

Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990

par G. Picot*, A. Heisz et A. Nakamura*****

N° 155

11F0019MPF N° 155

ISSN : 1200-5231

ISBN : 0-662-85737-2

Prix : 5 \$ le numéro, 25 \$ par année

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

*Statistique Canada (613) 951-8214

**Statistique Canada (613) 951-3748

***Université de l'Alberta

Télécopieur : (613) 951-5403

On peut consulter ce document dans Internet (www.statcan.ca)

Mars 2001

Les vues qui sont exprimées dans ce document sont celles des auteurs et ne correspondent pas nécessairement à celles de Statistique Canada.

Also available in English

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

Introduction.....	1
Croissance macro-économique dans les années de reprise, 1997-1999.....	3
Absence d'indices de ralentissement du travail indépendant.....	5
La croissance de l'emploi rémunéré est liée à une augmentation de la durée d'occupation des emplois..	9
L'augmentation de la durée d'occupation des emplois implique que les gens travaillent pour moins d'entreprises qu'auparavant	12
Taux d'embauchage et de cessation volontaire.....	14
Faiblesse des taux d'embauchage dans les années 1990.....	15
Taux de cessation volontaire.....	17
Taux « prévus » de cessation volontaire et d'embauchage pour les dernières années de la décennie 1990.....	18
Emploi et salaires chez les jeunes.....	22
Taux d'activité et d'emploi des jeunes	22
Évolution structurelle à la baisse des taux d'emploi des jeunes depuis 20 ans	23
Évolution des taux d'emploi pendant la période récente de forte reprise économique	25
Salaires réels et relatifs des jeunes	25
Résumé et conclusion.....	27
Bibliographie.....	32

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



RÉSUMÉ

Cette étude cherche à vérifier si les tendances émergentes et celles déjà bien visibles du marché du travail des années 90 se sont inversées sous la pression de la robuste croissance économique de 1997-1999. Plus particulièrement, elle analyse la montée spectaculaire du travail indépendant, les tendances de la stabilité de l'emploi et le faible taux d'emploi des jeunes dans les années 90. La solide croissance économique de 1997-1999 ne semble pas avoir ralenti la progression du travail indépendant, ni ébranlé la stabilité de l'emploi, ni propulsé les taux d'emploi des jeunes. Pour le travail indépendant, cela amène à conclure que la progression observée dans les années 90 n'était pas d'abord et avant tout le fait d'un relâchement de la demande de main-d'œuvre qui aurait forcé les travailleurs à créer leur propre emploi. La stabilité de l'emploi a augmenté pendant une bonne partie des années 90, sous la poussée d'un faible taux de cessation volontaire, associé à une faible embauche. Les meilleures données actuellement disponibles révèlent que les taux de cessation volontaire en particulier sont demeurés relativement bas (compte tenu du stade d'avancement du cycle économique), et que la durée de conservation des emplois est demeurée élevée. Il y a peu d'indices de détérioration de la stabilité de l'emploi chez les travailleurs rémunérés dans les années 90. Le retard qu'ont pu accuser les taux d'emploi des jeunes vient dans une large mesure de la plus grande propension des jeunes à demeurer aux études. Les étudiants ont un taux d'emploi moins élevé et, lorsque les jeunes commencent à former une plus grande proportion des travailleurs, le taux d'emploi d'ensemble pour les jeunes diminue. Cette propension des jeunes à demeurer aux études n'a pas diminué en 1997-1999, si bien que les taux d'emploi des jeunes demeurent faibles, comparativement au passé.

Mots clés : Travail indépendant, stabilité d'emploi, l'emploi chez les jeunes.

JEL : J21, J23, J63

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Introduction

On a généralement l'impression que, dans les années 1990, le marché du travail a revêtu un caractère unique, ayant logé à l'enseigne des « compressions d'effectifs », de la « révolution technologique », de l'« avènement de l'économie du savoir » et de la « montée de la stabilité des emplois ». Dans la période de reprise des premières années de la décennie, les années 1990 ont pu paraître uniques à divers égards, surtout par comparaison avec les années 1980. Les taux tant d'embauchage que de cessation volontaire se sont enfoncés dans une situation de croissance lente de l'emploi rémunéré. Rapidement, les travailleurs se sont tournés vers le travail indépendant et, chez les jeunes, les perspectives d'emploi se sont assombries et les salaires réels et relatifs ont évolué en baisse (Picot et Heisz, 2000; Beaudry et Green, 1996; Lin, Picot et Yates, 1999; Sunter et Bowlby, 1998).

En cette ère de recul de la mobilité de la main-d'œuvre et des embauchages, on s'est inquiété davantage des courants d'information. Les jeunes se sont retrouvés sur un marché du travail très concurrentiel et ont cherché à exploiter tous les avantages possibles dans leur recherche d'un emploi. Non seulement certains organismes procédaient à des compressions d'emplois, notamment dans le secteur public, mais les travailleurs hésitaient de plus en plus à quitter leur emploi, d'où moins d'emplois pour les jeunes. Aux yeux des jeunes travailleurs, il devenait primordial d'obtenir de l'information dite d'appariement travailleurs-emplois. Les employeurs étaient peut-être moins concernés par la situation, l'offre de main-d'œuvre étant suffisante.

Dans la mesure où ces tendances étaient déterminées par la faiblesse de la croissance économique de 1992 à 1996, un revirement était prévisible dans un passé plus récent. Dans la reprise qui s'est opérée de 1993 à 1996, le taux annuel de croissance du PIB réel s'est établi en moyenne à 2,4 %, mais devait monter à 3,8 % de 1997 à 1999, période de raffermissement de l'économie. Il y a aussi eu une accélération de l'emploi avec un taux moyen de croissance de 1,4 % de 1993 à 1996 et de 2,6 % les trois années qui ont suivi. Avec cette relance de l'emploi en accéléré, on pouvait s'attendre à ce que les taux d'embauchage et de cessation volontaire s'élèvent nettement, suscitant ainsi des possibilités d'emploi pour les jeunes. C'est ainsi que le rapport emploi-population dans cette tranche d'âge remonterait de ses bas niveaux historiques pendant le plus clair de la décennie. Dans de telles circonstances, on pourrait aussi prévoir une certaine reprise des salaires chez les jeunes, tout comme une plus grande mobilité de la main-d'œuvre avec pour conséquence une diminution de la durée d'occupation des emplois. On verrait enfin s'atténuer ou s'inverser la tendance des travailleurs à passer au travail indépendant. Dans cette situation, les employeurs comme les travailleurs pourraient juger primordiale l'information d'appariement travailleurs-emplois. Notre propos sera de nous demander si ces résultats ont bel et bien été observés et, en particulier, d'établir des niveaux « prévus » de mobilité de la main-d'œuvre et d'occupation des emplois d'après les niveaux observés de croissance économique pour ensuite les comparer aux valeurs effectives.

Dans la période 1997-1999 de raffermissement de l'économie, la croissance globale de l'emploi a été appréciable et, dans l'ensemble, le chômage est tombé à des niveaux correspondant à ceux des récentes crêtes du cycle économique. Toutefois, si on porte le regard au-delà des données globales, on découvre un marché du travail où les tendances de l'embauchage, de la mobilité et de la création d'emplois sont plus complexes.

Nous constatons en effet que, si l'emploi rémunéré a connu une progression importante, le travail indépendant n'a pas moins crû pour autant. Non seulement celui-ci n'a pas évolué en baisse en période de montée de l'emploi rémunéré, mais il a conservé son rythme rapide de croissance. Cette observation s'accorde avec la constatation antérieure que la montée du travail indépendant dans les années 1980 et 1990 a été indépendante de la performance économique, se manifestant en période tant de contraction que d'expansion (Lin, Picot et Yates, 1999).

Nous remarquons en outre que la progression récente du salariat s'est accompagnée d'une augmentation de la durée d'occupation des emplois. En effet, les travailleurs n'ont guère été plus nombreux à prendre de nouveaux emplois. Les données sur la mobilité de la main-d'œuvre indiquent que les taux d'embauchage et de cessation volontaire ont été bas pendant la première moitié de la décennie 1990, ce que laissait prévoir la lenteur de la croissance économique, mais si nous analysons les données restreintes dont nous disposons sur ces mêmes taux de 1997 à 1999, la situation était encore la même vers la fin de la décennie. Les taux pourraient même être jugés inférieurs à ce qu'on pouvait « prévoir » compte tenu des niveaux d'activité économique des dernières années. Il y a aussi eu dans cette période de longues durées d'occupation des emplois, ainsi qu'une faible mobilité de la main-d'œuvre. De plus, les mouvements de travailleurs entre entreprises en réaction à l'évolution structurelle ou à la concurrence entre les entrepreneurs ont été tenus dans les années 1990 par rapport aux années 1980 du moins.

À l'aune de l'histoire, le rapport emploi-population chez les jeunes est resté très bas malgré la reprise économique, phénomène qui aurait cependant largement à voir avec la tendance chez les jeunes à demeurer plus longtemps à l'école. Par une technique de décomposition, nous pouvons montrer que ce que d'autres ont observé plus tôt dans la décennie 1990 était encore là vers la fin de cette période. Les modestes taux d'emploi des jeunes s'expliquent en grande partie par un mouvement grandissant de maintien à l'école. Voilà une tendance à long terme qui dure depuis deux décennies et qui ne devrait pas se transformer radicalement pour des raisons que nous allons exposer. Il semble exister une tendance structurelle à la décroissance des taux d'emploi dans cette tranche d'âge.

Enfin, rien n'indique que, chez les jeunes, le mouvement de recul des salaires réels et relatifs que l'on a observé pendant les récessions des années 1980 et 1990 se soit renversé outre mesure, à tout le moins au présent stade de la reprise.

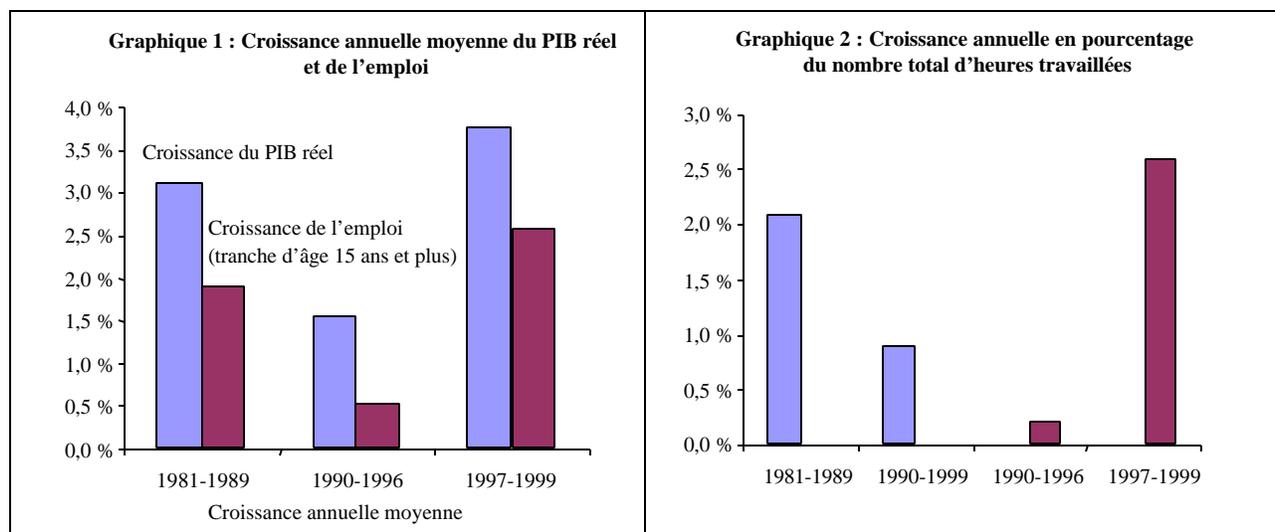
Les résultats du marché du travail se sont considérablement améliorés et les taux de chômage et d'emploi ont pris des valeurs de culmination cyclique. On ne relève toutefois guère d'indications selon lesquelles les salaires se trouvaient nettement en progression à la fin des années 1990. On se situe dans un contexte de longue durée d'occupation des emplois et de faible mobilité de la main-d'œuvre. Les

travailleurs semblent peu disposés à se mettre en quête de nouvelles possibilités d'emploi rémunéré. C'est peut-être là une tendance laissée par le piètre marché du travail des années 1990 et qui pourrait changer dans la suite de cette période d'expansion.

Nous évoquerons d'abord l'ampleur de la reprise de 1997 à 1999, la comparerons à la situation antérieure et examinerons les résultats récents sur le plan du travail indépendant, des taux d'embauchage et de cessation volontaire, de la durée d'occupation des emplois et du marché du travail des jeunes.

Croissance macro-économique dans les années de reprise, 1997-1999

Dans la majeure partie de la décennie 1990, la reprise économique a été faible et la croissance n'a guère été soutenue (sur une période de plus d'un an) jusqu'en 1997. Depuis lors, l'économie a cependant connu une croissance appréciable. Depuis trois ans, le PIB réel a en effet présenté un taux annuel moyen de croissance de 3,8 % contre 2,9 % de 1993 à 1996 inclusivement, période de reprise plus faible. Si on compare le cycle économique des années 1990 à celui des années 1980, on constate que, dans la période 1985-1988 où l'expansion s'est poursuivie, le taux d'accroissement du PIB réel s'est établi à 4,3 % en moyenne annuelle et que la croissance de l'emploi a suivi celle du PIB (graphique 1). Dans les années 1980, le PIB s'est accru en moyenne annuelle d'environ 3 % et l'emploi total, de 2 %. Pendant les périodes de récession et de faible reprise des années 1990 (1989-1996), les taux correspondants ont été de 1,5 % et d'environ 0,5 % seulement. De 1997 à 1999, le PIB a augmenté de 3,8 % en moyenne, ce qui a déterminé une ample croissance de l'emploi de l'ordre de 2,6 % par an. Dans la décennie 1990, la croissance économique a été dans une large mesure le moteur de la croissance globale de l'emploi. L'évolution structurelle de la nature du travail ou de la façon dont les entreprises emploient la main-d'œuvre peut avoir influé sur le caractère des emplois qui se sont créés.



