

L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada

par

Zhengxi Lin*, Janice Yates et Garnett Picot**

N° 133

11F0019MPF N° 133

ISSN : 1200-5231

ISBN : 0-660-96133-4

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

Groupe d'analyse des entreprises et du marché du travail

24 H, Immeuble R.-H. Coats, Ottawa, K1A 0T6

*Statistique Canada (613) 951-0830

**Statistique Canada (613) 951-8214

Télécopieur : (613) 951-5403

Courriel : linzhen@statcan.ca

Mars 1999

Nous tenons à remercier Richard Dupuy et Debra Tobalt pour leur aide dans la recherche des données. Une version antérieure a été présentée aux réunions de 1998 de l'Association canadienne d'économique (ACE). Nous tenons aussi à remercier notre critique, Simon Parker et les participants aux séances de l'ACE pour leurs suggestions et commentaires précieux.

Le présent document représente les opinions des auteurs et il ne reflète pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

1. Introduction	1
2. Les faits récents dans le secteur de l'emploi autonome	2
2.1. Importance croissance de l'emploi autonome dans les années 1990	2
2.2. La nature changeante de l'entreprise	4
2.3. Variations provinciales	4
2.4. Variations selon le sexe, l'âge, le secteur d'activité et la profession	5
3. L'emploi autonome et les difficultés du marché du travail	6
3.1. Que savons-nous à partir de la théorie économique et des preuves empiriques existantes?	6
3.2. Le taux d'emploi autonome et le taux de chômage ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré	8
3.3. Les entrées et les sorties dans le secteur de l'emploi autonome et les difficultés du marché du travail	11
4. Résumé et discussion	13
Bibliographie	25

Sommaire

Le présent document met en évidence les faits récents survenus dans le secteur de l'emploi autonome au Canada et il analyse les rapports de l'emploi autonome avec le chômage et l'emploi à plein temps rémunéré. Il y a maintenant deux millions et demi de Canadiens qui exploitent leur propre entreprise et qui constituent 16,2 % de la population active totale et représentent 17,8 % de l'emploi total. Au cours des huit premières des années 1990, l'emploi autonome s'est accru en moyenne de 4,1 % par année et il a fourni plus de trois sur quatre des nouveaux emplois créés par l'économie. Les données concernant les entrées et les sorties, dans ce secteur de l'économie, montrent qu'il s'y produit des mouvements d'entrée et de sortie considérables. Les mouvements bruts d'entrée et de sortie, dans le secteur de l'emploi autonome, en tant que principale activité sur le marché du travail, se sont élevés en moyenne à près d'un demi-million par année, entre 1982 et 1994, et ont touché 42 % de la population totale des travailleurs autonomes.

Les résultats de la modélisation à effets fixes montrent un rapport négatif (ou positif), significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique, entre l'emploi autonome et le chômage (ou l'emploi à plein temps rémunéré). Cette conclusion reste vraie pour différentes sources de données, pour différentes période de temps, pour différentes mesures et définitions, pour différents échantillons empiriques et pour diverses techniques d'estimation. Il existe aussi un rapport négatif (ou positif), significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique, entre les sorties du secteur de l'emploi autonome et le chômage (ou l'emploi à plein temps rémunéré). Il semble qu'une foule de facteurs non cycliques expliquent l'essor récent de l'emploi autonome.

Mots-clés : Emploi, emploi autonome, chômage, population active, entrée, sortie,
classification JEL : J21; J24; J60

1. Introduction

En 1997, près de deux millions et demi de Canadiens ont déclaré exploiter leur propre entreprise, soit plus du double de ce nombre il y a vingt ans. Les travailleurs autonomes constituent maintenant 16,2 % de la population active totale, ce qui représente une hausse de 11,5 % par rapport à leur nombre il y a deux décennies. À l'heure actuelle, un sur 5,6 travailleur se lance dans une forme ou une autre d'entrepreneuriat, par comparaison à un sur 8,1 il y a vingt ans. Au cours des huit premières des années 1990, l'emploi autonome s'est accru en moyenne de 4,1 % par année et il a fourni plus de trois sur quatre des nouveaux emplois créés par l'économie.

