômage terminée est beaucoup plus longue au Canada qu'aux États-Unis. La différence est de près de cinq semaines pour l'ensemble des groupes, mais peut atteindre 9,4 semaines dans le cas des démissions. En deuxième lieu, les proportions de mises à pied temporaires dans l'effectif et dans l'afflux sont plus élevées aux États-Unis qu'au Canada, particulièrement dans l'afflux. Aux États-Unis, 18 % des périodes de chômage et 16 % du chômage correspondent à des mises à pied temporaires, contre 14 % et 6 % respectivement au Canada. Le corollaire est que les périodes de chômage causées par des pertes d'emploi permanentes, qui sont plus longues en moyenne dans les deux pays, sont relativement

⁸ Voir Ashenfelter et Card (1986), Card et Riddell (1993, 1995), Corak et Jones (1995), Dumas (1984), Fortin (1994), McCallum (1987, 1988), Milbourne, Purvis et Scoones (1991), Siebert et Zaidi (1994), Storer (1993) et Zagorsky (1993, 1994).

⁹ Crémieux et Van Audenrode (1995) et Tille (1995) sont des exceptions récentes.

¹⁰ De plus, les données américaines ne sont limitées qu'aux groupes de renouvellement sortants de la CPS. Cela limite la taille de l'échantillon et nous empêche de procéder à une analyse selon le sexe.

¹¹ Au cours des années 90, l'écart de taux de chômage s'est caractérisé par une hausse marquée des taux de non-emploi au Canada par rapport aux États-Unis et par une chute des taux d'activité. Durant les années 80, les deux taux étaient légèrement plus élevés au Canada.

plus fréquentes au Canada. Les proportions de licenciements permanents dans l'afflux et dans l'effectif sont respectivement de 12 et de 14 points plus élevées au Canada qu'aux États-Unis. La troisième grande différence a trait aux entrées sur le marché du travail, un groupe qui forme une proportion beaucoup plus élevée de chômeurs aux États-Unis qu'au Canada. À 14 %, la proportion des nouveaux venus dans l'afflux est, aux États-Unis, près de trois fois supérieure à celle du Canada, tandis que la proportion américaine de ce groupe dans l'effectif (11 %) représente plus du double de cette proportion au Canada.

Ces résultats soulèvent au moins deux questions concernant les différences méthodologiques entre l'EPA et la CPS. La première question a trait à la façon dont les données sur les mises à pied temporaires sont recueillies. On soupçonne depuis longtemps que la CPS surestime le nombre de ces mises à pied, tandis que l'EPA les sous-estime. Le questionnaire américain fait référence à la situation d'une mise à pied temporaire en parlant simplement de «mise en disponibilité» (*being on layoff*). Avec le temps, l'usage très répandu des expressions «mise à pied» et «licenciement» a fait que de plus en plus de répondants ont pu les interpréter comme signifiant «licenciement permanent». On a laissé entendre que le nombre des mises à pied temporaires avait été surestimé de 30 % à 50 %. En fait, la publication d'un questionnaire révisé en 1994 (qui tient compte de ce problème en posant une nouvelle série de questions) n'a pas abouti à d'importants changements dans le nombre des mises à pied temporaires ou dans la composition des chômeurs¹². On estime que l'EPA, par contre, sous-estime le nombre des personnes qui sont licenciées mais qui s'attendent à être rappelées. Ce biais pourrait être de l'ordre de 25 %, ce qui porterait la proportion dans l'afflux à environ 17 % ou 18 % et la proportion dans l'effectif à un peu moins de 7 % ou 8 %¹³. Tout cela laisser supposer que les différences observées entre les proportions de mises à pied temporaires dans l'afflux sont susceptibles d'être de moindre ampleur encore que celles qui sont décrites dans le tableau 3. De fait, il se pourrait même que le chiffre soit légèrement supérieur au Canada qu'aux États-Unis. Dans le même temps, cependant, la proportion de ce groupe dans l'effectif américain reste sans doute beaucoup plus élevée que dans l'effectif canadien¹⁴.

¹² Voir Bregger et Diplo (1993) et Polivka et Rothgeb (1993) pour une discussion de ce point. Nous remercions Thomas Nardone, du BLS, de nous avoir signalé que les révisions du questionnaire n'avaient pas entraîné de changements notables dans la composition des chômeurs, même si la qualité de l'estimation avait pu être améliorée. Cohany, Polivka et Rothgeb (1994) documentent ce fait.

¹³ Cette prévision est basée sur les résultats d'une petite étude pilote de Statistique Canada dont les résultats n'ont pas été publiés. Le biais provient de la question 30 de l'EPA, qui dirige les intervieweurs vers une série de questions permettant de déterminer si le répondant est temporairement mis à pied. On estime que le libellé de la question entraîne l'élimination de nombreux répondants qui, en fait, s'attendent à être rappelés à leur travail. On doit également signaler que l'EPA a appliqué un critère de recherche d'emploi à ceux qui ont été temporairement mis à pied pendant plus de six mois au cours d'une partie de notre période échantillonnale. Une personne qui a été mise à pied pendant plus de six mois et qui ne s'est pas déclarée comme recherchant activement un emploi pendant les quatre semaines précédant l'enquête est reclassée comme ne faisant pas partie de la population active. Cette modification n'a cependant pas été apportée après 1982, et nous ne nous attendons donc pas à ce qu'elle joue un rôle dans la détermination de nos résultats. Nous savons gré à Deborah Sunter et Ian Macredie, de Statistique Canada, d'avoir porté ces points à notre attention.

¹⁴ Signalons aussi que les attentes de rappel peuvent varier en cours de période de chômage. Par exemple, en utilisant des données administratives sur les prestataires canadiens de l'assurance-chômage, Corak et Pyper (1995, tableau 4-1) remarquent que de 77 % à 87 % des prestataires s'attendaient à être rappelés, ainsi que le leur avait dit leur employeur au moment de leur mise à pied, mais qu'au bout du compte, seulement 55 % d'entre eux avaient été rappelés au travail. Dans leur analyse des prestataires de l'assurance-chômage dans deux États des États-Unis, Katz et Meyer (1990) remarquent des erreurs dans les attentes de rappel d'une ampleur à peu près comparable : entre 20 % et 30 % des personnes qui s'attendaient à être rappelées au moment de leur mise à pied ne l'ont pas été. Il est possible que des différences non prises en compte dans la façon dont les deux enquêtes sur la population active intègrent les attentes de rappel et que des différences dans les procédures de correction implicitement ou explicitement basées sur une probabilité de rappel en cours de période de chômage (ainsi que nous en avons discuté dans la note précédente) influent sur nos résultats.