Le secteur des entreprises a dominé au tableau de la progression des revenus et des dépenses. En 1999 du moins, les bénéfices des sociétés avant impôt étaient très élevés à comparer à ceux du passé. Ils se sont accrus du quart environ cette année-là, portant leur proportion du PIB à 10,7 %, niveau qu'ils

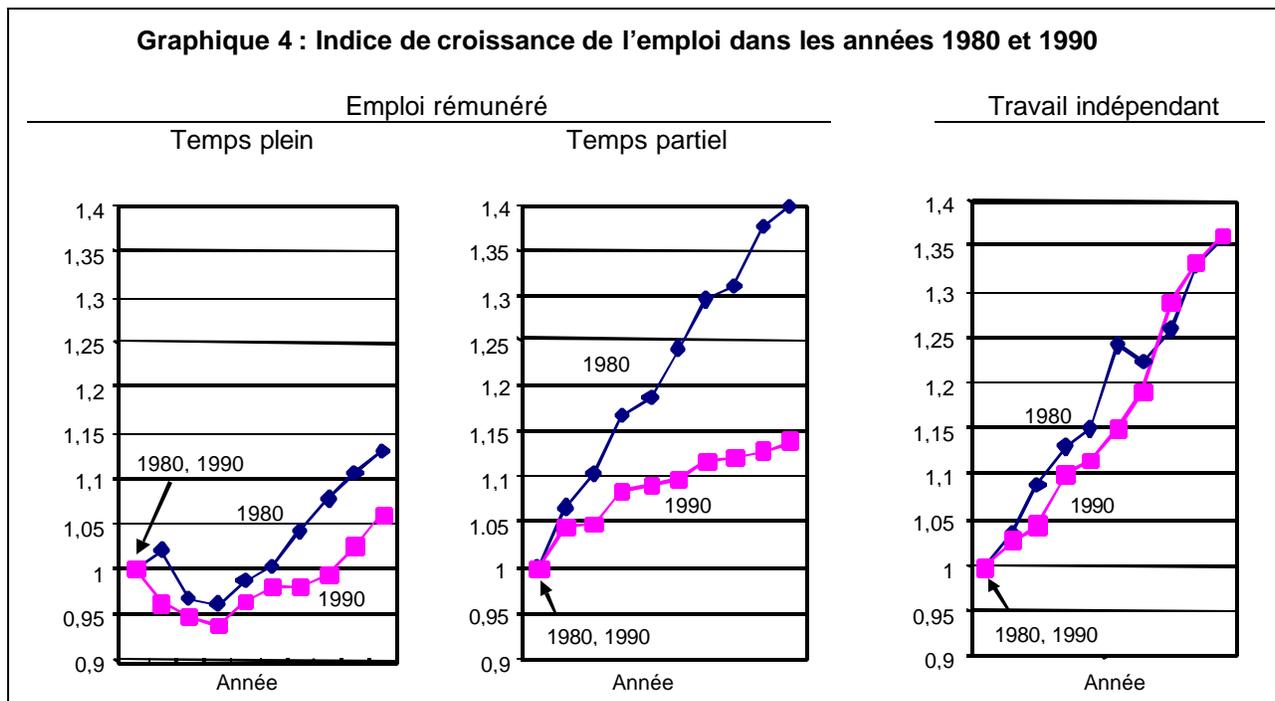
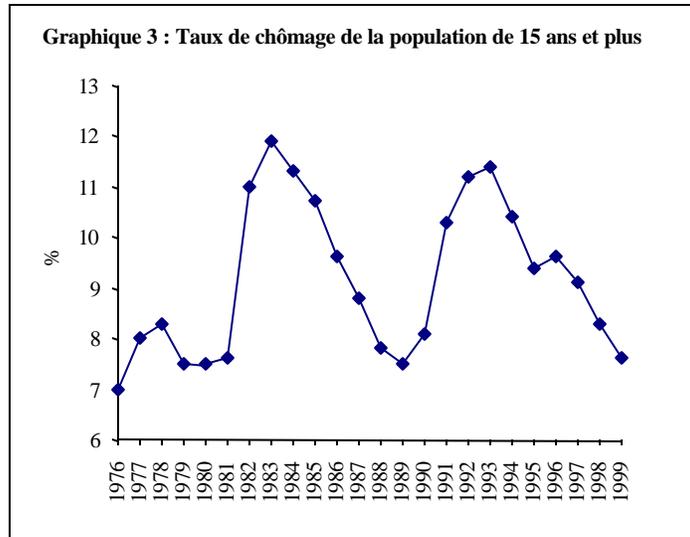
n'avaient pas atteint depuis le sommet cyclique des dernières années de la décennie 1980. En 1997 et 1998, cette même proportion était d'environ 9,4 %, bien plus que dans les premières années de reprise 1993 et 1994 où les valeurs se situaient dans la fourchette 5,5 %-8,3 %.

Les entreprises ont beaucoup plus investi en machines et en matériel, et notamment en ordinateurs et autre matériel de bureau de 1997 à 1999 que dans le reste de la décennie. De 1993 à 1996, les investissements se sont établis en moyenne annuelle à 42 milliards (dollars constants de 1992) pour ensuite monter à 66 milliards de 1997 à 1999. En proportion du PIB, les investissements des entreprises en machines et en matériel n'ont été que de 5,6 % du PIB dans la période de faible reprise 1993-1996. Ils devaient atteindre une proportion moyenne de 7,8 % de 1997 à 1999.

Si le secteur des entreprises a progressé dans ses bénéfices et ses investissements, le secteur des ménages a moins avancé de 1997 à 1999 que plus tôt dans la décennie. Le nombre total d'heures travaillées a nettement dépassé ses très faibles taux de croissance de la première moitié de la décennie (graphique 2), mais on n'a guère observé de montée des salaires réels. Selon l'Enquête sur la population active, la rémunération hebdomadaire a augmenté de moins de 1 % par an en valeur réelle.

Pour mieux mesurer l'évolution du pouvoir d'achat moyen des Canadiens, reportons-nous au revenu disponible réel par habitant. De 1993 à 1996, les variations annuelles moyennes se sont limitées à 0,4 % pour ensuite monter à 1,3 % de 1997 à 1999 comparativement à 2,6 % pendant la période proche du sommet cyclique des années 1980.

De 1997 à 1999, le PIB réel a rapidement augmenté et les bénéfices et les investissements des sociétés (secteur des entreprises) ont été en nette progression. La croissance du revenu disponible personnel par habitant est alors restée paresseuse en valeur réelle, mais les dépenses personnelles se sont élevées. Ces événements ont inauguré une période d'amélioration appréciable du marché du travail et d'inversion de certaines des tendances auparavant observées dans la décennie. Le chômage a largement reculé, revenant à une moyenne annuelle de 7,6 % en 1999, niveau correspondant à celui du sommet cyclique des années 1980 (graphique 3). L'emploi rémunéré à temps plein a connu une progression ample et soutenue pour la première fois dans la décennie 1990 avec des taux moyens d'accroissement de 3,2 % en 1998 et 1999 (graphique 4).



Absence d'indices de ralentissement du travail indépendant

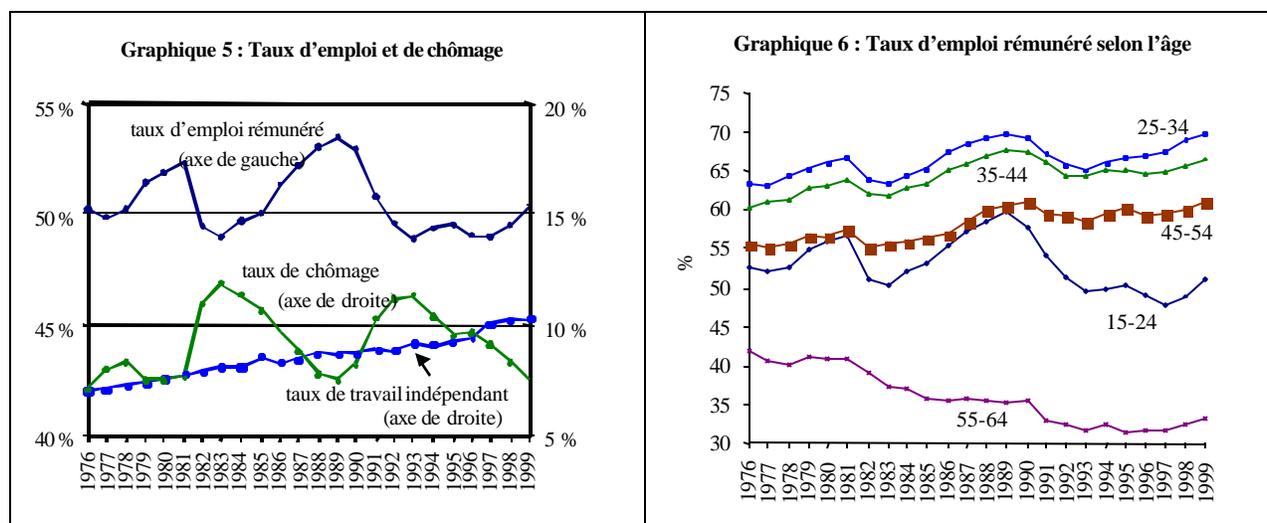
On a déjà bien décrit la montée du travail indépendant tant dans les années 1980 que dans les années 1990 (Statistique Canada, Le point sur la population active, 1997). Les taux annuels moyens de croissance du travail indépendant ont été de 3,7 % dans la décennie 1980 et de 3,4 % dans la décennie 1990 (graphique 4). On a avancé plusieurs explications du phénomène. Selon l'OCDE (OCDE, 1998), la montée de cet indicateur au Canada a été en étroite corrélation avec le degré de faiblesse du marché du travail (différence entre le chômage structurel et le chômage effectif). Comme le chômage structurel a décliné dans les années 1990 (Sargent, 1999; Osberg et Lin, 2000) et que le taux

de chômage global a été à peu près le même dans les années 1990 que dans les années 1980 (Picot et Heisz, 2000), cette faiblesse du marché du travail s'est aggravée avec pour résultat que les travailleurs sont passés en nombre croissant au travail indépendant. Il reste que cette même faiblesse se serait nettement atténuée de 1997 à 1999, le taux de chômage tombant de 9,7 % en 1996 à 7,6 % en 1999 et oscillant autour de 6,8 % à la fin de la décennie. Dans le cycle des années 1980, le plus bas taux de chômage observé a été de 7,5 % en 1989. À en croire l'explication de l'OCDE, la montée du travail indépendant aurait dû s'affaiblir ou il aurait même dû peut-être y avoir une diminution de cet indicateur en valeur absolue, les travailleurs revenant à l'emploi rémunéré.

Il y a cependant d'autres explications. Tant Blanchflower et Oswald (1998) que Lin, Picot et Yates (1999) ont fait observer qu'il n'y avait guère de corrélation entre le degré d'activité économique cyclique et la tendance au travail indépendant chez les Canadiens. On a en effet pu constater que les niveaux et les taux de travail indépendant¹ se sont constamment élevés indépendamment des taux de chômage ou des emplois rémunérés disponibles dans les années 1980 et 1990 (graphique 5), d'où l'impression que des facteurs autres que la faiblesse du marché du travail sont à l'origine de la montée du travail indépendant. D'autres ont fait valoir que la progression du travail indépendant est liée à l'alourdissement de l'impôt sur le revenu des particuliers (Schuetze, 1998) et des charges sociales peut-être, à l'évolution de la technologie ou à celle des préférences des travailleurs à l'égard du travail rémunéré et indépendant.

Pour la récente période de moindre faiblesse du marché du travail et d'augmentation de l'emploi rémunéré, plus particulièrement de l'emploi à temps plein, on ne relève guère d'indices d'une décroissance du travail indépendant, lequel a crû en moyenne annuelle de 3,5 % dans le cycle 1981-1989, de 2,9 % dans la période 1989-1996 et de 4,6 % dans la période de croissance rapide 1997-1999. On a pu constater que, en proportion, les travailleurs indépendants de 15 ans et plus étaient sans cesse plus nombreux avec des valeurs respectives de 7 % en 1981, de 8,2 % en 1989, de 9,2 % en 1996 et de 10,1 % en 1999. Il suffit de regarder le graphique 5 pour se rendre compte que cette progression a été largement indépendante de l'évolution des taux de chômage et d'emploi rémunéré dans les deux derniers cycles, constatation qu'ont étayée de données économétriques Lin, Picot et Yates (1999). La montée du travail indépendant a eu lieu dans un contexte de croissance de l'emploi rémunéré. Le taux d'emploi rémunéré à temps plein (nombre de salariés à temps plein par rapport à la population de 15 ans et plus) a monté de 39,8 % en 1997 à 41,4 % en 1999, tout en restant bien à court des valeurs de sommet cyclique des années 1980. Cela a largement à voir avec les taux inférieurs d'emploi rémunéré chez les jeunes cependant. Dans les autres tranches d'âge, ces mêmes taux ont égalé ou dépassé leurs valeurs de 1989 (graphique 6). Ainsi, l'emploi rémunéré à temps plein a progressé et le chômage a régressé rapidement pour atteindre les valeurs observées de culmination cyclique des années 1980. C'est dans ce même contexte que le travail indépendant a continué son ascension.

¹ Nombre de travailleurs indépendants divisé par la population en âge de travailler.



Ajoutons que les emplois qui se sont créés pour les travailleurs indépendants dans la récente période d'expansion ressemblaient à ceux qui avaient vu le jour plus tôt dans la décennie dans une période de reprise plus lente (tableau 1). Ainsi,

- il s'est surtout créé des emplois à temps plein (83 %) pour les travailleurs indépendants dans la période d'expansion récente, principalement dans des secteurs où les rémunérations sont supérieures à la moyenne (43 % dans le secteur des services aux entreprises);
- dans les années 1990, il s'agit dans une large mesure d'« emplois pour propre compte », c'est-à-dire d'emplois sans emplois subordonnés (96 % de 1989 à 1996, 85 % plus récemment) et, dans les années 1980, les emplois pour propre compte qui ont vu le jour étaient bien moins nombreux (51 %);
- les hommes étaient plus susceptibles que les femmes d'accéder au travail indépendant : de 1997 à 1999, 62 % des nouveaux emplois dans le secteur du travail indépendant sont allés à des hommes comparativement à la moitié environ plus tôt dans la décennie 1990 ainsi que dans la décennie 1980;
- ces emplois se créent encore principalement dans la tranche d'âge 35-54 ans (les trois quarts environ).