La croissance sans précédent de l'activité entrepreneuriale des Canadiens au cours des années 1990, surtout par contraste avec le rythme très lent de l'expansion de l'emploi rémunéré (un accroissement de seulement 0,2 % par année) et avec le chômage élevé persistant, a suscité un intérêt croissant pour l'emploi autonome et pour ses rapports avec les difficultés du marché du travail. Les personnes sont-elles « repoussées » vers le secteur de l'emploi autonome parce qu'elles ne peuvent pas trouver de travail rémunéré ou sont-elles « attirées » d'elles-mêmes vers celui-ci parce qu'elles apprécient tous les avantages comparatifs associés au fait d'être son propre patron (p. ex., l'indépendance et un horaire de travail souple)? Ces emplois sont-ils stables en ce sens que, une fois entrée dans ce secteur, les personnes ont tendance à y rester durant une période temps relativement longue, ce qui suppose de faibles niveaux de rotation, en particulier de sorties, ou l'emploi autonome est-il simplement un emploi d'attente que les personnes utilisent jusqu'à ce qu'elles trouvent un emploi rémunéré, ce qui suppose des mouvements d'entrée et de sortie importants? Les réponses à des questions comme celles-ci sont importantes si nous voulons comprendre le fonctionnement de ce secteur de l'économie et ses vastes répercussions.

Le présent document tente de répondre à la première question --- est-ce que les difficultés du marché du travail « repoussent » les personnes vers l'emploi autonome, au niveau agrégé? Quant aux questions entourant la deuxième interrogation sur la dynamique des entrées et des sorties, dans le secteur de l'emploi autonome, elles seront traitées au niveau individuel dans un document connexe. Nous commençons ici par employer les données tirées de l'Enquête sur la population active (EPA) mensuelle de Statistique Canada pour examiner les fluctuations cycliques de l'emploi autonome et pour analyser son association avec le chômage ou l'emploi à plein temps rémunéré. Nous utilisons ensuite les données longitudinales annuelles élaborées à partir des dossiers de T1 de Revenu Canada pour examiner l'étendue des entrées et des sorties, dans le secteur de l'emploi autonome, et pour analyser leurs rapports avec le chômage et l'emploi à plein temps rémunéré.

Le présent document complète la documentation à plusieurs égards. Tout d'abord, malgré les nombreux rapports récents qui documentent les tendances de l'emploi autonome (p. ex., Gauthier et Roy (1997), Statistique Canada (1997)) et quelques études au niveau individuel (p. ex., Schuetze (1998), Bernhardt (1994), Whitfield et Wannell (1991)), il existe, dans la documentation canadienne, un manque d'ouvrages qui analysent le rapport entre l'emploi autonome et les difficultés du marché du travail, au niveau agrégé. Autant que nous sachions, le présent document est le premier à examiner ce rapport agrégé pour le Canada.

En deuxième lieu, le chômage est habituellement utilisé comme seul indicateur des cycles du marché du travail durant l'étude du rapport entre l'emploi autonome et les difficultés du marché du

travail. Cependant, le rapport observé subsiste-il lorsqu'on utilise d'autres indicateurs des cycles du marché du travail? En plus du chômage, nous utilisons l'emploi à plein temps rémunéré comme autre indicateur de ces cycles. Et, en fait, les conclusions restent vraies, quel que soit l'indicateur des cycles du marché du travail que l'on utilise.

Troisièmement, la majeure partie de la documentation existante étudie ce rapport dans le contexte des taux d'emploi autonome. Cependant, les niveaux aussi bien que les taux d'emploi autonome sont déterminés non seulement par le stock d'emplois mais aussi par les mouvements d'entrée et de sortie. Pour cette raison, nous documentons aussi l'étendue des entrées et des sorties, dans le secteur de l'emploi autonome, et nous analysons leurs rapports avec le chômage ou l'emploi à plein temps rémunéré. Ici aussi, les conclusions restent vraies, que l'on utilise les taux d'emploi autonome ou les taux d'entrée dans le secteur.

Enfin, nous effectuons de nombreux tests de robustesse. Notre analyse empirique utilise différentes sources de données, différentes périodes de temps, différentes mesures et définitions de l'emploi autonome, différents échantillons empiriques et diverses techniques d'estimation. Et, de nouveau, les conclusions restent vraies pour toutes ces dimensions.