Tableau 3
Proportions dans l'effectif, proportions dans l'afflux et durée moyenne du chômage :
Canada et États-Unis, 1980-1988

	Proportion dans l'effectif		Proportion dans l'afflux		Durée moyenne	
	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis (semaines)
Ensemble de l'économie					16,3	11,6
Mises à pied temporaires	0,06	0,16	0,14	0,18	7,4	11,7
Licenciements permanents	0,48	0,36	0,39	0,25	20,1	17,3
Démissions	0,17	0,12	0,14	0,13	20,6	11,2
Entrées	0,05	0,11	0,05	0,14	15,7	10,8
Retours	0,24	0,25	0,28	0,30	13,8	9,5

Tableau 4
Élasticités des proportions dans l'effectif, des proportions dans l'afflux et de la durée moyenne du chômage par rapport au taux de chômage : Canada et États-Unis, 1980-1988

	Élasticité de la proportion dans l'afflux		Élasticité de la durée moyenne		Élasticité prévue de la proportion dans l'effectif	
	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis
Ensemble de l'économie			0,664 (0,037)	0,619 (0,065)		
Mises à pied temporaires	0,002 (0,104)	0,296 (0,097)	0,032* (0,066)	0,212 (0,224)	-0,629 (0,109)	-0,111 (0,234)
Licenciements permanents	0,494 (0,032)	0,399 (0,062)	0,695 (0,053)	0,719 (0,156)	0,525 (0,045)	0,449 (0,135)
Démissions	-0,959 (0,061)	-1,207 (0,092)	0,832* (0,079)	0,544 (0,193)	-0,792 (0,088)	-1,282 (0,205)
Entrées	0,020 (0,095)	0,116 (0,090)	0,764 (0,156)	0,516 (0,223)	0,120 (0,178)	0,013 (0,229)
Retours	-0,218 (0,039)	-0,130 (0,053)	0,566* (0,073)	0,397* (0,095)	-0,316 (0,067)	-0,352 (0,107)

() Indique l'écart-type.

* Signale une différence notable par rapport à l'élasticité dans l'ensemble de l'économie.

La deuxième question d'ordre méthodologique concerne la définition d'un nouveau venu (c'est-à-dire des entrées) sur le marché du travail. Sont considérées comme des nouveaux venus, dans la CPS américaine, les personnes qui n'ont jamais occupé d'emploi à temps plein pendant plus de deux semaines consécutives, alors que dans l'EPA seules les personnes n'ayant jamais occupé un emploi, de quelque sorte que ce soit, sont rangées dans cette catégorie. De manière très approximative, le nombre d'entrées sur le marché du travail au Canada correspond à une cohorte d'une année environ; aux États-Unis, ce nombre serait beaucoup plus important. C'est sans doute ce qui explique les différences notables dans les proportions des nouveaux venus, tant dans l'afflux que dans l'effectif, présentées au tableau 3¹⁵.

Si l'on tient compte de ces deux facteurs, on peut encore supposer à bon droit que la cessation d'emploi est une source plus importante de chômage au Canada qu'aux États-Unis, tandis que l'entrée sur le marché du travail (qu'on définit grossièrement en incluant les entrées et les retours) est plus importante aux États-Unis. Bien que la division des chômeurs entre personnes mises à pied temporairement et personnes licenciées de façon permanente soit quelque peu remise en cause, il est probable que les licenciements permanents forment une composante plus importante (supérieure d'au moins 10 points) au Canada qu'aux États-Unis. En revanche, les entrées et les retours sur le marché du travail représentent collectivement 33 % de l'afflux de chômeurs au Canada, contre 44 % aux États-Unis. Cela se vérifie aussi dans le cas des proportions dans l'effectif.

Une comparaison de la variation cyclique des proportions dans l'effectif et dans l'afflux est présentée au tableau 4. Dans les proportions de l'afflux, la différence que l'on remarque le plus au chapitre des élasticités est que, lorsque le taux de chômage augmente, la proportion des mises à pied temporaires augmente aux États-Unis, mais reste la même au Canada. Les autres groupes présentent des différences d'ampleur, mais suivent une évolution très comparable. Dans les deux pays, l'élasticité de la durée totale est très semblable au cours de cette période¹⁶. Il y a néanmoins quelques différences au niveau des groupes. Par exemple, l'élasticité de la durée moyenne du chômage des personnes qui ont quitté leur emploi (départs volontaires) est plus grande au Canada qu'aux États-Unis. En revanche, les élasticités du chômage des personnes qui ont perdu leur emploi (licenciements permanents) sont relativement semblables et les périodes de chômage des personnes temporairement mises à pied semblent acycliques dans les deux pays. Dans le même temps, cependant, la durée du chômage des personnes temporairement mises à pied varie beaucoup moins que la durée moyenne dans l'ensemble de l'économie au Canada¹⁷. Par conséquent, les élasticités des proportions dans l'effectif qui en résultent indiquent que la proportion des mises à pied temporaires diminue à mesure qu'augmente le taux de chômage au Canada, mais n'affiche qu'une faible variation aux États-Unis. Également, l'élasticité du chômage des personnes qui ont quitté leur emploi est plus importante aux États-Unis qu'au Canada. En résumé, au cours de la période échantillonnale, les cessations d'emploi déclenchées par l'employeur sont une source relativement plus importante de périodes de chômage au Canada, tandis que les

¹⁵ En fait, le questionnaire révisé de la CPS, qui a été introduit en janvier 1994, recourt à une définition d'«entrée» (ou «nouveau venu») qui correspond à celle qui a été adoptée pour l'EPA. Lors d'une application en parallèle de cette version de la CPS et de son ancienne version, le BLS a remarqué qu'en 1993 la proportion des nouveaux venus dans l'effectif avait varié de 3,5 %. Elle était de 10,2 % selon l'ancien questionnaire, mais de 6,7 % seulement en vertu du nouveau. Voir Cohany, Polivka et Rothgrob (1994, tableau 8).

¹⁶ Ce résultat ne change pas lorsque nous incluons une tendance quadratique dans la spécification; l'élasticité cyclique est d'environ 0,8 dans les deux pays.

¹⁷ C'est également le cas pour les personnes qui retournent sur le marché du travail dans les deux pays, mais ce résultat est difficile à interpréter en raison des problèmes de mesure signalés plus haut. Le seul autre cas d'écart important par rapport à l'ensemble de l'économie est celui des démissions (ou départs volontaires) au Canada, groupe dont la valeur estimative de l'élasticité du chômage est sensiblement plus élevée que celle de l'élasticité globale.

entrées sur le marché du travail jouent un rôle plus important aux États-Unis. De plus, les variations des proportions dans l'afflux sont à peu près les mêmes dans les deux pays, si ce n'est pour la proportion des mises à pied temporaires, qui augmente en même temps que le taux de chômage aux États-Unis, mais qui reste la même au Canada. Enfin, les périodes de chômage semblent beaucoup plus longues au Canada (près de 5 semaines de plus en moyenne au niveau global) qu'aux États-Unis.

Ce dernier résultat, cependant, donne lieu à deux autres questions. Pourquoi le chômage dure-t-il plus longtemps au Canada? Quel est le poids relatif de la durée des périodes de chômage et de leur fréquence dans l'écart entre les taux de chômage canadien et américain? Pour ce qui est de la première question, il se pourrait que les périodes de chômage plus longue enregistrées au Canada soient dues aux différences observées dans la composition des nouveaux chômeurs (c'est-à-dire que les groupes ayant tendance à rester plus longtemps sans emploi entrent davantage dans la composition de l'afflux au Canada) ou encore à une durée beaucoup plus longue des périodes de chômage de tous les groupes au Canada qu'aux États-Unis. Les observations présentées au tableau 3 donnent à penser que la deuxième explication est la plus probable, mais nous testons formellement cette hypothèse en décomposant la différence de durée moyenne dans l'ensemble de l'économie en deux éléments : la «composition» (différences entre groupes) et la «durée» (au sein d'un groupe).