Tableau 1. Croissance du travail indépendant

	1981-1989	1989-1997	1997-1999	1989-1999
Augmentation nette pendant la période (milliers)	413,4	558,6	127,9	686,4
Moyenne annuelle (milliers)	51,7	69,8	63,9	68,6
Taux de croissance annuel moyen*	3,5 %	2,9 %	4,6 %	3,4 %
Répartition de l'augmentation nette pendant la période				
Emplois avec emplois subordonnés	49 %	4 %	15 %	6 %
Emplois sans emplois subordonnés (emplois pour propre compte)	51 %	96 %	85 %	94 %
Entreprises constituées en société	43 %	36 %	29 %	35 %
Entreprises non constituées en société	57 %	64 %	71 %	65 %
Emplois à temps plein	81 %	68 %	83 %	71 %
Emplois à temps partiel	19 %	32 %	17 %	29 %
Industrie primaire et construction**	22 %	8 %	1 %	7 %
Fabrication**	5 %	2 %	10 %	3 %
Services de commerce-distribution**	10 %	13 %	2 %	12 %
Services aux entreprises**	27 %	37 %	43 %	37 %
Services de consommation**	28 %	26 %	28 %	27 %
Services publics**	8 %	15 %	15 %	15 %
Gestion et autres catégories professionnelles**	50 %	34 %	31 %	34 %
Travail de bureau**	4 %	4 %	4 %	4 %
Vente**	9 %	21 %	-21 %	16 %
Services**	11 %	17 %	54 %	21 %
Professions de l'industrie primaire**	5 %	4 %	-9 %	3 %
Professions de la transformation, de l'usinage et de la fabrication**	4 %	6 %	17 %	7 %
Métiers de la construction**	13 %	5 %	13 %	6 %
Professions de l'utilisation de matériel de transport**	3 %	7 %	11 %	8 %
Professions de la manutention de matières et autres métiers**	1 %	1 %	-1 %	1 %
Hommes	54 %	50 %	62 %	52 %
Femmes	46 %	50 %	38 %	48 %
15-24 ans	-2 %	2 %	-3 %	1 %
25-34 ans	18 %	6 %	-16 %	2 %
35-44 ans	41 %	37 %	21 %	34 %
45-54 ans	24 %	37 %	51 %	40 %
55-64 ans	16 %	12 %	38 %	17 %
65 ans et plus	4 %	6 %	8 %	7 %
Études secondaires incomplètes	24 %	-99 %	10 %	-79 %
Études secondaires complètes	15 %	80 %	38 %	72 %
Études postsecondaires incomplètes	28 %	87 %	29 %	76 %
Études universitaires ou supérieures	33 %	32 %	23 %	30 %

* Croissance moyenne de 1981 à 1989, de 1990 à 1996, de 1997 à 1999 et de 1990 à 1999.

** On ne dispose de données que jusqu'en 1998.

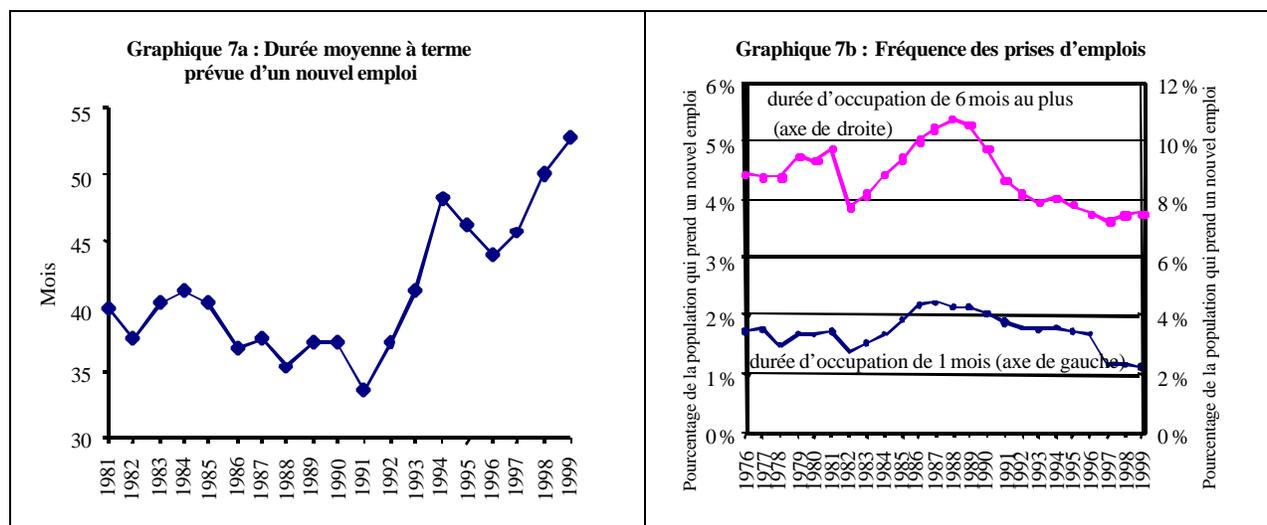
En résumé, on ne trouve guère d'indices qui associeraient la progression récente de l'emploi à temps plein et la régression du chômage à une diminution du taux de croissance du travail indépendant et encore moins à une baisse en valeur absolue du nombre de travailleurs indépendants dans une situation où ces mêmes travailleurs seraient nombreux à saisir tout simplement l'occasion d'occuper un emploi rémunéré à temps plein. À ce stade de la période d'expansion du moins, la constatation antérieure de l'absence de liens entre l'accession au travail indépendant et les fluctuations cycliques paraît confirmée. D'autres facteurs seraient à l'origine de la montée du travail indépendant au Canada.

La croissance de l'emploi rémunéré est liée à une augmentation de la durée d'occupation des emplois

La progression de l'emploi vers la fin des années 1990 s'est accompagnée d'un accroissement de la durée d'occupation des emplois, c'est-à-dire de la durée prévue à terme d'un nouvel emploi dans une entreprise. Considérées sous cet angle, les durées d'occupation des emplois² se sont accrues tout au

² Il y a diverses façons utiles de mesurer la durée d'occupation des emplois. Une méthode fréquemment employée consiste à mesurer la durée moyenne dans la population actuellement occupée. Ce sont des données que produit annuellement l'Enquête sur la population active (EPA) et qui figurent au graphique A1 en annexe. Cette mesure ne porte pas sur la durée des emplois à leur terme, mais au moment de l'enquête. Elle est utile parce qu'elle décrit la durée des emplois de la population actuellement occupée. Il reste que ces statistiques de niveaux et de variations dans le temps ne rendent compte nécessairement ni des durées effectives ni même des variations de longueur d'occupation. Dans le premier cas, une enquête comme l'EPA où on considère les travailleurs à certains points dans le temps se trouve à sous-observer les emplois de brève durée avec création d'un biais par excès et à ne pas mesurer les durées à terme avec création d'un biais par défaut. Un autre mode de mesure auquel nous recourons ici consiste à employer des techniques d'analyse de survie pour estimer la durée moyenne à terme de tous les emplois qui commencent à un point quelconque dans le temps. La clé de ces statistiques est le taux de maintien des emplois par lequel on mesure les probabilités qu'un travailleur conserve son emploi un certain temps. Ainsi, s'il y avait $N_{0,1998}$ travailleurs qui, en janvier 1998, occupaient leur emploi depuis moins d'un an et $N_{1,1999}$ travailleurs qui, en janvier 1999, occupaient le leur depuis un à deux ans, le taux de maintien « un an » en janvier 1999 se définit comme $N_{1,1999}/N_{0,1998}$ pour les travailleurs occupant leur emploi depuis moins d'un an. On peut ainsi calculer des taux de maintien pour toutes les durées possibles d'occupation des emplois. Si on pose une fonction de survie exponentielle, il est possible d'estimer des valeurs de durée par $1/\lambda$, où $\lambda = -\ln(R)/t$, R étant le taux moyen de maintien pour les travailleurs en question et t , la longueur de l'intervalle temporel (c'est-à-dire un an dans notre exemple). Heisz (1999) établit un mode de calcul de la durée moyenne des emplois à terme sans poser de fonction de survie exponentielle, et c'est là l'estimation que nous présentons au graphique 7a. Il reste que nos résultats ne sont pas sensibles au choix de la méthode. Ainsi, si nous prenons les taux moyens de maintien « un an » de Heisz et Walsh (2000b) et posons une fonction de survie exponentielle, nous obtenons des résultats fort semblables à ceux que livre la méthode de Heisz (1999) (graphique A2 en annexe). Nous pouvons aussi vérifier les résultats à l'aide d'autres données. En sachant que le taux moyen de maintien R est simplement $1 - \lambda$ (probabilités de cessation permanente), nous pouvons établir des moyennes de durée d'occupation des emplois à l'aide du FDLMO (Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre). Les durées obtenues sont plus longues, mais la tendance temporelle est semblable à celle qui se dégage des données EPA (graphique A2 en annexe). Les analystes américains se reportent généralement à des taux de maintien par intervalles quadriennaux (à cause des limites particulières de leurs données). Heisz et Walsh (2000b) calculent pour le Canada des taux de maintien sur quatre ans qui font voir une légère diminution de la stabilité des emplois en 1998 et 1999. D'après eux, cette baisse est imputable à des taux moindres de maintien « un an » dans les années de reprise plus faible 1994 et 1995.

long des années 1990³. Selon les données de l'EPA et la méthodologie exposée à la note 2, la durée moyenne à terme prévue a augmenté, passant de 34 à 44 mois de 1991 à 1996 et de 45 à 53 de 1997 à 1999 (graphique 7a), tendance que confirment les données d'une autre source, celles du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) (voir la note 2 et le graphique 2 en annexe). Cet accroissement des durées s'observe chez les deux sexes, dans toutes les tranches d'âge et chez les plus instruits (tableau 2). Seuls les moins instruits n'ont pas vu s'allonger l'occupation des emplois vers la fin des années 1990, mais il semblerait que les durées n'ont pas diminué non plus dans ce groupe.

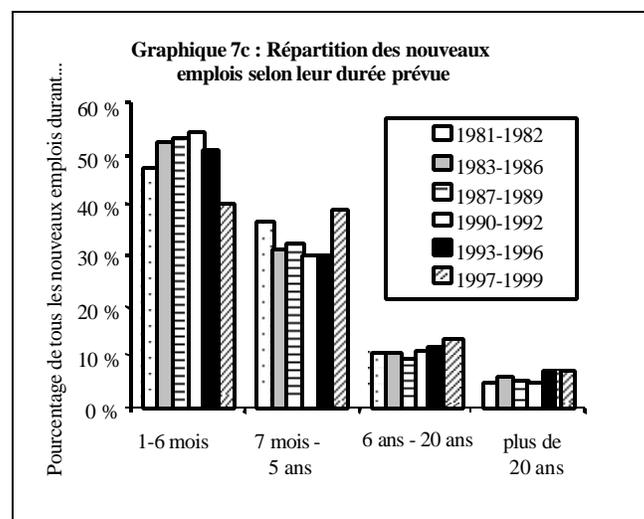


En revanche, les entrées de travailleurs dans des entreprises ne semblent pas s'être faites plus fréquentes dans les années 1990. Comme indicateur de rechange de la fréquence des « prises d'emplois », nous prenons ici le nombre d'emplois qui ont duré 1 mois ou 6 mois au plus en proportion de la population en âge de travailler. Ces deux séries racontent la même histoire (graphique 7b). Le mouvement de décroissance observé pendant la récession des premières années 1990 ne paraît pas devoir s'inverser, même vers la fin de la décennie. Ces indications nous viennent de l'EPA où il pourrait y avoir discontinuité de 1996 à 1997 par suite d'une révision du questionnaire. Voilà pourquoi on peut voir des données de fréquence en discontinuité au graphique pour la catégorie de durée « un mois au

³ Comme nous l'avons dit à la note qui précède, d'autres analystes considèrent autrement les durées d'occupation des emplois. Heisz et Walsh (2000b) observent une montée des taux moyens de maintien tout au long des années 1990, mais après prise en compte de l'évolution de la structure par âge de la population active, il reste que ces taux n'augmentent pas vers la fin des années 1990 comme l'indique le mode de mesure ici employé, et ce, parce que la variation de la stabilité des emplois de plus courte durée dans l'échelle de répartition (au graphique 7c) influe sur la durée moyenne des nouveaux emplois (notre mesure) plus que sur les taux moyens de maintien. Illustrons la chose de la manière suivante : si R1 est le taux de maintien « moins d'un an », R2 le taux de maintien « un à deux ans », etc., et que N et Ni sont les populations de travailleurs, on peut calculer la durée prévue à terme d'un nouvel emploi comme $Dur = 1 + R1 + R1R2 + R1R2R3 + \dots$ (la formule effectivement appliquée est plus complexe; elle est décrite dans Heisz (1999)) et les taux moyens de maintien comme $AveRR = R1(N1/N) + R2(N2/N) + R3(N3/N) + \dots$. Le taux de maintien R1, qui s'est nettement accru vers la fin des années 1990, influe sur la première mesure plus que sur la seconde. La durée à terme prévue d'un nouvel emploi est probablement l'indication la plus révélatrice pour les études de durée d'occupation des emplois, alors que les taux de maintien nous aident à comprendre le degré de stabilité que connaît la population actuellement occupée.

plus », ce qui ne se remarque pas dans la catégorie « six mois au plus ». Même si on tient compte des éventuelles discontinuités, on ne constate pas de remontée des valeurs de fréquence de l'indicateur « prises d'emplois » ou « entrées dans des entreprises ». La progression de l'emploi rémunéré paraît liée en majeure partie à une augmentation de la durée d'occupation des emplois, et non pas des taux de prise d'emplois⁴.

On peut regarder ces résultats sous un autre angle. Il se peut que, outre les variations de durée moyenne d'occupation, il y ait eu des variations importantes de la répartition des emplois selon les catégories de durée. On a eu le sentiment que la proportion des emplois de brève durée a augmenté, les entreprises recourant davantage à une main-d'œuvre « juste-à-temps ». Des travaux antérieurs indiquent que c'est précisément là ce qui s'est passé dans les années 1980 (Heisz, 1999; Green et Riddell, 1996). Le mouvement s'est transformé dans les années 1990. La proportion des emplois de moindre durée évolue maintenant en baisse (phénomène caractéristique du gros de la période de reprise de la décennie 1990). L'économie a engendré moins de courts emplois. En 1991, 55 % des nouveaux emplois rémunérés avaient une durée prévue d'occupation à terme de moins de six mois; en 1996, ce pourcentage n'était plus que de 48 % (on revenait ainsi aux valeurs des dernières années de la décennie 1970). De 1997 à 1999, la proportion était toujours en décroissance, passant de 42 % à 38 % (graphique 7c).