Voici un aperçu du reste du document. La section suivante met en évidence les faits récents survenus dans le secteur de l'emploi autonome. En plus d'utiliser les données les plus à jour disponibles (celles de février 1998 au moment de la rédaction), nous faisons aussi des emprunts à deux rapports récents, l'un de Gauthier et Roy (1997) et l'autre, de Statistique Canada (1997). La section 3 examine d'une façon empirique le rapport entre l'emploi autonome et le chômage ou l'emploi à plein temps rémunéré. Le paragraphe 3.1 présente une courte analyse documentaire; le paragraphe 3.2 examine le rapport entre le taux d'emplois autonomes et le taux de chômage ou le taux d'emplois à plein temps rémunéré; le paragraphe 3.3 documente l'étendue des entrées et des sorties, dans le secteur de l'emploi autonome, et il analyse leurs rapports avec le chômage ou l'emploi à plein temps rémunéré. Enfin, la section 4 termine le document en présentant une courte étude d'une série de facteurs non cycliques qui peuvent expliquer l'essor récent de l'emploi autonome.

2. Les faits récents dans le secteur de l'emploi autonome

2.1. Importance croissance de l'emploi autonome dans les années 1990

Au cours des vingt dernières années, le secteur de l'emploi autonome a connu une expansion considérable, sa croissance a dépassé de beaucoup celle de l'emploi rémunéré et son importance dans l'économie canadienne s'est accrue continuellement. Cela reste vrai, que l'on examine son volume, son taux de croissance annuelle, son incidence (c-à-d. la proportion de la population active exerçant des emplois autonomes), sa part de l'emploi total ou sa contribution à la création totale d'emplois (voir les tableaux 1 et 2).

- En 1997, près de 2,5 millions de travailleurs canadiens ont déclaré être leur propre patron, soit plus du double du nombre qui ont déclaré l'être en 1976 (un peu plus de 1,2 millions). Par comparaison, le nombre d'employés rémunérés ne s'est accru que du tiers (passant de 8,6 millions à 11,5 millions) durant la même période.

- Entre 1976 et 1997, l'emploi autonome a augmenté en moyenne de 3,5 % par année tandis que l'emploi rémunéré a connu un taux de croissance annuelle moyen beaucoup plus faible, soit seulement 1,4 %.
- En 1997, les travailleurs autonomes constituaient 16,2 % de la population active canadienne, ce qui représentait un accroissement considérable de 40,9 % par rapport au pourcentage de 1976 (11,5 %). Par contre, le taux d'emploi rémunéré (c.à-d. le taux de l'emploi rémunéré en pourcentage de la population active) a diminué continuellement au cours de la même période, passant de 81,4 % à 74,6 %, ce qui représentait une baisse de plus de 8 %.
- Il y a vingt ans, un travailleur sur huit déclarait exploiter sa propre entreprise. Dès 1997, les travailleurs autonomes représentaient 17,8 % de l'emploi total --- en d'autres termes, un sur 5,6 travailleurs exerçait un emploi autonome.
- Entre 1976 et 1997, l'emploi total s'est accru d'un peu moins de 4,2 millions d'emplois (soit 42,6 %). Sur cette croissance nette totale de l'emploi, près de 1,3 millions d'emplois, soit 30,8 %, ont été créés dans le secteur de l'emploi autonome, bien que ce dernier, en moyenne, n'ait représenté que 14,4 % de l'emploi total durant cette période.

Les années 1990 ont vu le rôle important de l'emploi autonome sur le marché du travail canadien s'accroître de plus en plus. Cela est manifeste, selon toutes les mesures considérées ci-dessus.

- Durant les années 1980, le nombre de travailleurs autonomes s'est accru de 23,7 %, mais le rythme de croissance de l'emploi rémunéré suivait de près (17,2 %). Toutefois, durant les huit premières des années 1990, l'emploi autonome s'est accru de près du tiers (31,7 %) tandis que l'emploi rémunéré n'enregistrait qu'un faible gain (1,6 %).
- En moyenne, le taux de croissance de l'emploi autonome s'est accéléré, atteignant 4,1 % par année durant les huit premières des années 1990, alors qu'il n'était que de 2,4 % par année dans les années 1980. Par contre, le taux de croissance annuelle moyen de l'emploi rémunéré a diminué substantiellement, passant à 0,2 % dans les années 1990 alors qu'il était de 1,9 % durant la décennie précédente.
- Les travailleurs autonomes constituaient 14,2 % de la population active durant les années 1990, ce qui représentait une hausse par rapport aux 12,6 % des années 1980. Par comparaison, le taux moyen de l'emploi rémunéré est tombé de 78,0 % à 75,8 % durant la même période.
- En moyenne, 15,8 % de tous les travailleurs ont déclaré être leur propre patron durant les années 1990 --- c'est-à-dire qu'un travailleur sur 6,3 exerçait un emploi autonome. Au cours de la décennie précédente, seulement 13,9 % des travailleurs, soit un sur 7,2, ont déclaré exploiter leur propre entreprise.
- Durant les huit premières des années 1990, le marché du travail s'est accru d'un total de 775 000 emplois (5,9 %). Sur cette croissance nette totale des emplois, plus des trois quarts (près de 600 000, soit 77,2 %) ont été créés dans le secteur de l'emploi autonome. Cette contribution phénoménale de ce secteur à la création d'emplois durant les années 1990 est sans précédent.