Comme on le mentionne à la note 7, on peut exprimer la durée moyenne des périodes de chômage, dans un pays comme dans l'autre, comme la moyenne pondérée de la durée du chômage pour un groupe particulier, les coefficients de pondération étant simplement les proportions de chaque groupe dans l'afflux. Si j dénote les pays et si i représente les groupes, la durée moyenne du chômage est :

(6)	$D^j(t) = \sum_i a_i^j(t) D_i^j(t).$
-----	--------------------------------------

Par conséquent, on peut exprimer ainsi la différence de durée des périodes de chômage entre les deux pays (l'écart de durée du chômage) :

(7)	$D^{CAN}(t) - D^{É.-U.}(t) = \sum_i (a_i^{CAN}(t) - a_i^{É.-U.}(t)) D_i^{CAN}(t) + \sum_i a_i^{É.-U.}(t) (D_i^{CAN}(t) - D_i^{É.-U.}(t)).$
-----	--

Le premier terme à droite de l'équation (7) représente la partie de l'écart reliée aux différences de composition de l'afflux de chômeurs entre les deux pays, tandis que le deuxième terme représente la partie de l'écart reliée aux différences de durée au sein des groupes entre les deux pays.

Dans la première partie du tableau 5, nous présentons les valeurs moyennes de chacune de ces composantes pour la période échantillonnale. Mesurée de cette façon, la différence de durée moyenne des périodes de chômage est de 4,15 semaines¹⁸. La décomposition de ce résultat révèle qu'environ les trois quarts de cet écart sont imputables aux différences de durée des périodes de chômage à l'intérieur des groupes entre les deux pays. Les différences de composition des chômeurs jouent un rôle beaucoup plus modeste. Ainsi, bien qu'un plus grand nombre de périodes de chômage résulte de

¹⁸ C'est à peine une demi-semaine de moins que l'estimation directe fournie dans le tableau 3. Le lien décrit dans l'équation (6) est exact lorsqu'on utilise des probabilités de persistance sur un seul mois pour trouver les estimations de la durée moyenne. Étant donné que des probabilités de persistance sur plusieurs mois sont en fait utilisées à l'extrémité plus longue de la distribution, la validité de l'équation (6) ne demeure qu'approximative dans nos données. C'est ce qui explique le manque apparent de cohérence des tableaux 3 et 5.

cessations d'emploi au Canada, comme le montre le tableau 4, cette différence de composition ne semble pas entrer pour beaucoup dans l'écart notable observé entre les deux pays au chapitre de la durée totale.

L'évolution dans le temps de ces différentes composantes est présentée à la figure 1, de même que l'écart entre les durées moyennes du chômage. La composante de l'écart de durée représentant la différence de composition entre les deux pays est relativement constante pendant la période, tandis que la composante représentant les différences de durée à l'intérieur des groupes suit la courbe de l'écart total. L'élément «composition» a tendance à augmenter légèrement durant la récession de 1981-1982 et juste après, mais le principal enseignement à tirer de cette figure est que, pour la majorité des groupes au Canada, l'augmentation de la durée des périodes de chômage est à l'origine de la majeure partie des augmentations tendancielle et cyclique de l'écart de durée.

Il reste à chiffrer l'influence relative de la durée des périodes de chômage et de leur fréquence sur l'écart de taux de chômage. En fait, l'écart de durée et l'écart de taux de chômage suivent la même évolution pendant la majeure partie de notre période échantillonnale et affichent tous deux une tendance à la hausse. La figure 2 le montre clairement¹⁹. Pour déterminer la partie des variations cycliques de l'écart de taux de chômage qui est dû aux variations de l'écart de durée, nous calculons la régression de la différence entre les logarithmes naturels (pour chaque pays) de la durée moyenne des périodes de chômage sur des variables fictives saisonnières, une tendance linéaire et la différence entre les logarithmes naturels du taux de chômage des deux pays. L'identité d'état stable selon laquelle le taux de chômage est le produit du taux de fréquence et de la durée moyenne des périodes de chômage implique que le paramètre estimé sur l'écart entre les logarithmes de taux de chômage indique la contribution des variations de la durée moyenne²⁰. Les résultats sont présentés dans la deuxième partie du tableau 5. Il apparaît, d'après la valeur estimée de l'élasticité, que près de 70 % de la variation cyclique de l'écart de taux de chômage résultent de la variation relative de la durée totale des périodes de chômage entre les deux pays, comparativement à 30 % environ dus aux différences de fréquence des périodes de chômage²¹.

C'est l'évolution tendancielle, et non le profil cyclique de l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis, qui pose réellement problème. Le fait de disposer de données ne portant que sur huit années nous limite dans les propos que nous pouvons tenir à ce sujet. Nous utilisons une décomposition visant à faire ressortir une tendance linéaire, ce qui consiste essentiellement à tracer des lignes droites dans la représentation graphique des données à la figure 2. Le choix de la période échantillonnale aura probablement une influence, mais nous ne disposons pas de données suffisantes pour présenter une véritable analyse de sensibilité ou pour examiner les tendances à long terme de l'écart de taux de chômage. Une certaine prudence est donc de mise dans l'adoption des résultats de

¹⁹ Le coefficient de corrélation brut entre les deux ensembles est de 0,859. Notons aussi que les ensembles de valeurs pour la différence de durée moyenne varient légèrement entre les figures 1 et 2 pour les raisons mentionnées dans la note précédente. La figure 2 est basée sur les données réelles de durée moyenne, tandis que la figure 1 est basée sur l'estimation utilisant une moyenne pondérée des sous-groupes.

²⁰ Notre hypothèse d'état stable, dont nous parlons dans la note 3 et que traite le document dont il est fait mention, peut être reprise. Nous ne laissons pas entendre que l'économie se trouvait dans un état stable durant cette période, mais plutôt nous effectuons une comparaison des états stables qu'impliqueraient les taux sous-jacents d'afflux et de persistance.

²¹ Cette spécification prévoit des effets saisonniers et tendanciels différents dans les deux pays. En spécifiant des effets saisonniers courants, on aboutit à des estimations très semblables. L'élasticité est de 0,693, avec un écart-type de 0,114. En posant une tendance identique dans les deux pays, on aboutit à une élasticité estimative de 0,557, avec un écart-type de 0,069. Elle est quelque peu inférieure à l'estimation déclarée dans le tableau 5, mais elle implique toujours que plus de la moitié de la variation cyclique de l'écart de taux de chômage est due à la variation de l'écart de durée.

cette analyse. Les résultats de la régression de l'écart entre les logarithmes naturels du taux de chômage sur des variables fictives saisonnières et un terme de tendance temporelle linéaire sont présentés dans la première ligne de la troisième partie du tableau 5. La croissance à long terme du taux de chômage canadien a été supérieure d'environ 0,4 % par mois à celle du taux de chômage américain. Les résultats d'une régression semblable de la différence entre les logarithmes naturels de la durée moyenne du chômage sont présentés à la deuxième ligne. Une fois encore, lorsqu'on se place dans l'hypothèse d'un état stable, il ressort des estimations que 47 % (0,0018/0,0038) de l'augmentation tendancielle de l'écart de taux de chômage au cours de cette période découlent de la progression relativement plus forte de la durée des périodes de chômage au Canada. Ce résultat porte sur une très courte période, mais il laisse supposer que la raison pour laquelle l'écart de taux de chômage est demeuré important jusqu'à la fin des années 80 est autant liée à la durée du chômage qu'à sa fréquence.