⁴ La solution de continuité de cette série de 1996 à 1997 serait due à l'introduction de questions en vue de l'estimation des transitions professionnelles (mesures d'embauchage et de cessation d'emploi) entre les semaines d'enquête EPA. Il en résulterait une redistribution des réponses de la catégorie « un mois » en faveur de la catégorie « six mois ou moins », ce qu'illustre la figure 7b. Dans le calcul des durées d'occupation des emplois, nous regroupons les emplois brièvement occupés en une même catégorie « six mois au plus ». Les données d'occupation pour les années postérieures et antérieures à 1997 sont donc comparables.

Tableau 2 : Durée moyenne (mois) prévue d'occupation à terme des nouveaux emplois					
					croissance
	1981-1986	1987-1989	1990-1996*	1997-1999	1997-1999/ 1987-1989
		(mois)			
Ensemble	39	37	41	50	36 %
Hommes	37	36	39	49	36 %
Femmes	40	36	43	51	42 %
Âge					
15-24	36	30	35	36	19 %
25-34	49	48	51	65	35 %
35-44	45	47	44	59	27 %
45-54	35	32	33	44	38 %
55-64	21	18	18	27	49 %
Instruction					
Études secondaires complètes ou incomplètes		37	34	38	2 %
Études postsecondaires incomplètes		43	54	58	35 %
Études universitaires ou supérieures		67	59	74	11 %
*1995-1996 seulement pour les groupes d'instruction.					

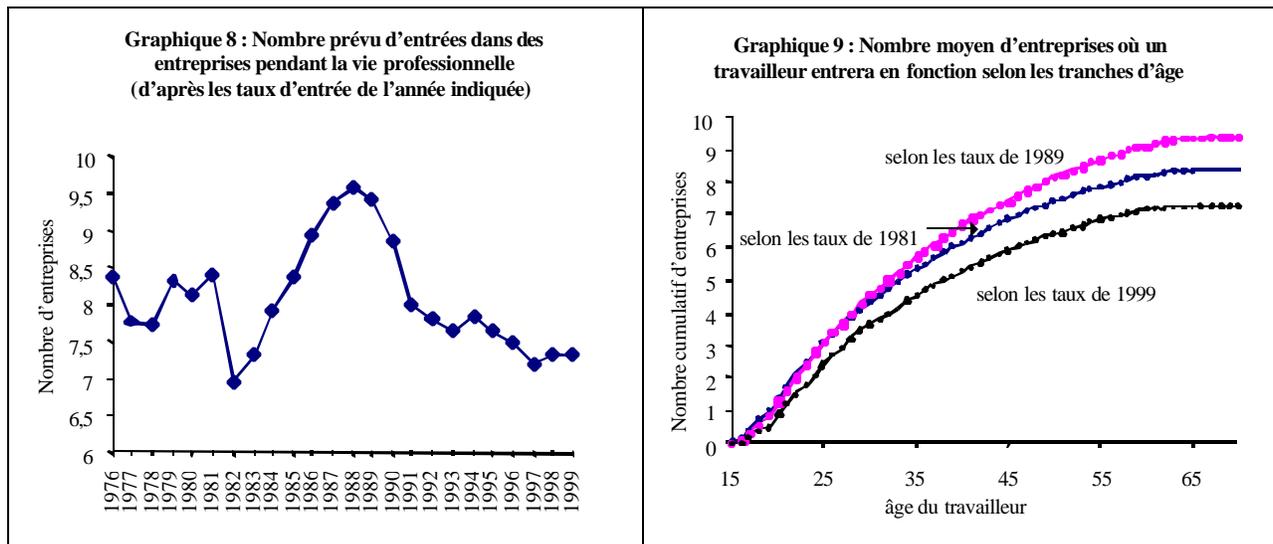
L'augmentation de la durée d'occupation des emplois implique que les gens travaillent pour moins d'entreprises qu'auparavant

On a l'impression que les gens changent d'emploi ou d'entreprise plus rapidement qu'ils ne l'ont fait dans les décennies antérieures. On a souvent dit que l'emploi « à vie » avait disparu, que les entreprises licenciaient des travailleurs plus fréquemment ou que ceux-ci quittaient plus volontiers leur emploi ou leur entreprise. Il reste que la mobilité de la main-d'œuvre demeure faible dans la décennie 1990 à comparer aux années 1980. À tout le moins, les mouvements de travailleurs entre les entreprises ne sont pas nombreux à l'aune de l'histoire. Pour exprimer ce phénomène, calculons le nombre prévu d'« entrées dans des entreprises » d'une personne pendant sa vie *en prenant les taux d'embauchage actuels selon les tranches d'âge*. Ces statistiques traduisent les pratiques d'embauchage actuelles des entreprises. Elles font simplement la sommation des taux d'entrée dans des entreprises selon les tranches d'âge⁵. Avec cette mesure, on n'essaie pas de prévoir l'avenir, c'est-à-dire le nombre effectif

⁵ Le mode assez simple de calcul de ces données vient de Hall (1982) ainsi que de Hasan et de Broucker (1985). Dans ce cas, la proportion de gens travaillant six mois ou moins pour une entreprise est l'indicateur de rechange que nous employons pour le nombre de prises d'emplois sur une période de six mois. Le nombre annuel de nouvelles « entrées en emploi » d'une personne moyenne dans une tranche d'âge est le double de la fraction de

d'emplois que prendrait quelqu'un compte tenu de l'évolution possible des pratiques d'embauchage, disons dans les 30 prochaines années. Ce sont plutôt des données transversales sur les taux d'embauchage à un moment quelconque.

Le nombre prévu de nouvelles entrées dans des entreprises dans une vie professionnelle (d'après les pratiques d'embauchage de l'année de référence) a augmenté dans les années 1980, passant en moyenne approximative de 8 à un sommet de 9,5 de 1976-1980 à 1988, c'est-à-dire à une époque où les taux d'embauchage et de cessation volontaire et le degré de roulement de la main-d'œuvre dans l'ensemble étaient élevés (à un sommet cyclique). Ce même nombre a constamment diminué depuis 1989. En 1999, il était de presque 7 sur la vie professionnelle, étant revenu à ses valeurs des années 1970 (graphique 8). L'écart entre les deux sexes a décliné pour ce qui est du nombre prévu d'entrées dans des entreprises pendant la vie professionnelle. Il était d'environ 3 en 1976 et de 1 seulement en 1999, et ce, simplement parce que les femmes passent maintenant plus de temps sur le marché du travail et travaillent donc pour plus d'entreprises.



On ne s'étonnera pas que ces changements d'entreprise aient lieu en majeure partie lorsque les travailleurs sont jeunes. Le graphique 9 indique par âge le nombre cumulatif d'entreprises où on peut prévoir que quelqu'un prendra un emploi. Pour la cohorte de 1999, le nombre prévu d'entrées dans des entreprises est d'un peu plus de 7 pour toute la vie professionnelle. À l'âge de 30 ans, il y aura presque quatre entrées pour un travailleur. Après cet âge, un travailleur change relativement peu d'entreprise en moyenne. On peut aussi voir à ce graphique que la cohorte de 1999 ressemble plus à celles de la fin des années 1970 ou de 1981 qu'à celle de 1989, période de très grande mobilité entre les entreprises.

cette tranche dans la catégorie « 1 à 6 mois ». On fait ce calcul pour les diverses tranches d'âge 15-16, 17-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59, 60-64 et 65 et plus. On somme les valeurs de nouvelles entrées sur toutes les tranches d'âge pour ainsi dégager le nombre prévu dans une vie professionnelle. Ainsi, on obtient tout simplement des valeurs de sommation des taux de prise d'emplois propres aux tranches d'âge. Ce calcul se fait pour la population de 15 ans et plus à l'exclusion des « entrées en emploi » des gens qui font des études à plein temps.

Ces statistiques se ramènent, bien sûr, à des moyennes pour toute la main-d'œuvre dans l'ensemble de l'économie. Comme l'a fait remarquer Hall (1982), il y a dans des secteurs de l'économie des groupes particuliers de travailleurs qui changent fréquemment d'emploi ou d'entreprise et rendent compte du gros de la mobilité observée de la main-d'œuvre. Dans bien d'autres groupes, la mobilité reste un phénomène fort rare. Les deux catégories se trouvent combinées dans nos moyennes. Les jeunes travailleurs en particulier changent très souvent d'entreprise. Ils l'auront fait en moyenne quatre fois à l'âge de 30 ans. Les besoins d'information dite d'appariement travailleurs-emplois deviennent appréciables si on les considère à la lumière de ce qui précède⁶.

Taux d'embauchage et de cessation volontaire

Les données globales de la durée d'occupation des emplois semblent indiquer que les entrées dans des entreprises sont demeurées peu fréquentes dans une situation où la croissance de l'emploi a été plus nourrie par des durées d'occupation plus longues que par des taux d'« entrée en emploi » plus élevés. Nous devons nous demander s'il y a d'autres données pour étayer cette observation. Nous savons que les flux de main-d'œuvre, et notamment le nombre d'embauchages et de cessations volontaires, ont été faibles pendant la reprise de la première moitié des années 1990. On ne doit pas s'en étonner si on songe aussi à la faiblesse de la création d'emplois (Picot et Heisz, 2000)⁷. Si les possibilités d'emploi sont médiocres, les taux de cessation volontaire sont bas eux aussi. Les licenciements à titre permanent ou définitif ne se sont pas multipliés dans les années 1990 par rapport aux années 1980 (Picot et Lin, 1997). Ainsi, avec des taux moindres d'embauchage et de cessation volontaire, le roulement de la main-d'œuvre a diminué dans la faible reprise des années 1990 par rapport aux périodes comparables des années 1980. Mais qu'en est-il du phénomène dans la période plus récente?

⁶ Il convient de noter que nous n'analysons pas ici la fréquence des changements d'emploi dans une même entreprise ni des changements de fonctions dans un même poste. Il se pourrait que, au sein des entreprises, les tâches des travailleurs changent plus souvent qu'auparavant ou que les changements d'emploi sur les marchés professionnels internes deviennent plus fréquents. Ce n'est pas ce que vise notre analyse. Si de tels changements gagnaient en importance, l'acquisition de compétences et la formation tiendraient une plus grande place dans les entreprises. Il est sûr cependant que la mobilité de la main-d'œuvre entre les entreprises n'était pas élevée à la fin des années 1990 à l'aune de l'histoire. Dans les années 1980, la main-d'œuvre a été très mobile. Il se peut que la perception de changements fréquents d'entreprise provienne de cette période ou que l'on fasse état de hauts taux de roulement dans des secteurs bien en vue comme celui de la haute technologie, ce qui viendrait quelque peu déformer le tableau d'ensemble.

⁷ Le taux de cessation volontaire est le quotient du nombre de cessations volontaires dans une entreprise et des effectifs (nombre d'emplois-personnes) de cette entreprise à un moment quelconque de l'année. Il s'agit du nombre de gens qui quittent une entreprise par rapport au nombre de gens susceptibles de quitter. Pour tout groupe (province, tranche d'âge, etc.), le taux de cessation volontaire est une moyenne « toutes entreprises ». Quant au taux d'embauchage, c'est le quotient du nombre d'embauchages dans une entreprise et des effectifs (nombre d'emplois-personnes) de cette entreprise à un moment quelconque de l'année. C'est aussi une moyenne « toutes entreprises ». On établit les taux d'embauchage par calcul résiduel au Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) avec $H(i,t) = [E(i,t+1) - E(i,t)] + S(i,t)$, où E est le nombre d'emplois-personnes et S , le nombre de cessations permanentes « toutes entreprises » pour le groupe i (une province, disons) l'année t .

Il existe un certain nombre de sources d'information sur les embauchages et les cessations volontaires, chacune avec ses propres lacunes. La meilleure source de données sur les flux de main-d'œuvre est le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO). C'est là un fonds de données administratives qui ne va que jusqu'en 1996. Pour obtenir des données plus actuelles, on doit consulter une très brève série qui existe depuis 1998 dans le cadre de l'Enquête sur la population active. Autre possibilité : on peut calculer les taux d'embauchage et de cessation avec les données EDTR⁸, mais seulement pour la période 1993-1998. Il n'y a pas de source unique qui nous renseigne suffisamment sur les taux actuels.

Faiblesse des taux d'embauchage dans les années 1990

Le graphique 10 présente les divers taux d'embauchage, qui expriment le nombre d'embauchages en proportion de l'emploi rémunéré total⁹. Aucune des estimations en question ne fait voir une reprise importante de cet indicateur de 1997 à 1999. Dans les données EDTR (annuelles) et EPA (mensuelles), le taux d'embauchage ne bouge pas en 1997, en 1998 ni en 1999 (données EDTR pour 1993-1998 et données EPA pour 1998-1999). On se rappellera que l'indicateur de rechange que nous avons employé pour les taux de prise d'emplois à partir des données de l'EPA (proportion des emplois occupés moins d'un mois) ne montrait pas non plus de remontée à la fin des années 1990. On peut voir que le taux global d'embauchage ne monte pas malgré une croissance économique plus rapide et des bénéfiques croissants des sociétés. Il faut préciser que le taux d'embauchage comporte deux éléments, à savoir l'embauchage de remplacement (par suite de cessations volontaires et de licenciements permanents) et l'embauchage d'expansion. On peut très simplement décomposer les taux de la sorte en exprimant le nombre d'embauchages dans l'entreprise *i* d'une année à l'autre de la manière suivante :

$$H_i(t,t+1) = [E_i(t+1) - E_i(t)] + S_i(t)$$

où $E(t)$ est l'emploi dans l'année t et $S(t)$, le nombre de cessations permanentes dans cette période. Le premier terme à droite est l'embauchage d'expansion et celui qui suit, l'embauchage de remplacement. La meilleure source de données de décomposition est le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) tiré des dossiers administratifs et qui renseigne sur l'emploi et les cessations permanentes au niveau des entreprises (voir Statistique Canada, 1998). Le nombre d'embauchages est principalement déterminé par la demande de remplacement. Dans la période d'expansion cyclique des années 1980 où la demande d'expansion a culminé, celle-ci ne figurait que pour 10 % à 15 % dans le taux d'embauchage (tableau 3). En période de récession, cet élément prend souvent une valeur négative, puisque l'emploi diminue dans un grand nombre d'entreprises. En moyenne, l'embauchage

⁸ Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR).