Durant la décennie précédente, l'économie a créé un total de plus de 2 millions de nouveaux emplois (ce qui représentait un gain de 18,1 %) mais l'expansion du secteur de l'emploi autonome ne représentait qu'un sur six des nouveaux emplois créés. La grande majorité (82,7 %) de ces emplois nets créés résultaient de la croissance du secteur de l'emploi rémunéré.

2.2. La nature changeante de l'entreprise

Si l'on répartit la population des travailleurs autonomes entre ceux qui utilisent de l'aide rémunérée (les employeurs) et ceux qui n'en utilisent pas (les travailleurs à leur propre compte), on découvre des différences frappantes entre les tendances de la croissance de l'emploi autonome dans les années 1980 et 1990. Durant les années 1980, l'emploi autonome total s'est accru de 347 000 emplois. Près des deux tiers de cette croissance étaient attribuables à des propriétaires d'entreprises qui utilisaient aussi de l'aide rémunérée (tableau 3). Si l'on suppose, sans exagération, qu'une personne à la fois travailleur autonome et employeur n'a embauché qu'un seul employé rémunéré, l'accroissement du nombre d'employeurs qui étaient aussi des travailleurs autonomes dans les années 1980 devrait avoir créé un maximum de 228 000 emplois rémunérés. Cela a sans aucun doute contribué à la forte croissance de l'emploi rémunéré durant la période d'expansion des années 1980.

Cette forte croissance du nombre de travailleurs autonomes qui sont aussi des employeurs s'est renversée, dans une très large mesure, jusqu'à présent, dans les années 1990, et ceux-ci ne représentent maintenant qu'environ 10 % du total des 458 000 emplois autonomes créés entre 1989 et 1996. Les neuf dixièmes des nouveaux travailleurs autonomes, durant les années 1990, étaient des entrepreneurs qui travaillaient à leur propre compte sans utiliser d'aide rémunérée. Cela explique, dans une large mesure, le rythme lent de la croissance de l'emploi rémunéré durant les années 1990.

2.3. Variations provinciales

L'importance de l'emploi autonome sur le marché du travail varie considérablement entre les provinces. La proportion des membres de la population active qui exploitent leur propre entreprise est beaucoup plus élevée dans l'Île-du-Prince-Édouard et les provinces de l'Ouest (Manitoba, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique). Le taux d'emploi autonome dépasse la moyenne nationale dans toutes ces provinces. Le taux le plus élevé s'observe en Saskatchewan, soit une moyenne de 24 % par année durant les années 1990, laquelle représente plus du double du taux le plus faible, qu'on retrouve à Terre-Neuve, soit 11,5 % (tableau 4). La part de l'emploi total constitué par l'emploi autonome enregistre une évolution très semblable --- elle aussi dépasse la moyenne nationale dans toutes ces provinces. La part la plus faible s'observe au Nouveau-Brunswick, soit une moyenne de 13,5 % par année durant les années 1990, ce qui représente un peu plus de la moitié de la part la plus élevée, que l'on observe en Saskatchewan, soit 25,7 % --- en d'autres termes, un travailleur sur quatre, en Saskatchewan, a déclaré travailler à son propre compte durant les années 1990. Ces variations provinciales résultent vraisemblablement des structures industrielles, lesquelles sont différentes d'une province à l'autre. Le secteur de l'agriculture et le secteur primaire, dans lesquels on sait que l'emploi autonome est plus répandu, sont relativement plus importants dans l'Île-du-Prince-Édouard et dans l'Ouest du Canada que dans les autres provinces.

La croissance de l'emploi autonome et sa contribution à la création d'emploi totale varient aussi énormément entre les provinces. La Colombie-Britannique est à la tête du pays, avec une moyenne de 6,6 % par année durant les huit premières des années 1990. Les taux de croissance annuelle moyens de l'emploi autonome en Alberta et en Ontario ont aussi dépassé la moyenne nationale durant les années 1990. La Saskatchewan et l'Île-du-Prince-Édouard ont connu l'expansion annuelle de l'emploi autonome la plus lente, avec des moyennes de 0,3 % et 2,0 % par année respectivement.