Tableau 5

Analyse des écarts de durée du chômage et de taux de chômage
entre le Canada et les É.-U., de janvier 1980 à décembre 1988

Partie A : décomposition de l'écart de durée entre le Canada et les É.-U.	
$D^{CAN}(t) - D^{\dot{E}.U.}(t)$	4,15 semaines
$\sum_i (a_i^{CAN}(t) - a_i^{\dot{E}.U.}(t)) D_i^{CAN}(t)$	1,04 semaine
$\sum_i a_i^{\dot{E}.U.}(t) (D_i^{CAN}(t) - D_i^{\dot{E}.U.}(t))$	3,10 semaines
Partie B : rôle de l'écart de durée dans la variation cyclique de l'écart de taux de chômage	
$\frac{\partial(\ln D^{CAN} - \ln D^{\dot{E}.U.})}{\partial(\ln TC^{CAN} - \ln TC^{\dot{E}.U.})}$	0,687 (0,111)
Partie C : décomposition en tendance linéaire les écarts de durée du chômage et de taux de chômage	
$\frac{\partial(\ln TC^{CAN} - \ln TC^{\dot{E}.U.})}{\partial t}$	0,0038 (0,0003)
$\frac{\partial(\ln D^{CAN} - \ln D^{\dot{E}.U.})}{\partial t}$	0,0018 (0,0004)

Voir sources des données à l'annexe A.

Partie A : la décomposition de l'écart de durée globale est présentée à l'équation (7).

Partie B : estimation des paramètres au moyen d'une régression de la différence Canada - États-Unis du logarithme de la durée sur des variables fictives saisonnières, une tendance linéaire et la différence des logarithmes des taux de chômage entre pays.

Partie C : estimation des paramètres au moyen d'une régression des différences entre pays des taux de chômage (en logarithmes) et de la durée (en logarithme) sur des variables fictives saisonnières et une tendance linéaire.

Figure 1
 DÉCOMPOSITION DE L'ÉCART DE DURÉE DU CHÔMAGE ENTRE LE CANADA ET LES ÉTATS-UNIS

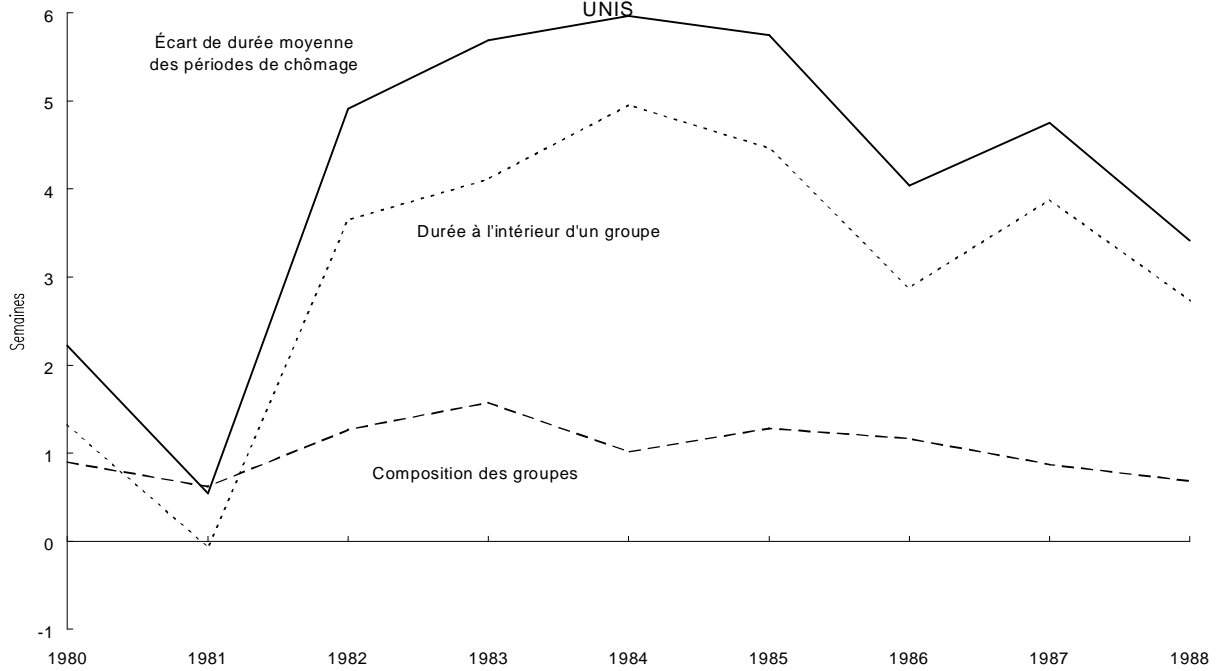
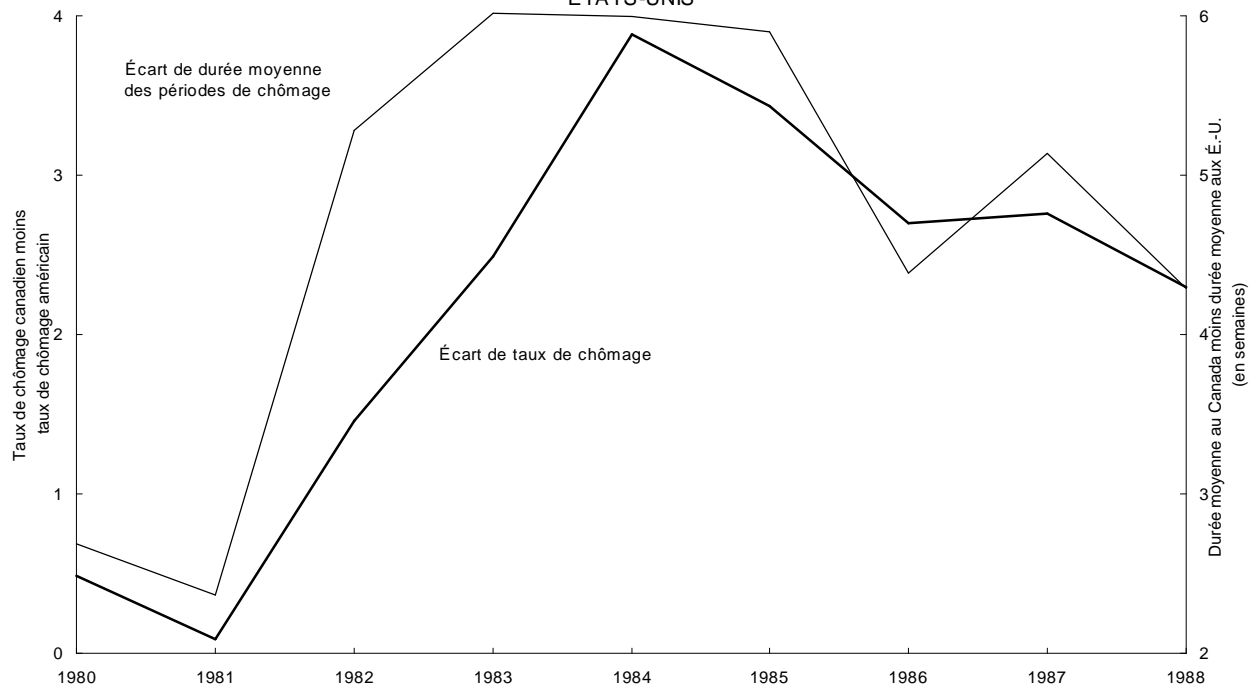