⁹ Ce taux se trouvera à tout le moins à sous-estimer la variation cyclique des embauchages, car tant le numérateur que le dénominateur diminuent en période de contraction. Il y a embauchage aux fins de l'EPA lorsque l'enquêté indique une date de début d'emploi entre les fins des semaines de référence respectives de l'enquête du mois précédent et du mois en cours. Voir Tabi, Bowlby, Kinack et Sunter (2000). Dans l'EDTR, on juge qu'il y a embauchage par les dates de début des emplois et, dans le FDLMO, par les cas où quelqu'un n'était pas dans une entreprise dans une année d'observation, mais s'y trouvait dans l'année d'observation suivante.

d'expansion représentait moins de 5 % de tout le taux d'embauchage pendant cette période. Les entreprises embauchent surtout pour remplacer les travailleurs en cessation volontaire ou forcée. S'il y a peu de cessations comparativement au passé, les taux d'embauchage seront faibles aussi.

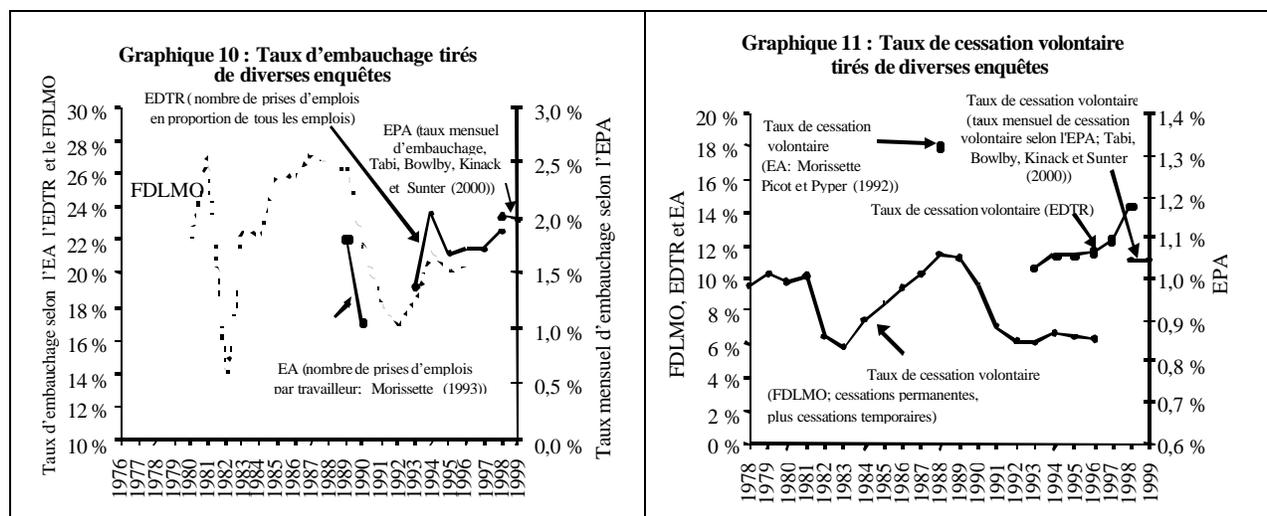


Tableau 3 : Taux d'embauchage

Année	Taux d'embauchage	Taux de cessation permanente	Taux d'embauchage d'expansion	Proportion des taux d'embauchage que représente l'embauchage d'expansion
	(a)	(b)	(c)=(a-b)	(c)/(a)
	%	%	%	
1978		21		
1979	23	22	2	6
1980	22	21	1	3
1981	27	23	5	17
1982	14	21	-6	-44
1983	21	19	3	12
1984	22	21	1	4
1985	26	22	4	14
1986	25	22	3	12
1987	26	23	3	13
1988	26	24	2	9
1989	26	23	3	10
1990	22	23	-1	-6
1991	18	21	-2	-13
1992	18	20	-2	-12
1993	19	19	0	-2
1994	21	20	1	7
1995	20	19	1	3
1996	19			

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre.

Taux de cessation volontaire

Les taux de licenciement permanent et de cessation volontaire sont les grands facteurs déterminants de la mobilité globale de la main-d'œuvre. Des travaux antérieurs montrent que les licenciements à titre permanent ou définitif n'ont pas été plus nombreux dans la première partie de la période de reprise des années 1990 que dans les années comparables du cycle des années 1980 malgré les inquiétudes exprimées au sujet du recul de la stabilité professionnelle (Picot et Lin, 1997). On ne dispose pas encore des données nécessaires pour une actualisation du tableau jusqu'en 1999, mais il est probable que les licenciements permanents se sont faits moins nombreux depuis trois ans à mesure que se raffermissait le mouvement de reprise, d'où une moindre mobilité de la main-d'œuvre dans l'ensemble. Si la mobilité devait être nettement plus grande, ce serait à cause des taux de cessation volontaire.

Les données *actuelles* sur ces taux (que l'on définit comme le quotient du nombre de cessations volontaires et du nombre d'emplois-personnes) sont encore plus rares que celles qui portent sur les taux d'embauchage. Il y a trois sources d'information qui accusent chacune leurs lacunes propres (graphique 11). La série chronologique la plus longue vient du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO), où on tire les taux de cessation volontaire des relevés d'emploi. Cette série n'indique aucune remontée des taux jusqu'en 1996 (dernière année pour laquelle nous disposons de données). Selon les données EDTR¹⁰, les taux de la période 1993-1997 sont en faible reprise (gain de 10 %), mais rien qui se compare à leur évolution en baisse entre le sommet cyclique des années 1980 et les années 1990 (où ils ont baissé de moitié). Selon la nouvelle série EPA, il y aurait eu une augmentation appréciable du nombre de cessations volontaires en 1999, comme on pouvait s'y attendre. Ainsi, le tableau est quelque peu brouillé. Les données déjà présentées sur la durée d'occupation des emplois (selon et l'EPA et le FDLMO) s'accordent cependant avec une situation d'augmentation à peu près nulle des taux de cessation volontaire (si on considère que les licenciements permanents sont probablement en baisse).

Ces données sur la durée d'occupation des emplois (deux sources d'information) et les taux de cessation volontaire et d'embauchage semblent indiquer que, malgré la récente croissance du PIB et de l'emploi rémunéré, les travailleurs peuvent être demeurés hésitants à délaissier leur emploi pour se mettre en quête d'un nouveau travail¹¹. On a l'impression qu'ils ne réagissent pas aux variations de la

¹⁰ Dans l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), les motifs de cessation volontaire sont les suivants : maladie ou invalidité propre d'origine professionnelle, maladie ou invalidité propre d'origine non professionnelle, soin des enfants, soin de parents âgés, autres responsabilités personnelles ou familiales, études, nouvel emploi, déménagement, faible salaire, nombre insuffisant ou excessif d'heures de travail, mauvaises conditions matérielles (ventilation, bruit, etc.), harcèlement sexuel, conflits avec l'employeur ou les collègues, trop grand stress au travail, volonté de se concentrer davantage sur un autre emploi occupé.

¹¹ Dans cette analyse, nous employons des taux non corrigés en fonction des variations de composition de la population active. Comme les cessations volontaires sont généralement moins nombreuses chez les travailleurs plus âgés, la baisse observée pourrait s'expliquer en partie par le vieillissement de la main-d'œuvre. Il est toutefois peu probable qu'une évolution de la composition de la main-d'œuvre qui s'opère lentement soit à l'origine des amples variations observées des taux d'embauchage et de cessation volontaire. Il reste que Heisz et Walsh (2000a) ont procédé à une analyse semblable à l'aide de taux bruts de cessation volontaire et de taux dérivés pour une structure constante de la population active (selon l'âge, le sexe, l'industrie et la taille des entreprises). Ces

croissance économique comme ils le faisaient dans les cycles antérieurs. On les voit plus réticents au moment de quitter leur entreprise et d'aller à la recherche de nouvelles possibilités. On peut y discerner l'effet d'une longue période d'insécurité économique et du sentiment que l'emploi demeure précaire. Les majorations salariales tendent à refléter ce sentiment, puisqu'elles demeuraient faibles à la fin de 1999 du moins, ainsi que nous le décrivons plus loin.

Taux « prévus » de cessation volontaire et d'embauchage pour les dernières années de la décennie 1990¹²

Par modélisation économétrique, nous évaluons si les travailleurs et les entreprises n'ont pas réagi à la croissance économique vers la fin des années 1990 comme ils l'avaient fait dans les années 1980. Nous nous reporterons d'abord à des données provinciales pour la période 1979-1996¹³ afin de dégager le rapport entre les taux de cessation volontaire et d'embauchage et un indicateur cyclique. La variable dépendante de deux régressions transversales groupées en séries chronologiques par les moindres carrés généralisés (MCG)¹⁴ est le logarithme des taux de cessation volontaire et d'embauchage.

On peut songer à divers indicateurs cycliques, dont ceux de la croissance en pourcentage et de l'écart tendanciel du PPB. Dans le premier cas, il s'agit de l'évolution de l'activité économique, qui est sans doute en corrélation avec le taux d'embauchage (du moins avec son élément « embauchage d'expansion »). En période de reprise économique, les entreprises recherchent des travailleurs dans une situation d'expansion. Toutefois, comme nous l'avons signalé, l'embauchage d'expansion est modeste par rapport à l'embauchage de remplacement et, pour des raisons que nous exposerons, a probablement plus à voir avec une variable de *niveau* qu'avec une variable de croissance. Nous pourrions donc penser non pas à une mesure de croissance, mais à une mesure du *niveau* d'activité économique par rapport à une tendance à plus long terme. Celle-ci serait plus en corrélation avec le taux de cessation volontaire, puisque ce n'est pas nécessairement la croissance du PPB qui détermine si un travailleur choisira de quitter son entreprise, mais plutôt l'état de l'économie par rapport au sommet cyclique, par exemple. Dans une période de croissance rapide du PPB qui suit le plus noir d'une

auteurs ont ainsi constaté que les variations de composition jouaient un rôle relativement modeste dans la décroissance tendancielle des taux de cessation volontaire.

¹² Dans cette section, nous nous inspirons de Heisz et Walsh (2000a). On trouvera plus de détails à ce sujet dans ce document.

¹³ Nous disposons de données pour 1979-1995 dans le cas des cessations volontaires et pour 1980-1996 dans celui des embauchages.

¹⁴ Le modèle est plus précisément un modèle transversal groupé en séries chronologiques de la forme suivante : $\ln(DV)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(CYCLE)_{it} + \beta_2 \text{PROVINCE}_i + \beta_3 \text{PROVINCE}_i * \text{CYCLE}_{it} + V_{it}$ où i indique les dix provinces canadiennes et t , les années. PROVINCE est une variable fictive des provinces et CYCLE_{it} , le terme indicateur de cycle. On suppose que le terme d'erreur est transversalement hétéroscédastique et corrélé et temporellement autorégressif (à l'intérieur des panneaux). On laisse le degré d'autocorrélation varier entre les provinces. Une variable fictive PROVINCE est omise et le terme d'interaction entre PROVINCE et CYCLE laisse varier entre les provinces l'élasticité de la variable dépendante. On estime le modèle par les moindres carrés généralisés (MCG). On pondère aussi les estimations provinciales selon les tailles de cellules respectives.

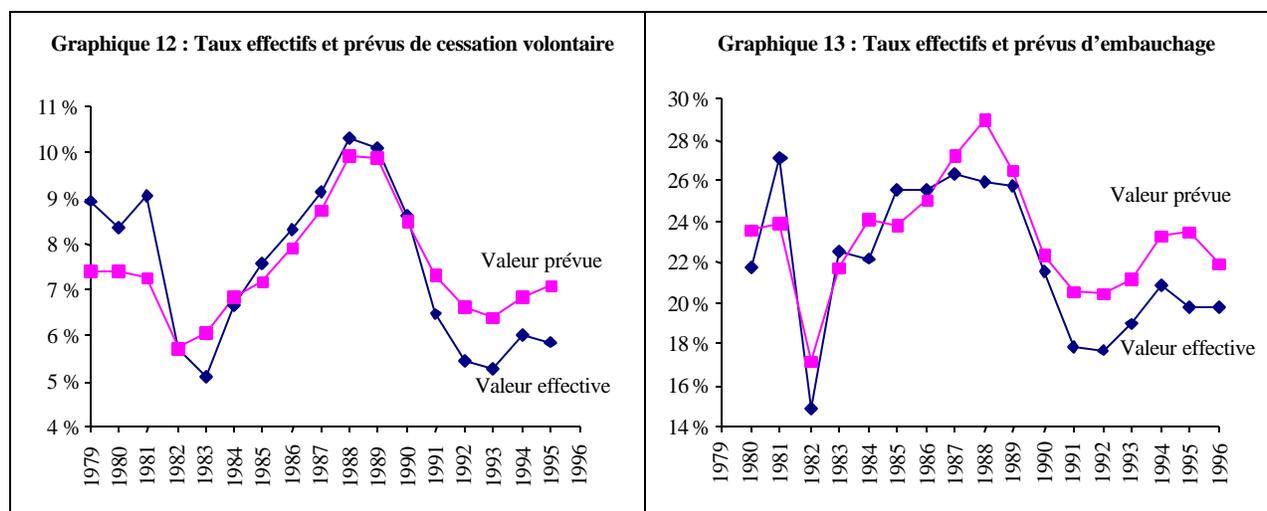
récession, les travailleurs peuvent encore choisir de ne pas quitter en grand nombre, car si l'embauche s'accroît, l'emploi global et les perspectives générales d'emploi demeurent relativement faibles. Ce n'est que lorsqu'on approche des sommets cycliques que les taux de cessation volontaire s'élèvent nettement. Le phénomène serait appréhendé plus par une mesure d'écart tendanciel¹⁵ (mesure de niveau relatif) que par une mesure de croissance. Et comme le taux d'embauchage est déterminé, du moins en partie, par la demande de remplacement, il peut lui aussi être en association avec une variable de niveau (et de croissance).