En 1997, l'emploi rémunéré à Terre-Neuve, en Nouvelle-Écosse, au Québec et en Ontario n'était pas encore remonté au niveau de 1990. Les gains d'emploi totaux dans ces provinces, entre 1990 et 1997, provenaient entièrement du secteur de l'emploi autonome. (L'emploi total à Terre-Neuve a reculé durant cette période, mais l'emploi autonome s'y est accru de 3 300 emplois). Dans les autres provinces, la contribution de l'emploi autonome à la création totale d'emplois, durant les années 1990, allait du tiers, dans l'Île-du-Prince-Édouard, aux deux tiers au Manitoba. La seule exception est la Saskatchewan, où le secteur de l'emploi autonome a perdu 700 emplois durant les années 1990.

2.4. Variations selon le sexe, l'âge, le secteur d'activité et la profession

Une analyse détaillée des variations de l'emploi autonome selon le sexe, l'âge, le secteur d'activité et la profession est fournie dans Gauthier et Roy (1997) et Statistique Canada (1997). Les données ci-dessous mettent en évidence les principales conclusions.¹

- L'emploi autonome est beaucoup plus répandu parmi les hommes que parmi les femmes. En 1996, un sur cinq hommes employés a déclaré exploiter sa propre entreprise, comparativement à une femme employée sur huit. Cependant, ces dernières années, l'emploi autonome s'est accru plus rapidement parmi les femmes que parmi les hommes. Par conséquent, la part des hommes parmi la population des travailleurs autonomes est passée des 74 % qu'elle était, il y a vingt ans, à 66 %, en 1996.
- Les travailleurs autonomes ont tendance à être plus âgés que les employés rémunérés. En 1996, le quart des employés autonomes étaient âgés de moins de 35 ans, par comparaison à 45 %, dans le cas des employés rémunérés. Par contre, les personnes âgées de 55 ans et plus comptaient pour 19 % des travailleurs autonomes mais pour seulement 8 % des employés rémunérés. La probabilité d'être travailleur autonome augmente aussi fortement avec l'âge. En 1996, 7 % de tous les travailleurs âgés de moins de 25 ans étaient des travailleurs autonomes, par comparaison à 28 % parmi les travailleurs âgés de 55 à 64 ans. Le rapport positif entre l'emploi autonome et l'âge traduit vraisemblablement le fait qu'il faut du temps pour acquérir l'expérience, les ressources et les compétences associées à la possession et à l'exploitation d'une entreprise.

¹ La rémunération moyenne des travailleurs autonome dans leur ensemble est d'environ 10 % de moins que celle des travailleurs recevant des salaires et des traitements. Les revenus tirés d'un emploi autonome sont plus polarisés et il existe des différences considérables entre les travailleurs qui utilisent de l'aide rémunérée et ceux qui n'en n'utilisent pas, ainsi qu'entre les hommes et les femmes et les divers groupes d'âge. Les heures de travail hebdomadaires des travailleurs autonomes dépassent d'environ 15 % celles des travailleurs rémunérés. Les heures de travail des travailleurs autonomes sont aussi plus polarisées et, dans ce cas aussi, il existe des différences considérables attribuables au type d'entreprise, au sexe et à l'âge. Voir Statistique Canada (1997) pour de plus amples détails sur la rémunération et les heures de travail des travailleurs autonomes.

- L'emploi autonome se concentre dans certains secteurs d'activité. En 1996, le commerce de détail et le commerce de gros, les services aux entreprises, les services personnels et les services d'aide domestique occupaient plus de la moitié des travailleurs autonomes. L'agriculture et la construction en occupaient un autre quart.
- Le rôle de l'emploi autonome varie considérablement d'un secteur d'activité à un autre --- il est prédominant dans certains secteurs mais à peu près inexistant dans d'autres. En 1996, l'emploi autonome représentait près des deux tiers de tous les emplois dans l'agriculture, la pêche et le piégeage; environ le tiers de tous les emplois dans les services aux entreprises, dans la construction, dans l'assurance et dans l'immobilier, ainsi que dans les services personnels et les services d'aide domestique. Par contre, l'emploi autonome ne comptait que pour autour de 5 % de tous les travailleurs du secteur de la fabrication et de 3 % des services éducatifs, ainsi que des communications et des services publics.
- L'emploi autonome se concentre aussi parmi certaines professions. En 1996, près de la moitié de tous les travailleurs autonomes faisaient de la vente, étaient des fournisseurs de services ou étaient des travailleurs agricoles.
- Comme c'est le cas pour certains secteurs d'activité, certaines professions sont dominées par l'emploi autonome. En 1996, plus de 60 % de tous les membres de la population active exerçant des professions dans l'agriculture et la pêche, près de 40 % de ceux exerçant des professions artistiques et environ 30 % de ceux faisant de la vente et de ceux exerçant des professions dans la construction ont déclaré exploiter leur propre entreprise. À l'extrémité inférieure, moins de 5 % des personnes exerçant des professions dans l'éducation, moins de 3 % des travailleurs de bureau et moins de 1 % des manutentionnaires étaient des travailleurs autonomes.