Figure 2
 ÉCARTS DE TAUX DE CHÔMAGE ET DE DURÉE DU CHÔMAGE ENTRE LE CANADA ET LES ÉTATS-UNIS



5. Implications pour l'explication de l'écart de taux de chômage entre le Canada et les É.-U.

Ces résultats permettent-ils de mieux expliquer l'écart observé entre les taux de chômage des deux pays? Le point fort de nos données réside dans l'information qu'elles nous fournissent sur la durée du chômage, facteur qui, ainsi que nous venons de le signaler, ne peut entrer que partiellement dans toute explication de cet écart. Toujours est-il que nous présentons plusieurs faits stylisés qui devraient nous être utiles. Premièrement, la fréquence des périodes de chômage et leur durée semblent être d'égale importance dans l'augmentation tendancielle de l'écart de taux de chômage au cours des années 80. Deuxièmement, les périodes de chômage ont tendance à durer plus longtemps au Canada qu'aux États-Unis. C'est là une caractéristique de la plupart des groupes, indépendamment du motif du chômage, plutôt que le résultat de différences de composition entre les deux pays. Troisièmement, les entrées et les retours sur le marché du travail sont des sources plus importantes de périodes de chômage aux États-Unis qu'au Canada, où ce sont plutôt les cessations d'emploi déclenchées par l'employeur qui dominent à ce chapitre.

Une explication complète de l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis reste encore à trouver, mais la générosité relative du régime canadien d'assurance-chômage est une cause souvent citée²². Nos données ne comportent pas de renseignements particuliers sur les prestations d'assurance-chômage, mais il pourrait s'avérer utile de mettre en évidence les aspects de ces résultats qui jettent un éclairage sur ce point.

De façon générale, le régime d'assurance-chômage peut influencer sur le taux de chômage en changeant les afflux de chômeurs ou la durée des périodes de chômage. Tout d'abord, pour ce qui est de la durée des périodes de chômage, on soutient souvent qu'un accroissement de l'aide financière à la recherche d'emploi au Canada, sous la forme d'un allongement des périodes d'admissibilité aux prestations, peut conduire à de plus longues périodes de chômage. Nos résultats corroborent cette hypothèse, dans la mesure où la durée moyenne des périodes de chômage est plus longue pour la majorité des groupes au Canada. En revanche, il y a sûrement d'autres différences entre les deux pays qui contribuent à l'écart de durée du chômage et dont nous ne pouvons neutraliser l'influence.

L'une des façons par lesquelles nous pouvons tenter d'isoler le rôle du régime d'assurance-chômage dans nos données consiste à exploiter le fait que durant la période échantillonnale l'assurance-chômage couvrait un éventail plus large de travailleurs au Canada qu'aux États-Unis. Toutes choses étant égales par ailleurs, nous pourrions nous attendre à observer que le ratio Canada/États-Unis de la durée moyenne est plus élevé chez les groupes pour lesquels les différences sont plus importantes d'un pays à l'autre en matière de couverture²³. En effectuant une comparaison des démissions (départs volontaires) entre les deux pays, on obtient un tableau particulièrement net de cette question. Au cours des

²² Il ne semble pas, cependant, que l'on en soit arrivé à un consensus quant à l'influence du régime d'assurance-chômage. En particulier, voir Card et Riddell (1993, 1995), Corak et Jones (1995), Milbourne, Purvis et Scoones (1991) et Keil et Symons (1990).

²³ Ce genre de comparaison est rendu difficile par les différences de taux de participation à l'assurance-chômage entre les deux pays. Blank et Card (1991), de même que Storer et Van Audenrode (1993), fournissent des observations des tendances en matière de taux de participation pour les États-Unis et le Canada respectivement, tandis que Card et Riddell (1993) établissent une comparaison entre les deux pays.

années 80, les personnes qui avaient volontairement quitté leur emploi étaient admissibles aux prestations d'assurance-chômage au Canada, mais pas aux États-Unis²⁴. Comme le montre le tableau 3, au Canada, les périodes de chômage des personnes qui ont démissionné durent en moyenne près de deux fois plus longtemps qu'aux États-Unis. En fait, à 1,84, le ratio de durée moyenne des périodes de chômage est le plus élevé des ratios observés parmi tous les groupes de chômeurs. Réciproquement, les personnes qui traversent une période de chômage à la suite d'une cessation d'emploi déclenchée par l'employeur sont plus susceptibles d'être couvertes par l'assurance-chômage dans les deux pays. Pour ce qui est des licenciements permanents, le ratio Canada/États-Unis de durée moyenne des périodes de chômage est égal à 1,16, soit l'un des plus faibles ratios observés; cependant, la durée moyenne des mises à pied temporaires est en réalité plus courte au Canada qu'aux États-Unis. Ainsi que nous l'avons mentionné dans la section précédente, des différences de définition sont susceptibles de compliquer cette dernière comparaison. Si l'on ne tient pas compte de la distinction entre mise à pied temporaire et licenciement permanent, ces difficultés sont écartées et l'on en arrive à un ratio de 1,12 pour la durée relative des cessations d'emploi à l'initiative de l'employeur²⁵. Collectivement, ces comparaisons porteraient à croire que l'assurance-chômage joue un rôle dans l'écart de durée entre les deux pays, mais que ce n'est pas le seul facteur qui entre en jeu. En fait, cette inférence est appuyée par les ratios de durée applicables aux entrées et aux retours, ratios qui sont tous deux de l'ordre de 1,45. En raison d'exigences passablement plus strictes, il se peut qu'une plus faible proportion d'Américains effectuant un retour sur le marché du travail soit admissible aux prestations d'assurance-chômage. Cependant, les nouveaux venus (en se servant de la définition des entrées dans l'un ou l'autre pays) ne sont pas susceptibles d'être admissibles aux prestations d'assurance-chômage, et le fait que la durée des périodes de chômage de ce groupe soit aussi plus longue au Canada laisse supposer, une fois encore, qu'un facteur autre que les différences de régime d'assurance-chômage entre les deux pays contribue à l'écart de durée.