En général, les données chronologiques semblent indiquer que le taux d'embauchage a plus à voir avec un indicateur cyclique de croissance du PPB et le taux de cessation volontaire, avec un indicateur d'écart tendanciel. On obtient toutefois le meilleur ajustement de données chronologiques lorsque l'un et l'autre de ces indicateurs cycliques entrent dans les équations de régression. Comme il ne s'agit pas d'établir dans quelle mesure chaque indicateur « explique » l'évolution des embauchages et des cessations volontaires, mais plutôt de parvenir au meilleur ajustement possible avec les données chronologiques (ce qui servira à « prévoir » les taux d'embauchage et de cessation de l'avenir), nous avons décidé d'intégrer les deux indicateurs aux équations de régression.

¹⁵ On calcule la série du PPB en correction de tendance en faisant d'abord la régression du PPB réel [PPB (i,t)] sur une variable temporelle linéaire pour chaque province. Nous avons fait de même pour le PIB national (les résultats suivent; les erreurs-types figurent entre parenthèses; (*) indique un niveau de signification de 1 %).

	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Canada
Valeur à l'origine	8,641* (0,015)	6,962* (0,016)	9,168* (0,036)	8,894* (0,032)	11,455* (0,020)	11,928* (0,029)	9,639* (0,017)	9,656* (0,030)	10,865* (0,043)	10,722* (0,021)	13,113* (0,014)
Tendance	0,022* (0,001)	0,038* (0,001)	0,027* (0,003)	0,032* (0,002)	0,022* (0,002)	0,029* (0,002)	0,018* (0,001)	0,015* (0,002)	0,020* (0,003)	0,028* (0,002)	0,025* (0,001)
N ^{bre} d'obs.	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	21
R quadratique	0,953	0,982	0,841	0,903	0,916	0,904	0,907	0,704	0,665	0,942	0,969

Nous calculons ensuite la valeur prévue du PPB, $\exp [PPB (i,t)]$ à partir de l'équation et nous prenons le rapport entre la valeur effective et la valeur prévue de sorte que l'indicateur cyclique du PPB soit $\ln [act [PPB (i,t)] / \exp [PPB(i,t)]]$.

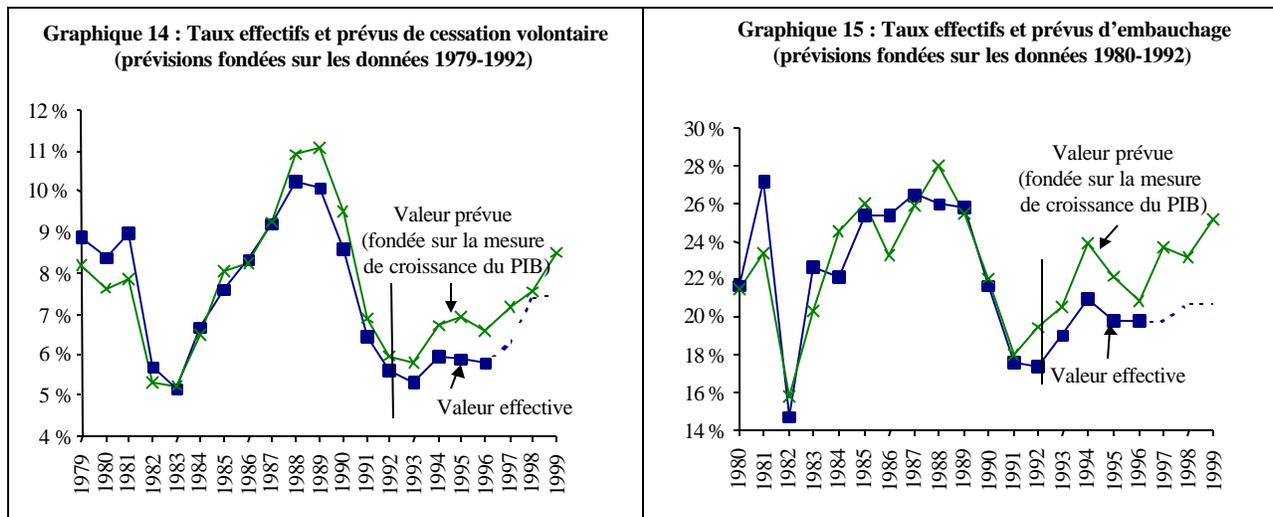


C'est une stratégie en deux étapes où nous voulons d'abord démontrer le degré de correspondance entre les indicateurs cycliques provinciaux et les taux d'embauchage et de cessation (sur le modèle de Heisz et Walsh, 2000a). Pour ce faire, nous exécutons notre modèle de régression au niveau des provinces, établissons les valeurs prévues et examinons le rapport entre les valeurs effectives et prévues (compte tenu de la variation cyclique) des taux d'embauchage et de cessation¹⁶. Les graphiques 12 et 13 présentent les valeurs effectives et prévues (en fonction tant de la variable de croissance du PPB que de la variable du PPB en correction de tendance comme indicateur cyclique)¹⁷. Dans les années 1990, les valeurs prévues du *taux d'embauchage* sont supérieures aux valeurs observées la plupart des années (graphique 13) et celles du *taux de cessation* volontaire dépassent nettement les valeurs effectives (graphique 12) en mesure d'écart tendanciel.

En second lieu, dans une évaluation des taux d'embauchage et de cessation par rapport aux « prévisions » pour les dernières années de la décennie 1990, nous limitons nos régressions à la période 1979-1992, puis calculons les valeurs prévues en supposant que le rapport entre PIB et flux de main-d'œuvre qui existait dans les années 1980 est toujours le même dans la reprise des années 1990. Nous passons à un modèle au niveau national (fondé sur des données pancanadiennes) pour deux raisons : d'abord, pour transformer les taux provinciaux en un taux national unique, il faut des estimations d'emplois-personnes qui ne sont pas disponibles après 1996; ensuite, nous ne disposons pas de données provinciales du PIB pour 1999 (au moment où nous écrivons ces lignes). Les graphiques 14 et 15 présentent les résultats des régressions qui, nous l'avouons, reposent sur un nombre restreint d'observations. Les résultats concordent avec ceux que dégage l'analyse provinciale.

¹⁶ On peut trouver les résultats des régressions dans Heisz et Walsh (2000a) ou les demander aux auteurs.

¹⁷ Bien sûr, avec le terme d'interaction dans l'équation, l'association PPB-cessations volontaires (ou embauchages) peut varier selon les provinces. Pour dégager le résultat unique indiqué aux graphiques 12 et 13, nous exprimons les valeurs prévues (à partir des équations) et effectives des taux de cessation et d'embauchage en une moyenne pondérée interprovinciale où les valeurs de pondération correspondent aux nombres respectifs d'emplois-personnes dans les provinces. Les emplois-personnes forment le dénominateur des taux présentés. Cela équivaut donc à calculer les valeurs prévues et effectives de taux nationaux de cessation et d'embauchage.



Les taux prévus d'*embauchage* qui, répétons-le, ont pour base tant une variable de croissance du PIB en pourcentage qu'une variable d'écart tendanciel, augmentent nettement de 1997 à 1999. On ne revient certes pas aux valeurs de culmination cyclique observées en 1989, mais ces résultats semblent indiquer que les taux d'embauchage auraient dû s'élever dans une large mesure. Toutefois, les données partielles présentées plus haut font voir qu'une telle remontée des taux n'a pas été observée en fait. Les résultats sont semblables dans le cas des taux de *cessation volontaire*. Si ceux-ci s'accroissent comme on pouvait s'y attendre à un tel stade du cycle économique, les renseignements provisoires dont nous disposons à ce jour donnent à tout le moins l'impression qu'une telle augmentation n'a pas été constatée. Les tiretés des graphiques 14 et 15 pour 1997-1999 indiquent des estimations des taux d'embauchage (et de cessation) fondées sur des données partielles de l'EDTR et de l'EPA (voir les graphiques 10 et 11). Là encore, ce ne sont pas les valeurs de sommet cyclique des dernières années de la décennie 1980, qui semblent avoir été très élevées par rapport au passé, mais les valeurs prévues de taux de cessation montrent bien une remontée appréciable de 2,2 points entre la valeur de creux cyclique de 1993 et la valeur prévue de 1999. En 1995, les taux de cessation paraissent faibles pour le stade atteint dans le cycle (défini par le PIB). Il y a aussi lieu de croire que les taux étaient toujours bas en 1996.

Les données des séries des cessations permanentes et temporaires sont disponibles jusqu'en 1996 (ce que nous avons présenté jusqu'ici porte sur les cessations permanentes seulement). Comme peu de cessations sont temporaires, il s'agit de séries en étroite corrélation. Le taux de cessation permanente et

temporaire évolue constamment en baisse jusqu'en 1996¹⁸. Les travailleurs semblent en effet hésiter à quitter leur entreprise pour se mettre en quête de nouvelles possibilités d'emploi.

Emploi et salaires chez les jeunes

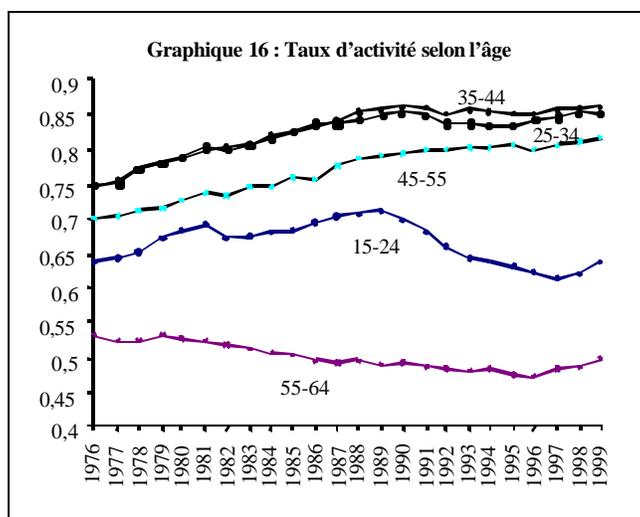
Taux d'activité et d'emploi des jeunes

L'évolution la plus marquante des résultats du marché du travail pendant les années 1990 de lente croissance a peut-être été la décroissance considérable de l'activité des jeunes. Le plus clair de la diminution générale des taux d'activité y était concentrée chez les travailleurs plus jeunes. Le recul de l'activité générale au milieu des années 1990 (par rapport au sommet cyclique de 1989) est imputable dans une proportion de 70 % à une importante baisse du taux d'activité des jeunes (Sunter et Bowlby, 1998). Dans la tranche d'âge 15-24 ans, le taux d'activité, qui était de 71,0 % en 1989, est en effet tombé à 61,5 % en 1997 pour ensuite remonter à 63,5 % en 1999. Il faut y voir l'effet tant d'une contraction de l'activité que d'une plus grande tendance au maintien à l'école de la jeune population scolarisée (Jennings, 1997; Sunter et Bowlby, 1998). Ces éléments d'évolution pourraient être à leur tour dus aussi bien à une détérioration du marché du travail (qui s'est récemment amélioré) qu'à une rétribution croissante de l'instruction (d'où des taux supérieurs d'inscription aux études supérieures et des taux inférieurs d'activité).

De moindres taux d'embauchage dans les années 1990 (par rapport au sommet cyclique des dernières années de la décennie 1980) influeraient probablement sur les comportements d'activité des jeunes, qui sont les grands chercheurs d'emploi dans l'économie. Selon Lemieux, Beaudry et Parent (1999), la dégradation générale des conditions économiques est principalement à l'origine de la baisse des taux d'activité des jeunes hommes *non scolarisés*, en particulier dans les années 1990 (bien que le gros de la décroissance de l'activité ne s'observe pas dans ce groupe). Dans la période de forte reprise 1997-1999, les taux d'activité de la plupart des tranches d'âge sont revenus à leurs valeurs de culmination cyclique en 1989 ou les ont même dépassées (graphique 16). Les seules exceptions étaient les jeunes, dont les taux le cédaient toujours de 7,5 points à leur valeur de sommet cyclique, et les travailleurs plus âgés.

¹⁸ Voici les taux de cessation permanente et de cessation permanente-temporaire :

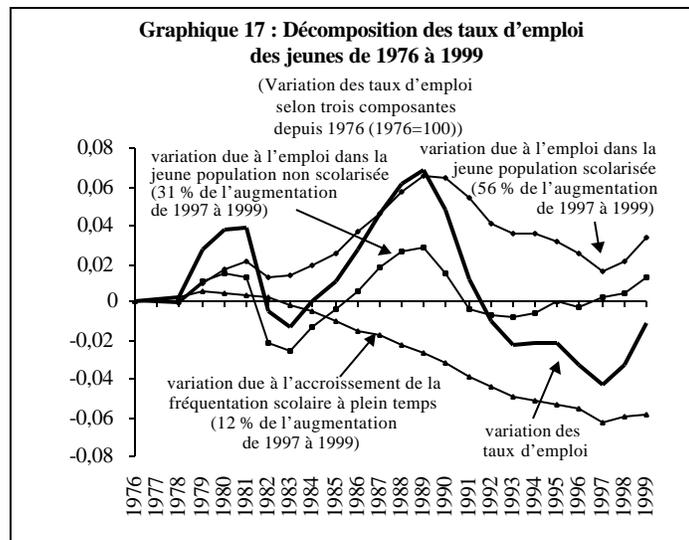
	ANNÉE																		
	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Taux de cessation permanente	8,2	8,8	8,4	8,9	5,6	5,1	6,5	7,5	8,1	9,2	10,2	9,8	8,4	6,3	5,4	5,2	5,9	5,7	
Taux de cessation permanente + temporaire	9,9	10,6	10,2	10,7	6,7	6,1	7,8	8,9	9,7	10,8	12,1	11,6	10,0	7,5	6,4	6,1	6,9	6,7	6,2



Évolution structurelle à la baisse des taux d'emploi des jeunes depuis 20 ans

Dans cette analyse, nous passons maintenant au taux d'emploi (c'est-à-dire au nombre de travailleurs occupés exprimé en proportion de la population d'une tranche d'âge). Les taux d'emploi vont plus dans le sens de notre exposé, puisque nous y mettons l'accent sur les tendances de l'embauchage et de l'emploi. Nous y voyons une meilleure mesure des résultats ultimes pour les travailleurs, car ce sont les emplois qui nous intéressent et les proportions des jeunes qui les occupent. Dans son évolution, le taux d'emploi des jeunes a suivi leur taux d'activité. Il devait culminer à 63,2% en 1989, dégringoler dans les années 1990, se stabiliser à 51,5 % en 1997 et remonter à 54,6 % en 1999. Pour cerner le phénomène à l'origine de cette évolution, nous décomposerons la variation du taux d'emploi des jeunes en trois facteurs : (1) variation des taux d'emploi de la jeune population non scolarisée; (2) variation des taux d'emploi de la jeune population scolarisée; (3) variation de la proportion que représente la population scolarisée chez les jeunes (variation des taux de scolarisation ou de fréquentation scolaire)¹⁹. Depuis vingt ans, le facteur dominant a été une plus grande tendance au maintien à l'école chez les jeunes. Entre le sommet cyclique de 1981 et 1999, la proportion de la population occupée dans cette tranche d'âge a constamment évolué en baisse à cause de ce phénomène et le taux en question a diminué de jusqu'à 6,2 points (graphique 17 et tableau 4). Il n'y a eu pour ainsi dire aucun changement dans les tendances de l'emploi de la jeune population non scolarisée pendant cette période et la proportion d'élèves occupant un emploi s'est accrue de 1 point de 1981 à 1999 (bien que toujours inférieure à sa valeur de culmination cyclique en 1989).