3. L'emploi autonome et les difficultés du marché du travail

La présente section analyse, d'une façon empirique, au niveau agrégé, le rapport entre l'emploi autonome et le chômage ou l'emploi à plein temps rémunéré. Nous employons des données transversales extraites de l'Enquête sur la population active (EPA) mensuelle de Statistique Canada. Nous utilisons ensuite les données longitudinales élaborées à partir des fichiers annuels de T1 de Revenu Canada pour documenter l'étendue des entrées et de sorties, dans le secteur de l'emploi autonome, et pour analyser leurs rapports avec le chômage et avec l'emploi à plein temps rémunéré. Mais tout d'abord, nous allons effectuer une courte revue de la documentation.

3.1. Que savons-nous à partir de la théorie économique et des preuves empiriques existantes?

Les prédictions théoriques concernant le rapport entre l'emploi autonome et les difficultés du marché du travail ne sont pas concluantes, et les preuves empiriques existantes ne le sont pas non plus.² Les théories économiques concernant les facteurs déterminants de l'emploi autonome peuvent être classées généralement dans deux écoles de pensées opposées, selon leur hypothèse centrale

² La masse de documents est énorme. Cette courte revue ne met en évidence que les ouvrages récents concernant la question centrale abordée ici, à savoir le rapport entre l'emploi autonome et les difficultés du marché du travail.

respective sur le rôle du chômage (p. ex., Aronson (1991), Casson (1991, 1982), Holmes et Schmitz (1990), Rosen (1983), Kihlstrom et Laffont (1979)). L'école de pensée qu'on est convenu d'appeler celle de « la répulsion attribuable à la récession » suppose que l'emploi autonome est, dans une large mesure, opportuniste et elle soutient que les travailleurs autonomes ne sont pas doués d'aptitudes particulières qui les différencient des employés rémunérés mais qu'ils ne font plutôt que réagir aux facteurs du milieu dans lequel ils se trouvent à un endroit particulier ou à un moment donné. Il découlerait facilement de cette opinion que l'emploi autonome est associé d'une façon positive au chômage, étant donné qu'on soutient que les personnes qui préféreraient plutôt exercer un emploi rémunéré sont « repoussées » vers le lancement de leur propre entreprise parce qu'elles ne peuvent pas trouver de possibilités convenables d'emploi rémunéré.

Les preuves empiriques à l'appui de cette hypothèse sont abondantes, tant au niveau individuel qu'au niveau agrégé. Par exemple, Schuetze (1998) modélise la probabilité d'être travailleur autonome au Canada et aux États-Unis et il constate que le taux d'emploi autonome des hommes dans les deux pays présente une corrélation positive avec le taux de chômage.³ Dans une comparaison de l'emploi autonome dans les pays de l'OCDE et dans le temps, Acs, Audretsch et Evans (1994) concluent que le taux d'emploi autonome s'accroît avec le taux de chômage, soit sur une base courante ou avec un décalage de cinq ans. Dans un examen des facteurs déterminants de l'entrée dans le secteur de l'emploi autonome en Espagne et aux États-Unis, Alba-Ramirez (1994) montre que la durée du chômage accroît considérablement la probabilité qu'une personne devienne travailleur autonome et cela, dans les deux pays. Evans et Leighton (1989) rapportent que les personnes en chômage sont plus susceptibles que celles qui ont un emploi de devenir travailleurs autonomes. Highfield et Smiley (1987) examinent le changement trimestriel survenu dans les nouvelles constitutions en personnes morales aux États-Unis et ils concluent que l'accroissement du taux de nouvelles constitutions en personnes morales présente une corrélation positive avec l'accroissement du taux de chômage.