L'un des autres effets possibles du régime d'assurance-chômage est qu'il incite à participer au marché du travail. Dans les années 80, il suffisait de relativement peu de semaines d'emploi assurable, dans certaines régions du Canada, pour avoir droit à des prestations substantielles. Il se peut que ce facteur favorise la participation de certaines personnes au marché du travail, ce qui aboutirait à des périodes d'emploi relativement courtes suivies de périodes de chômage²⁶. De ce fait, nous pourrions nous attendre à un plus grand «roulement» sur le marché canadien du travail.

Il importe de souligner que nous avons examiné les résultats concernant les *proportions dans l'afflux* de divers groupes, mais non la *fréquence* du chômage. Il est cependant possible d'exprimer le premier terme en fonction du second de la façon suivante. La proportion dans l'afflux du groupe *i* dans le pays *j* est égale à :

(8)	$a_i^j = \frac{N_i^j(0)}{N^j(0)} = \frac{N_i^j(0)}{PA^j} \cdot \frac{PA^j}{N^j(0)} = \frac{TF_i^j}{TF^j}$
-----	---

²⁴ Récemment, cependant, des changements ont été apportés afin de limiter l'admissibilité au régime d'assurance-chômage du Canada.

²⁵ En utilisant les proportions moyennes dans l'afflux comme coefficients, la durée moyenne d'une période de chômage résultant d'une cessation d'emploi déclenchée par l'employeur au Canada, durant la période échantillonnale, est de 16,7 semaines [{"(14/53)7,4} + {(39/53)20,1}]. La statistique correspondante pour les États-Unis est de 14,9 semaines [{"(18/43)11,7} + {(25/43)17,3}].

²⁶ Baker et Rea (1993), Christofides et McKenna (1995) ainsi que Green et Riddell (1993) examinent les effets des paramètres de l'assurance-chômage sur l'emploi; les observations de Card et Riddell (1993, 1995) cadrent aussi avec cette hypothèse.

où PA représente la population active et TF le taux de fréquence. Par conséquent, le ratio Canada/É.-U. des proportions du groupe i dans l'afflux est égal à

(9)	$\frac{a_i^{CAN}}{a_i^{É.-U.}} = \frac{TF_i^{CAN}}{TF_i^{É.-U.}} \cdot \frac{TF^{É.-U.}}{TF^{CAN}}$
-----	---

L'une de nos principales constatations est que les cessations d'emploi déclenchées par l'employeur sont une source plus importante de chômage au Canada (voir tableau 3). L'équation (9) révèle que cela pourrait être dû à une fréquence plus élevée des périodes de chômage de ce type au Canada, ou encore à une fréquence globale plus élevée du chômage aux États-Unis. En présumant que les moyennes sur neuf ans présentées au tableau 3 reflètent approximativement un état stable, nous pouvons faire quelques calculs rapides pour notre période échantillonnale. On peut obtenir une valeur estimative de TF^{CAN} et de $TF^{É.-U.}$ en recourant à l'identité selon laquelle le taux de chômage est égal au produit du taux de fréquence et de la durée moyenne des périodes de chômage. Entre 1980 et 1988, le taux de chômage au Canada a été en moyenne de 9,6 %, contre 7,4 % aux États-Unis. Par conséquent, le taux de fréquence hebdomadaire moyen au Canada est de 0,59 % (9,6/16,3), tandis qu'aux États-Unis il est de 0,64 % (7,4/11,6). Ainsi, il ressort de l'équation (9) que la fréquence globale moyenne plus élevée du chômage que nous avons observée aux États-Unis durant les années 80 contribue effectivement à l'écart de proportion dans l'afflux entre les deux pays. Il reste que le ratio Canada/États-Unis des proportions de cessations d'emploi à l'initiative de l'employeur (mises à pied temporaires et licenciements permanents) dans l'afflux est de 1,23 [(0,14+0,39)/(0,18+0,25)], tandis que le ratio des taux de fréquence est égal à 1,08 (0,64/0,59), ce qui porte à croire que le Canada a enregistré un taux de fréquence plus élevé de ces types de périodes de chômage au cours de la période d'observation, l'estimation implicite du ratio des taux de fréquence étant égale à 1,14 (1,23/1,08)²⁷.

On doit toutefois signaler aussi que cet écart de fréquence pourrait être dû à des taux de sortie ou à des taux d'emploi plus élevés au Canada, ou à ces deux phénomènes. Pour le constater, il faut que :

(10)	$TF_i^j = \frac{N_i^j(0)}{PA^j} = \frac{N_i^j(0)}{EMP^j} \cdot \frac{EMP^j}{PA^j} = TS_i^j \cdot TE_i^j$
------	--

Par conséquent, le taux de fréquence relative dans les deux pays est :

(11)	$\frac{TF_i^{CAN}}{TF_i^{É.-U.}} = \frac{TS_i^{CAN}}{TS_i^{É.-U.}} \cdot \frac{TE_i^{CAN}}{TE_i^{É.-U.}}$
------	---

où TS est le taux de sortie par suite d'une cessation d'emploi déclenchée par l'employeur et TE le taux d'emploi (la proportion de la population active qui est employée). Le taux de chômage moyen plus élevé au Canada, au cours de la période échantillonnale, indique que le TE^{CAN} est inférieur d'environ 2,2 points de pourcentage au $TE^{É.-U.}$. En conséquence, comme le taux d'emploi est égal à 1 moins le taux de chômage, le deuxième terme à droite de l'équation (11) est égal à environ 0,98, ce qui implique,

²⁷ En considérant comme des données les observations mensuelles relatives aux proportions dans l'afflux, aux taux de chômage et à la durée globale, la différence moyenne, entre le Canada et les États-Unis, du logarithme des taux de fréquence des cessations d'emploi déclenchées par l'employeur, calculée de cette façon, est de 0,129, avec un écart-type de 0,019.

compte tenu de l'estimation des taux de fréquence relative de 1,14, que le taux de sortie (par cessation d'emploi déclenchée par l'employeur) moyen par période a été plus élevé au Canada qu'aux États-Unis²⁸. Bien que ces calculs portent bel et bien à croire que l'emploi a été moins «stable» au Canada durant la période échantillonnale, ils demeurent très approximatifs et ne tiennent pas compte des écarts-types des statistiques sous-jacentes. En outre, si le taux de sortie plus élevé au Canada laisse supposer un plus grand roulement sur le marché du travail, les présentes données ne nous permettent pas de déterminer si cela est dû au régime d'assurance-chômage ou à d'autres facteurs. Il semble qu'une recherche plus approfondie sur le sujet s'impose. C'est pour cette raison que nous hésitons quelque peu à attribuer de façon catégorique à l'assurance-chômage une influence sur les taux de fréquence et estimons qu'il y a encore matière à recherche pour ce qui est d'une confirmation supplémentaire ou d'explications possibles, y compris des effets éventuels de «roulement» induits par l'assurance-chômage²⁹.

6. Conclusion

Nous avons présenté un cadre simple d'analyse dynamique de l'emploi, qui repose sur le fait que les proportions d'un groupe particulier dans l'effectif et dans l'afflux varieront en fonction de l'écart de durée moyenne du chômage entre un groupe particulier et l'ensemble de l'économie. L'application de ce cadre à des données canadiennes et américaines a produit un ensemble de faits stylisés pouvant être utiles à la compréhension de la nature du chômage dans les deux pays.