¹⁹ La méthodologie de cette décomposition est celle que décrit Jennings (1997). Si γ est la proportion de jeunes aux études, E_s le taux d'emploi de la jeune population scolarisée et E_n le taux d'emploi de la jeune population non scolarisée, la variation d'année en année des taux d'emploi $E = (E_s - E_{s-1}) \times (\gamma + \gamma_{-1}) / 2 + (E_n - E_{n-1}) \times ((1 - \gamma) + (1 - \gamma_{-1})) / 2 + C$. "-1" représente un terme décalé. Les premier et deuxième termes sont les parties de la variation des taux d'emploi qui sont respectivement attribuables aux variations des taux d'emploi de la population scolaire et de la population non scolaire. La valeur résiduelle (C) est la partie attribuable aux variations de composition. On établit les données par moyennes annuelles où les mois de mai à août sont retranchés. Au graphique 17 et au tableau 4, les termes sont en accumulation interannuelle.



Si la tendance croissante au maintien des jeunes à l'école (montée des taux de fréquentation scolaire) est le grand facteur déterminant de la baisse des taux d'activité des jeunes depuis vingt ans, où peut-on prévoir que ce mouvement mènera ces prochaines années? Est-ce là une évolution durable à la baisse des taux d'emploi? Pour répondre à ces questions, il faut savoir pourquoi les taux de fréquentation scolaire se sont élevés. Lemieux, Beaudry et Parent (1999) ont étudié ces aspects pour conclure que des phénomènes comme une demande grandissante de main-d'œuvre hautement qualifiée ou les piètres perspectives qui s'offrent sur le marché du travail n'en sont pas la principale explication. Ils concluent plutôt que le gros de l'évolution des 25 dernières années, et notamment les hausses des années 1980 et des premières années de la décennie 1990, ont plus à voir avec les variations de taille des cohortes d'âge scolaire. Si on retient cette explication, l'importance croissante de l'éducation dans une « économie du savoir » n'a guère à voir avec la montée des taux de scolarisation, ni d'ailleurs une détérioration du marché du travail.

Si cette explication est valable, que l'avenir nous réserve-t-il? Si on considère le proche avenir, les naissances de 1981 à 1986 détermineront dans une large mesure la taille de la cohorte 18-23 ans (qui fréquente le palier postsecondaire) en 2004 et les naissances de 1976 à 1981, celle de la cohorte de 1999. Entre ces deux périodes, la taille de la cohorte des naissances n'a guère augmenté. Le nombre moyen de naissances s'est accru de 2,5 % de 1976-1981 à 1981-1986. Ainsi, si on retient cette explication, le taux de scolarisation des jeunes ne décroîtra pas outre mesure et il n'y aura donc pas de montée appréciable du taux d'emploi global des jeunes. Même si cette explication n'était pas tout à fait valable, il paraît peu probable que ce qu'on perçoit comme la rétribution relative d'une meilleure instruction diminuera prochainement, ce qui inciterait les élèves à délaisser les études supérieures. On ne doit pas s'attendre à ce que la proportion des jeunes qui choisissent de se maintenir à l'école baisse considérablement. Il n'y a pas lieu de penser, par conséquent, que le taux d'emploi global et le taux d'activité des jeunes reviendront à des niveaux d'il y a 20 ans. Il y a toutefois une certaine remontée des taux d'emploi de la population tant scolarisée que non scolarisée dans cette tranche d'âge.

Évolution des taux d'emploi pendant la période récente de forte reprise économique

Pendant la période de forte reprise économique 1997-1999, une proportion croissante des jeunes ont eu un emploi. Le phénomène n'était pas dû à une baisse de la proportion de jeunes qui se maintenaient à l'école, mais à une hausse de l'emploi dans la jeune population scolarisée. Les 3,2 points d'augmentation du taux d'emploi des jeunes de 1997 à 1999 sont à mettre au compte de ce dernier facteur dans une proportion approximative de 56 % (tableau 4). Les facteurs que représentent le recul du maintien à l'école et la montée de l'emploi dans la jeune population non scolarisée sont respectivement intervenus pour environ 13 % et 31 % (le reste) de l'augmentation. Ainsi, il y aurait eu évolution structurelle des tendances de l'emploi chez les jeunes depuis vingt ans. En période tant d'expansion que de reprise, le mouvement plus ample de maintien à l'école a eu pour effet d'abaisser le taux d'emploi global dans la tranche d'âge 15-24 ans (graphique 17). Une explication du phénomène lie la tendance et la taille des cohortes.

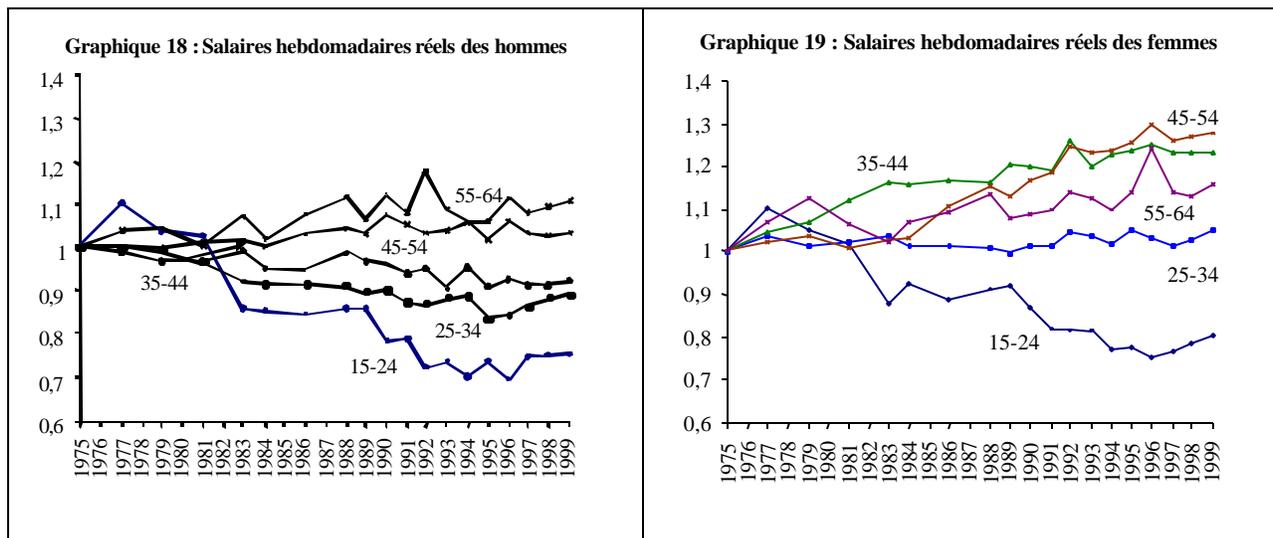
Dans la période récente d'expansion, la remontée partielle du taux d'emploi des jeunes tient principalement à un accroissement de l'emploi dans la jeune population scolarisée. Dans la population scolaire comme dans la population non scolaire de cette tranche d'âge, la proportion de jeunes occupant un emploi est revenue au niveau de culmination cyclique de 1981, tout en demeurant bien inférieure à sa valeur de crête en 1989 (graphique 17). Il paraît peu probable que le taux d'emploi global (ou d'activité) reprenne ses valeurs d'il y a vingt ans puisque les tendances de la scolarisation ont nettement évolué.

Tableau 4 : Décomposition de la variation du taux d'emploi des jeunes				
	Variation totale	Composantes de la variation totale		
		Variation du taux d'emploi de la jeune population non scolarisée	Variation du taux d'emploi de la jeune population scolarisée	Variation de la fréquentation scolaire à plein temps
Période				
1981-1999	-5,0 %	0,0 %	1,1 %	-6,2 %
1981-1989	3,0 %	1,6 %	4,4 %	-3,1 %
1989-1997	-11,2 %	-2,6 %	-5,0 %	-3,5 %
1997-1999	3,2 %	1,0 %	1,8 %	0,4 %
1989-1999	-8,0 %	-1,6 %	-3,3 %	-3,2 %

Salaires réels et relatifs des jeunes

On a bien décrit le recul du revenu réel et relatif du travail des jeunes tout au long des années 1980 et 1990 (Morissette, Myles et Picot, 1994; Beaudry et Green, 1996; Picot, 1998). On a l'impression que les cohortes de jeunes travailleurs qui sont successivement entrées sur le marché du travail dans les années 1980 et au début des années 1990 ont moins gagné que la cohorte qui les précédait. Cette décroissance paraît répandue, se manifestant dans la plupart des branches d'activité et des professions et aussi bien chez les moins que chez les plus instruits. On n'en comprend pas tout à fait bien les raisons.

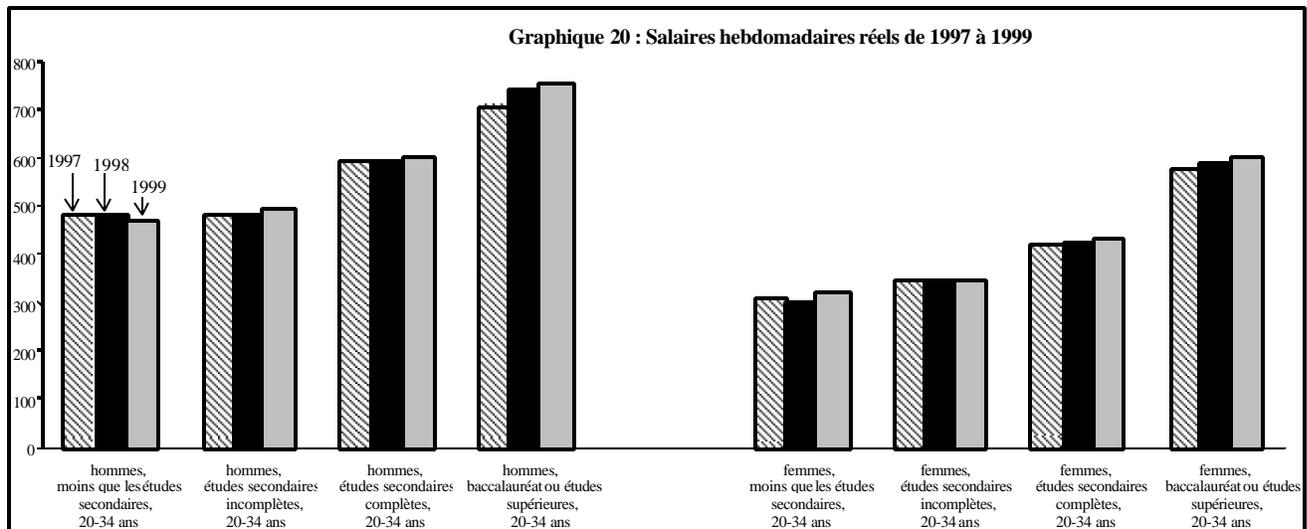
Ce mouvement se remarquait tout particulièrement chez les travailleurs de sexe masculin. La baisse semble importante en période de récession et n'est pas compensée par une remontée en période d'expansion. La tendance persisterait pendant ces trois dernières années de croissance. Les graphiques 18 et 19 présentent un indice des salaires hebdomadaires réels par tranche d'âge et chez les deux sexes pour la période 1977-1999²⁰. Chez les jeunes, la rémunération hebdomadaire moyenne est de 75 % à 80 % de ce qu'elle était vers la fin des années 1970, et on n'observe aucun signe de nette remontée de 1997 à 1999. Ces années-là, les salaires réels n'ont guère augmenté chez les jeunes hommes, bien qu'on puisse constater une évolution plus marquée à la hausse chez les jeunes femmes, qui ont vu leur rémunération hebdomadaire du travail s'élever de 2,1 % en moyenne annuelle. On ne voit cependant ni chez les hommes ni chez les femmes de solide reprise par rapport aux reculs du passé.



Il y a des indices d'un relèvement du revenu hebdomadaire moyen du travail chez les jeunes ayant fréquenté l'université, et ce, en valeur tant réelle que relative (par rapport aux moins instruits). Le graphique 20 décrit cette rémunération pour la période 1997-1999 selon la mesure qu'en fait l'Enquête sur la population active. Les 20 à 34 ans des deux sexes ayant moins que des études universitaires n'ont pas vu leurs salaires évoluer malgré l'amélioration du marché du travail. Dans le cas des « universitaires », le gain a été de 6,6 % chez les hommes et de 4,7 % chez les femmes. Pour les travailleurs de 35 à 54 ans, les données—que nous ne présentons pas ici—n'indiquent aucun gain salarial d'importance à quelque niveau d'instruction que ce soit. Ainsi, le seul groupe qui paraît avoir tiré un avantage salarial d'une plus forte reprise de l'économie est celui des jeunes très instruits. Il se pourrait que la conjoncture du marché du travail s'améliore très largement au bénéfice de ce groupe, ce

²⁰ Les données de la période 1977-1997 viennent de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Elles décrivent la rémunération hebdomadaire du travail en moyenne annuelle pour tous les emplois de l'ensemble de la main-d'œuvre. Dans l'Enquête sur la population active (EPA), on a commencé en 1997 à recueillir des données salariales. On dispose d'une série sur la rémunération horaire et hebdomadaire dans le principal emploi occupé pour la période 1997-1999. On a exploité les données disponibles de ces deux sources pour 1997 en vue de calculer des facteurs d'ajustement permettant de transformer les données EPA en estimations de revenu hebdomadaire du travail EFC.

que confirment les travaux de Beaudry et Green (1996), qui font valoir qu'une rémunération relative croissante de l'instruction supérieure s'observe chez les jeunes, mais non pas chez les travailleurs plus âgés.