Une école de pensée opposée à l'hypothèse de la « répulsion » a adopté l'hypothèse appelée « attraction de l'entrepreneuriat », selon laquelle on considère les entrepreneurs comme des personnes doués d'aptitudes particulières et on soutient que la connaissance personnelle de ces aptitudes particulières motive ces personnes à s'engager dans une entreprise où elles prennent des risques. Étant donné que l'emploi autonome est la forme la plus simple de l'entrepreneuriat, il découlerait naturellement de cette hypothèse qu'il n'existe aucun rapport entre l'emploi autonome et le chômage. Même un rapport négatif est possible, étant donné que l'on soutient souvent que le chômage élevé réduit les incitations à entrer dans le secteur de l'emploi autonome pour deux motifs. Tout d'abord, lorsque les conditions macroéconomiques sont défavorables et que le chômage est élevé, les personnes sont moins susceptibles de devenir travailleurs autonomes, sachant que l'entreprise présente une plus grande probabilité d'échec. En second lieu, durant les périodes de chômage élevé, les offres d'emplois rémunérés sont moins fréquentes et les personnes sont moins

³ Il s'agit du seul ouvrage canadien récent que nous pouvons trouver qui analyse les facteurs déterminants des décisions individuelles de devenir travailleur autonome et montre que l'emploi autonome présente une association positive avec le chômage. Les études de Bernhardt (1994) et Whitfield et Wannell (1991) sont des études semblables au niveau individuel mais, tandis que Bernhardt n'examine pas les effets du chômage, Whitfield et Wannell trouvent peu de preuves que les difficultés repoussent les personnes vers le secteur de l'emploi autonome. Autant que nous sachions, aucun ouvrage n'a examiné le rapport entre l'emploi autonome et le chômage au Canada, au niveau agrégé.

susceptibles de devenir travailleurs indépendants, sachant que la probabilité de trouver un autre emploi est faible en cas d'échec de l'entreprise.

Les preuves empiriques à l'appui de cette opinion font aussi l'objet de nombreux rapports. Par exemple, Blanchflower et Oswald (1998) rapportent que le taux de chômage local a des répercussions négatives sur la probabilité qu'une personne devienne travailleur autonome. Taylor (1996) exprime l'opinion que l'emploi autonome semble devenir un choix attrayant lorsqu'il existe un filet de sécurité constitué d'emplois rémunérés accessibles en cas d'échec et que l'emploi autonome n'est pas une réaction à des niveaux de chômage élevés. Abell, Khalaf et Smeaton (1995) font remarquer que les taux de chômage régionaux ont des répercussions négatives sur la propension à devenir travailleur autonome et des répercussions positives sur la propension à cesser de l'être. Dans plusieurs études résumées dans Storey (1991), on constate que le taux de création de nouvelles entreprises est le plus faible dans les régions ayant le plus haut taux de chômage. Whitfield et Wannell (1991) rapportent peu de preuves que les difficultés « repoussent » les personnes vers le secteur du travailleur autonome --- les employés les mieux rémunérés sont plus susceptibles d'effectuer la transition de l'emploi rémunéré à l'emploi autonome; les travailleurs qui quittent volontairement leur emploi sont aussi plus susceptibles de devenir travailleurs autonomes que ceux qui perdent leur emploi malgré eux; de même, ceux qui ont connu de courtes périodes de chômage sont plus susceptibles de devenir travailleurs autonomes. Blau (1987) analyse les facteurs déterminants du taux de chômage des hommes aux États-Unis, au niveau agrégé, et rapporte que des facteurs non cycliques comme des changements survenus dans la technologie, la structure industrielle, les taux d'impôt et les prestations de retraite de la sécurité sociale ont contribué à l'accroissement de l'emploi autonome.

Il existe aussi des preuves à l'appui des deux écoles de pensée. Acs, Audretsch et Evans (1994) soutiennent que le chômage peut influencer sur l'emploi autonome d'une façon positive (étant donné que le chômage élevé réduit le coût d'opportunité de rechange moyen de devenir travailleur autonome) et d'une façon négative (étant donné que le chômage élevé indique une économie déprimée dans laquelle les revenus auxquels pourraient s'attendre les nouveaux travailleurs autonomes sont réduits). Pour cette raison, le rapport net entre l'emploi autonome et le chômage dépendent de l'effet dominant. À partir de données de série chronologique du R.-U. allant de 1959 à 1991 et en appliquant les techniques de contrôle stochastique optimal au problème du choix de l'équilibre optimal entre l'emploi autonome et l'emploi rémunéré, Parker (1996) conclut que ces conclusions fournissent des preuves à l'appui des deux hypothèses de la « répulsion » et de l'« attraction ».