En examinant les données canadiennes selon le sexe et selon le motif du chômage, nous constatons, devant l'importante variation de la durée des périodes de chômage, que les proportions dans l'effectif ne sont pas un bon indicateur des proportions dans l'afflux. En particulier, la proportion des personnes licenciées en permanence est beaucoup plus élevée dans l'effectif que dans l'afflux, alors que c'est le contraire dans le cas des mises à pied temporaires. En outre, le motif du chômage le plus courant chez les femmes qui sont au chômage est le licenciement permanent, tandis que chez les nouvelles sans-emploi, c'est le retour sur le marché du travail. Nous remarquons également que la variation des proportions dans l'effectif entre les états stables est fonction tout à la fois de la variation des proportions dans l'afflux et de la durée moyenne des périodes de chômage. Dans bien des cas, les variations des proportions dans l'effectif découlent presque exclusivement de variations des proportions dans l'afflux, quoi qu'il y ait des exceptions importantes. En particulier, la proportion des hommes temporairement mis à pied dans l'effectif des chômeurs diminue à mesure qu'augmente le taux de chômage, et ce, non en raison d'une variation de leur proportion dans l'afflux, mais à cause d'une

²⁸ Une fois encore, si l'on traite comme des données les observations mensuelles sur les parties de chacune des composantes, la différence moyenne de logarithme des taux de sortie à la suite d'une cessation d'emploi déclenchée par l'employeur entre le Canada et les États-Unis est de 0,153, avec une écart-type de 0,020.

²⁹ En appliquant cette analyse — qui, nous l'admettons, est provisoire — aux départs volontaires, on obtient des taux de fréquence analogues dans les deux pays malgré le fait que les membres de ce groupe étaient admissibles aux prestations d'assurance-chômage au Canada. En utilisant l'équation (9), les données du tableau 3 sur les proportions dans l'afflux et les taux de fréquence dans l'ensemble de l'économie de 0,64 pour les États-Unis et de 0,59 pour le Canada, on aboutit à un ratio des taux de fréquence des démissions (ou départs volontaires) de 0,997 $[(0,14/0,13)/(0,64/0,58)]$. Cette estimation, avec un ratio de taux d'emploi de 0,98, implique que les taux de sortie relatifs étaient de 1,02. Devant cela, on serait porté à croire que malgré le fait qu'ils soient admissibles à des prestations d'assurance-chômage, les travailleurs canadiens n'étaient, essentiellement, pas plus susceptibles de quitter leur emploi que les travailleurs américains. C'est là un contraste marqué avec la durée du chômage pour ce groupe, et l'on serait porté à penser, à première vue, que l'assurance-chômage joue un rôle plus important dans la durée des périodes de chômage par rapport au fait d'être au chômage plutôt que d'y entrer. Il est difficile, cependant, d'en arriver à une conclusion définitive à ce sujet sans une meilleure compréhension des autres facteurs entrant en ligne de compte dans la détermination des proportions de démissions dans l'afflux dans les deux pays.

faible variation de leur durée moyenne de chômage. C'est également le cas des femmes qui retournent sur le marché du travail, mais dans une moindre mesure.

Nous appliquons aussi notre cadre d'analyse à des données américaines dans le dessein d'élaborer un ensemble de faits stylisés qui peuvent s'avérer utiles pour expliquer l'écart qui s'est creusé au cours des années 80 entre les taux de chômage canadien et américain. Au cours de la période 1980-1988, les périodes de chômage ont été plus longues au Canada qu'aux États-Unis. Également, les cessations d'emploi permanentes déclenchées par l'employeur sont le principal facteur d'entrée en chômage au Canada, tandis qu'aux États-Unis, c'est l'entrée sur le marché du travail qui joue le rôle le plus important. Ces différences de composition des nouveaux venus sur le marché du travail ne semblent toutefois pas entrer pour beaucoup dans les différences de durée totale des périodes de chômage entre les deux pays. Pendant la période échantillonnale, environ les trois quarts de l'écart de durée des périodes de chômage ont découlé de différences de durée des périodes de chômage à l'intérieur des groupes (définis selon le motif du chômage) entre les deux pays. Les écarts de durée moyenne du chômage dans l'ensemble de l'économie jouent un rôle central dans l'évolution cyclique de l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis au cours de la récession du début des années 80. Des périodes de chômage plus longues au Canada ont également contribué à l'augmentation tendancielle de l'écart de taux de chômage durant la période échantillonnale (laquelle, nous l'admettons, est courte). Les différences de fréquence du chômage entre les deux pays entrent toutefois pour un peu plus de la moitié de l'augmentation tendancielle de l'écart de taux de chômage au cours des années 80 (mais pour une proportion beaucoup plus faible de sa variation cyclique).

Dans toute explication de l'écart de chômage, on se doit de reconnaître ces faits. Mais nous remarquons aussi qu'il est peu probable qu'il n'y ait qu'une explication à ce casse-tête. En particulier, nous examinons l'influence des différences de régimes d'assurance-chômage sur la durée relative et la fréquence du chômage dans les deux pays. D'après nos résultats très provisoires, il apparaît que le régime d'assurance-chômage a pu accroître la durée des périodes de chômage au Canada par rapport aux États-Unis, mais que d'autres facteurs entrent certainement aussi en jeu. Dans le même temps, il nous est difficile de déceler un effet indubitable de l'assurance-chômage sur la fréquence des périodes de chômage. D'autres recherches axées sur les facteurs reliés à la fréquence du chômage, notamment au fait qu'il y a plus de licenciements permanents au Canada, sont nécessaires.

Annexe relative aux données

Les statistiques canadiennes sur les durées et les proportions sont établies à partir des données mensuelles de l'EPA de Statistique Canada. Nous utilisons les bandes de données sur tous les groupes de renouvellement pour la période allant de janvier 1976 à septembre 1995. L'échantillon, pour chaque mois, est également limité aux répondants classés comme chômeurs, et nous utilisons les coefficients de l'EPA. Nous tenons compte de la préférence en matière de chiffres, en l'occurrence la tendance des répondants à déclarer leurs «semaines de chômage» en mois entiers, en réaffectant aux semaines adjacentes suivantes 30 % des répondants qui déclarent 4, 8, 12, 16 et 26 semaines, 40 % de ceux qui déclarent 52 semaines et 50 % des répondants à 78 et à 99 semaines, et ce, pour chaque mois de l'échantillon. Les probabilités de persistance décrites dans le texte sont estimées à partir des données corrigées. D'autres détails sont fournis dans Corak (1993) et dans Corak et Heisz (1996).

Les données canadiennes sur le taux de chômage sont non désaisonnalisées et proviennent de la base de données du Système canadien d'information socioéconomique (CANSIM) de Statistique Canada.

Les statistiques américaines sur les durées et les proportions sont établies à partir de données non publiées de la CPS, qui proviennent du *Bureau of Labor Statistics* du *Department of Labor*. Les bandes de données contiennent, pour chaque mois de la période 1979-1988, les réponses des membres des «groupes sortants de renouvellement». L'échantillon afférent à chaque mois est limité aux répondants qui sont sans emploi (recodage de situation d'activité = 3) et qui étaient âgés de 16 à 64 ans à la date de l'enquête. Nous utilisons les coefficients de la CPS pour rendre l'échantillon à peu près représentatif de la population américaine. Les réponses de 0 semaine de chômage dans un mois sont supprimées de l'intervalle «< 5 semaines», afin d'obtenir une représentation uniforme des différents types de répondants à chaque durée. Les réaffectations pratiquées pour corriger la préférence en matière de chiffres sont effectuées de la même manière que pour les données canadiennes. Baker (1992a, 1992b) fournit des détails supplémentaires.