Résumé et conclusion

La durée d'occupation des emplois, l'embauche et une bonne intégration de jeunes au marché du travail ont constitué des sujets d'inquiétude tout au long des années 1990. La faiblesse de la croissance économique jusqu'en 1996 a assombri les perspectives d'emploi qui s'offrent aux jeunes, et notamment aux nouveaux actifs. L'information dite d'appariement travailleurs-emplois est manifestement une denrée de choix pour les chercheurs d'emploi dans une telle période. De 1997 à 1999, la croissance s'est faite plus ample, et on peut se demander dans quelle mesure les tendances observées plus tôt dans la décennie se sont inversées.

- Dans une situation de forte croissance du PIB, l'emploi à temps plein toute l'année a nettement progressé et le taux de chômage global est tombé aux niveaux de culmination cyclique des années 1980 ou encore plus bas.
- On n'a relevé aucun signe de recul du travail indépendant, voire de ralentissement de sa progression malgré les possibilités croissantes d'accès à l'emploi rémunéré à temps plein. Cette observation s'accorde avec les données de travaux antérieurs selon lesquelles la croissance du travail indépendant depuis 20 ans n'était pas liée à la demande globale de la conjoncture économique. D'autres facteurs semblent jouer dans la progression observée au Canada. Il en a été question ailleurs, qu'il s'agisse de l'alourdissement de l'impôt des particuliers et des charges sociales tout au long des années 1980 et au début des années 1990, d'une technologie améliorée qui facilite la création de petites entreprises ou d'une intensification de l'esprit d'entreprise. Des facteurs autres

que la faiblesse du marché du travail ou qui s'y ajoutent du moins auraient été le grand moteur de cette croissance dans les années 1990 (et 1980).

- D'après les données dont nous disposons, il semblerait que, au début et au milieu des années 1990, les taux de cessation volontaire et d'embauchage se sont enfoncés. Il faut y voir l'effet des bas niveaux de croissance du PIB (en comparaison tendancielle) que l'on a pu relever ces années-là, mais l'analyse évoque aussi la possibilité que ces taux aient été moins élevés encore qu'on n'avait pu le prévoir compte tenu des tendances du PIB, ce qui a peut-être à voir avec toutes les incertitudes des travailleurs au sujet de la disponibilité et de la stabilité des emplois. À la fin des années 1990, on sait que les embauchages d'expansion ont augmenté, mais le taux d'embauchage est largement déterminé par la demande de remplacement. Ce dernier élément pourrait être demeuré faible à l'aune de l'histoire. Il est peut-être inférieur à ce qu'on pouvait prévoir compte tenu des niveaux observés du PIB.
- Avec les bas taux de cessation volontaire des années 1990 et la moindre mobilité de la main-d'œuvre qui s'ensuit, les durées d'occupation des emplois rémunérés se sont rapidement accrues. La durée prévue d'un «nouvel» emploi était en hausse tout au long des années 1990 et l'était encore vers la fin de la décennie. L'explication principale est que la proportion des emplois de très brève durée a diminué. Il se peut que ce soit plus l'accroissement des durées que la plus grande fréquence des prises d'emplois qui soit à l'origine de la progression récente de l'emploi rémunéré, d'où l'impression que les travailleurs de la plupart des secteurs de l'économie demeurent prudents au moment de se mettre en quête de nouvelles possibilités d'emploi. Il y aura des industries et des catégories de travailleurs qui feront exception à cet égard, mais le tableau d'ensemble paraît juste, du moins jusqu'à la fin de 1999.
- Dans une période de montée de l'emploi précaire et juste-à-temps, on a craint que les emplois de brève durée se fassent proportionnellement plus nombreux. Cette constatation vaut pour les années 1980, mais le mouvement s'est renversé dans les années 1990 jusque dans la période d'expansion 1997-1999. On s'est en effet rendu compte que la proportion de courts emplois rémunérés décroissait, ce qui explique en grande partie la progression des durées prévues d'occupation des « nouveaux » emplois.
- On peut exprimer la chose autrement en disant que le nombre prévu d'entreprises pour lesquelles quelqu'un travaillerait dans sa vie professionnelle est tombé de sa valeur de culmination des années 1980 à supposer que les taux d'embauchage restent à leur niveau actuel (période 1997-1999). Cela ressemble à la tendance relevée dans les années 1970. Vers la fin de cette décennie, les taux d'embauchage étaient tels que, en moyenne, on pouvait prévoir qu'une personne travaillerait pour environ huit entreprises dans toute sa vie professionnelle. Vers la fin de la décennie 1980, ce même nombre était de plus de neuf et, vers la fin des années 1990, seulement de presque sept entreprises.
- Il est probable que la diminution des taux d'embauchage (avec l'augmentation de la durée d'occupation des emplois) influe sur le marché du travail des jeunes. Dans cette tranche d'âge, les

taux d'emploi (et d'activité) ont littéralement dégringolé dans les années 1990. Malgré une certaine remontée, on demeure bien à court de la valeur observée en 1989, voire de l'autre valeur de culmination cyclique en 1981. On peut toutefois mettre ce recul à long terme principalement au compte d'une tendance accrue des jeunes à se maintenir à l'école. Il est peu probable qu'un taux de fréquentation scolaire en progression réévolue rapidement en baisse, que la cause en soit la moindre taille des cohortes ou la perception d'une meilleure rétribution relative (par rapport aux autres degrés d'instruction) de l'instruction supérieure. Ainsi, la baisse des taux d'emploi des jeunes est sans doute structurelle et un retour aux valeurs antérieures de culmination cyclique n'est pas à prévoir. Dans la jeune population non scolarisée, le taux d'emploi a repris sa valeur de culmination de 1981, bien que restant en deçà de son niveau de crête en 1989.

- En période de reprise de l'économie, les salaires réels moyens des jeunes n'ont guère évolué. La même constatation vaut pour des salaires relatifs (par rapport aux travailleurs plus âgés) qui demeurent faibles à la suite de diminutions marquées dans les récessions des années 1980 et 1990. Le seul groupe qui ait fait des gains réels ou relatifs de rémunération hebdomadaire du travail est celui des jeunes ayant fréquenté l'université (tranche d'âge 20-35 ans).

Dans l'ensemble, le marché du travail des années 1990 s'est caractérisé par une moindre mobilité de la main-d'œuvre, les travailleurs ayant choisi de demeurer dans leur entreprise plus longtemps que dans la période d'expansion des années 1980, voire peut-être plus longtemps qu'on ne le prévoirait, compte tenu même des bas niveaux de croissance du PIB jusqu'en 1996. D'après les données provisoires et partielles dont nous disposons, il semblerait que cette perte de mobilité (eu égard à la conjoncture économique) a pu subsister jusque vers la fin de la décennie 1990. En général, le chômage a rapidement régressé et l'emploi rémunéré a progressé, mais le travail indépendant prend sans cesse de l'ampleur et se concentre habituellement chez les travailleurs plus mûrs (de plus de 35 ans).

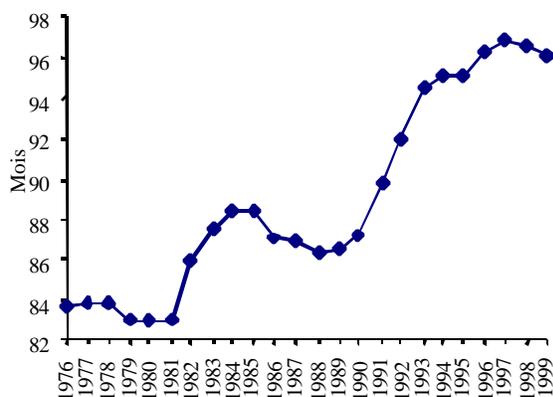
Annexes

Tableau 1 en annexe : Régressions à l'échelle du Canada*

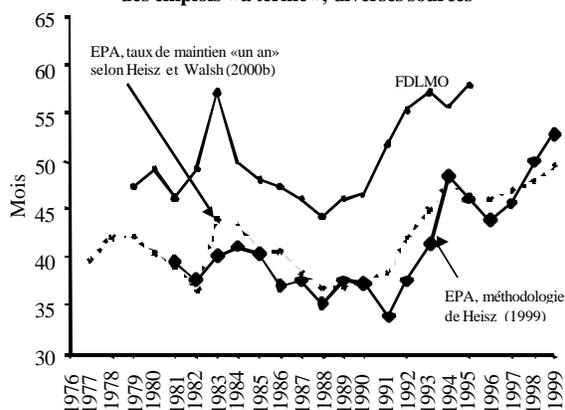
Variable dépendante :	log (taux de cessation volontaire)	log (taux d'embauchage)
Valeur à l'origine	-2,677* (0,031)	-1,345* (0,011)
Croissance du PIB en pourcentage	-0,784 (0,754)	3,070* (0,396)
PIB en correction tendancielle	7,526* (0,734)	1,656* (0,268)
R quadratique	0,977	0,967
nbre d'obs .	14	13

* Résultats des régressions des observations annuelles de la variable dépendante (jusqu'en 1992) par rapport au logarithme de la variable « croissance du PIB » et de la variable « écart tendanciel ». On a fait une correction AR(1) des résultats à l'aide de la méthode Prais-Winstern

Graphique A1 en annexe : Durée moyenne des emplois « en cours »



Graphique A2 en annexe : Durée moyenne des emplois « à terme », diverses sources



Bibliographie

- Beach, C. M. et G. A. Slotsve (1996). *Are We Becoming Two Societies*. C.D. Howe Institute, Toronto.
- Beaudry, P. et D. Green (1996). "Cohort Patterns in Canadian Earnings and the Skill Biased Technical Change Hypothesis." Document de travail n° 97-03, Dept. of Economics, University of British Columbia.
- Blanchflower, D. G. et A. J. Oswald (1998). "What Makes an Entrepreneur?" *Journal of Labor Economics*, 16 (1), 26-60.
- Fortin, Nicole M. et Thomas Lemieux (1997). "Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage?" *Journal of Economic Perspectives* 11(2), p. 75-96.
- Gera, S. et Kurt Mang (1997). "The Knowledge-based Economy: Shifts in Industrial Output," Industrie Canada, Document de recherche n° 15.
- Green, David et W. Craig Riddell (1996). "Job Durations in Canada: Is Long Term Employment Declining?" University of British Columbia Centre for Research on Economic and Social Policy, Document de travail n° 96-19.
- Hall, Robert E. (1982). "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy." *American Economic Review*, Vol. 72 716-724.
- Hasan, Abrar et P. de Broucker (1985). « Chômage et dynamique du marché du travail au Canada. » Ministre des approvisionnements et services Canada.
- Heisz, Andrew (1999). "Changes in Job Duration on Canada." *Industrial Relations*, 54 (2).
- Heisz, A. et M. Walsh (2000a). "The Role of Economic Growth in 1990s Labour Flows." Direction des études analytiques, Statistique Canada. Non publié.
- Heisz, A. et M. Walsh (2000b). "The Evolution of Job Stability in Canada: Trends and Comparisons to U.S. Results." Document présenté au 34th Annual Meetings of the Canadian Economics Association, juin 2000, University of British Columbia, Vancouver.
- Jennings, Phillip (1997). "What Explains the Declining Youth Participation Rate?" Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada. Document de travail n° W-97-6E, Ottawa.

- Lemieux, T. P. Beaudry et D. Parent (1999). "What is Happening in the Youth Labour Market in Canada?" Document présenté au CSLS Conference on the Structural Aspects of Unemployment in Canada, avril 1999, Ottawa.
- Lin, Z., G. Picot et J. Yates (1999). « L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada. » Série de documents de recherche n° 133. Direction des études analytiques, Statistique Canada.
- Morissette, R., J. Myles et G. Picot (1994). "Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada." *Canadian Business Economics*, Vol. 2, n° 3, p.3-16.
- Morissette, R., G. Picot et W. Pyper (1992). « Le roulement de la main-d'oeuvre : les démissions. » *L'emploi et le revenu en perspective*, Statistics Canada, automne, n° 75-001XPF au catalogue.
- Morissette, R. (1993). « Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada. » Série de documents de recherche n° 57. Direction des études analytiques, Statistique Canada.
- OCDE (1998). *Études économiques de l'OCDE - Canada*, Paris, OCDE.
- Osberg, Lars et Zhengxi Lin (2000). « Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel? » Série de documents de recherche n° 145. Direction des études analytiques, Statistique Canada.
- Picot, Garnett et Andrew Heisz (2000). « Le marché du travail des années 1990. » Série de documents de recherche n° 148. Direction des études analytiques, Statistique Canada.
- Picot, Garnett et Zhengxi Lin (1997). « Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990? » Série de documents de recherche n° 96. Direction des études analytiques, Statistique Canada.
- Picot, Garnett (1998). « Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90. » *l'Observateur économique canadien*, Statistique Canada, n° 11-010-XPB au catalogue.
- Picot, Garnett, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (1998). "Permanent Lay-Offs in Canada: Overview and Longitudinal Analysis." *Canadian Journal of Economics*, Vol. 31, n° 5.
- Sargent, Timothy C. (1999). "Skill Biased Technical Change and the Canadian Economy." Ministère des finances, photocopié.
- Schuetze, H.J. (1998). "Taxes, Economic Conditions and Recent Trends in Male Self-Employment: A Canada-U.S. Comparison." McMaster University, Economics Dept., photocopié.

Statistique Canada (1998). *Mises à pied permanentes, démissions et embauches dans l'économie canadienne, 1978 à 1995*. Statistique Canada, n° 71-005-XPB au catalogue.

Statistique Canada (1997). *Le point sur la population active*. Statistique Canada, n° 71-539-XPB au catalogue.

Sunter, D. et G. Bowlby (1998). « L'activité sur le marché du travail dans les années 90. » *L'emploi et le revenu en perspective*, Statistique Canada, Automne, n° 75-001-XPB au catalogue.

Tabi, M., G. Bowlby, M. Kinack et D. Sunter (2000). "Hirings and Separations Using Labour Force Survey Data: Measurement and Evaluation." Statistique Canada, non publié.