Les données américaines sur le taux de chômage proviennent de 1) *Labor Force Statistics Derived from the CPS, 1948-87*, US Department of Labor, BLS, août 1988 et de 2) *Employment and Earnings*, US Department of Labor, divers numéros, 1988. Nous utilisons des données non désaisonnalisées.

Bibliographie

- Ashenfelter, Orley et David Card (1986), «Unemployment in Canada and the US», *Economica*, vol. 53, S171-S196.
- Baker, Michael (1992a), «Unemployment Duration: Compositional Effects and Cyclical Variability», *American Economic Review*, vol. 82, p. 313-321.
- . (1992b), «Digit Preference in CPS unemployment data», *Economics Letters*, vol. 39, p. 117-121.
- . et S. Rea (1993), *Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility Requirements*, University of Toronto, document de travail n° 9309.
- Baker, G. M. et P. K. Trivedi (1985), «Estimation of Unemployment Duration from Grouped Data: A Comparative Study», *Journal of Labor Economics*, vol. 3, p. 153-174.
- Blank, Rebecca M. et David Card (1991), «Recent Trends in Insured and Uninsured Unemployment: Is there an Explanation?», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, p. 1157-1189.
- Bregger, John E. et Cathryn S. Dippo (1993), «Overhauling the Current Population Survey: Why is it Necessary to Change?», *Monthly Labor Review* (septembre).
- Card, David et W. Craig Riddell (1993), «A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the United States», dans D. Card and R. B. Freeman (s. l. d.), *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, Chicago, NBER et University of Chicago Press.
- . (1995), *Unemployment in Canada and the United States: A Further Analysis*, document présenté aux réunions de 1995 de l'Association canadienne d'économique, Université du Québec à Montréal.
- Chesher, A. et T. Lancaster (1981), «Stock and Flow Sampling», *Economics Letters*, vol. 8, p. 63-65.
- . (1983), «The Estimation of Models of Labor Market Behavior», *Review of Economic Studies*, vol. 50, p. 609-624.
- Christofides, L.N. et C.J. McKenna (1995), «Unemployment Insurance and Job Duration in Canada», *Journal of Labour Economics*, à paraître.
- Clark, Kim B. et Lawrence H. Summers (1979), «Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration», *Brookings Papers on Economic Activity* n° 1, p. 13-60.
- Cohany, Sharon R., Anne E. Polivka et Jennifer M. Rothgrob (1994), «Revisions in the Current Population Survey Effective January 1994», *Employment and Earnings*, vol. 14, n° 2 (février), p. 13-38.

- Corak, Miles (1993), «La durée du chômage en période de prospérité et de récession», *L'observateur économique canadien*, Ottawa, n° 11-010 au catalogue de Statistique Canada (septembre), p. 4.1-4.20.
- . et Andrew Heisz (1996), «Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment», *Review of Income and Wealth*, à paraître.
- . et Stephen R. G. Jones (1995), «The Persistence of Unemployment: How Important were Regional Extended Unemployment Insurance Benefits?», *Revue canadienne d'économique*, vol. 28, n° 3 (août), p. 555-568.
- . et Wendy Pyper (1995), *Les travailleurs, les entreprises et l'assurance-chômage*, Ottawa, n° 73-505 au catalogue de Statistique Canada.
- Crémieux, Pierre-Yves, et Marc Van Audenrode (1995), «Is the US/Canada Unemployment Rate Truly Large? A Labor Flow Analysis», document présenté aux réunions de 1995 de l'Association canadienne d'économique, Université du Québec à Montréal.
- Dumas, Cécile (1984), *Évolution du chômage au Canada et aux États-Unis de 1975 à 1983*, Statistique Canada, Section de l'activité sur le marché du travail, document de recherche n° 43.
- Feldstein, Martin (1973), «The Economics of the New Unemployment», *The Public Interest*, n° 33, p. 3-42.
- Fortin, Mario (1994), «L'écart de chômage entre le Canada et les États-Unis: Analyse des divergences entre les hommes et les femmes», *L'Actualité économique*, vol. 70, p. 247-270.
- Green, D.A. et W.C. Riddell (1993), *Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis*, University of British Columbia, document de travail n° 93-33.
- Katz, Lawrence F. et Bruce D. Meyer (1990), «Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, n° 4 (novembre), p. 973-1002.
- Keil, M.W. et J.S.V. Symons (1990), «An Analysis of Canadian Unemployment», *Analyse de Politiques*, vol.16, n° 1 (mars).
- MacDonald, Bruce (1978), *Activité antérieure des chômeurs*, Statistique Canada, Division de l'enquête sur la population active, document de recherche n° 17.
- McCallum, John (1987), «Unemployment in Canada and the United States», *Revue canadienne d'économique*, vol. 20, p. 802-822.
- . (1988), «Les taux de chômage canadien et américain dans les années 1980: Un test de trois hypothèses», *L'Actualité économique*, vol. 64, pp. 494-508.

- Milbourne, Ross D., Douglas D. Purvis et David W. Scoones (1991), «Unemployment Insurance and Unemployment Dynamics», *Revue canadienne d'économique*, vol. 24, p. 804-826.
- Polivka, Anne E. et Jennifer M. Rothgeb (1993). «Overhauling the Current Population Survey: Redesigning the CPS Questionnaire», *Monthly Labor Review* (septembre).
- Salant, Stephen W. (1977), «Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 91, p. 39-57.
- Sider, Hal (1985), «Unemployment Duration and Incidence: 1968-82.», *American Economic Review*, vol. 75, p. 461-472.
- Siebert, Calvin A. et Mahmood A. Zaidi (1994), «Measures of Excess Demand and Unemployment in Canada and the United States», *Relations Industrielles*, vol. 49, n° 3, p. 503-526.
- Statistique Canada (1992), *Guide d'utilisation des données de l'Enquête sur la population active*, Ottawa, n° 71-528 au catalogue.
- Storer, Paul (1993), «Why has the Unemployment Rate become more Persistent in Canada than in the United States?», non publié, photocopié, Université du Québec à Montréal.
- . et M. Van Audenrode (1993), «Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada: Facts, Determinants, and Implications», non publié, photocopié, Université du Québec à Montréal.
- Tille, Cédric (1995), «Decomposition of the Unemployment gap between Canada and the United States: duration or incidence?», document présenté à la *CSLS-CERF preconference on the Canada-US Unemployment Rate Gap*, Ottawa.
- Zagorsky, Jay L. (1993), «Job Vacancies in the United States and Canada», *Journal of Economic and Social Measurement*, vol. 19, p. 305-319.
- . (1994), *Why is Canadian Unemployment so High? A Long-run Comparison of Canadian and US Rates*, non publié, photocopié, Boston University.