En résumé, les prédictions théoriques et les preuves empiriques existantes ne sont pas concluantes, en ce qui concerne le rapport entre l'emploi autonome et le chômage. Nous allons maintenant passer à notre analyse empirique de ce rapport au Canada.

3.2. Le taux d'emploi autonome et le taux de chômage ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré

Ces dernières années, il s'est produit un regain d'intérêt pour le rapport entre le taux d'emploi autonome et le taux de chômage ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré, suscité, dans une large mesure, par deux observations importantes. En premier lieu, l'emploi autonome s'est accru

considérablement au Canada durant les années 1990 et, durant la même période, le chômage et le taux de chômage sont demeurés constamment élevés. Cela peut avoir engendré la perception selon laquelle le chômage élevé « repousse » les personnes vers le secteur de l'emploi autonome. En outre, les tendances divergentes parallèles entre l'emploi autonome et le chômage, au Canada et aux États-Unis, peuvent avoir renforcé encore plus la perception selon laquelle l'emploi autonome présente une association positive avec le chômage. Cependant, les observations fondées sur une courte période particulière peuvent aboutir à des conclusions trompeuses. Pour analyser d'une façon plus approfondie le rapport entre l'emploi autonome et les difficultés du marché du travail, nous utilisons les données d'une plus longue période, laquelle englobe toutes les phases du cycle économique.

L'évaluation de ce rapport peut se faire soit à partir des données brutes ou au moyen d'une analyse de régression. Une inspection des données brutes révèle une forte tendance temporelle à la hausse mais très peu de fluctuations cycliques de l'emploi autonome entre 1976 et 1997 (voir la figure 1).

Afin de résumer d'une façon plus systématique le rapport entre l'emploi autonome et les difficultés du marché du travail, nous avons recours à une analyse de régression. Les données de l'Enquête sur la population active mensuelle pour la période allant de janvier 1976 à février 1998 sont totalisées pour les 10 provinces, ce qui donne un total de 2 660 observations. Si l'on suppose que l'indice i désigne la province ($i = 1, 2, \dots, 10$) et que l'indice t désigne la série mensuelle ($t = 1, 2, \dots, 266$), le modèle de base totalisé est exprimé par l'équation (1) :

$$\text{TAUXEA}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{CYCLE}_{it} + \beta_2 \text{TAUXPART}_{it} + \mu_{it}, \quad (1)$$

dans laquelle la variable dépendante TAUXEA_{it} est le taux provincial mensuel d'emploi autonome; les variables explicatives comprennent un indicateur du cycle du marché du travail (CYCLE_{it}) --- le taux provincial mensuel de chômage ou le taux provincial mensuel d'emploi à plein temps rémunéré (défini comme étant l'emploi à plein temps rémunéré en pourcentage de la population active)⁴ et le taux provincial mensuel de participation à la population active (TAUXPART_{it});⁵ et μ_{it} est le terme d'écart, qu'on suppose être transversalement hétéroscédastique mais indépendant et autorégressif dans le temps (considéré habituellement comme une « totalisation partielle »).⁶

Le modèle de base exige que la coordonnée à l'origine (β_0) et les pentes (β_1 and β_2) soient uniformes pour toutes les unités transversales et durant toutes les périodes de temps. Pour permettre à la coordonnée à l'origine de varier entre les provinces, 9 variables factives provinciales sont introduites dans l'analyse de régression, en tant que variables explicatives supplémentaires (l'Ontario étant le

⁴ Le taux de chômage est utilisé habituellement dans la documentation comme indicateur du cycle du marché du travail. Mais le rapport observé subsiste-t-il lorsqu'on utilise d'autres indicateurs? Pour tester la robustesse des estimations en utilisant divers indicateurs, nous employons aussi le taux d'emploi à plein temps rémunéré et nous obtenons des résultats semblables.

⁵ Bien que le taux de chômage (ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré) et le taux de participation à la population active fluctuent d'une façon cyclique et présentent une corrélation négative (ou positive), ils constituent des indicateurs cycliques différents et chacun a des répercussions différentes sur l'emploi autonome. Pour examiner plus précisément les répercussions du taux de chômage, nous désirons contrôler les effets de la participation à la population active. Cependant, le retrait de cette donnée de l'analyse de régression ne fait pas beaucoup de différence sur le plan empirique --- l'effet du coefficient sur le taux de chômage (ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré) n'enregistre qu'un très faible changement.

⁶ Voir Kmenta (1971: 508-514) pour de plus amples détails sur la structure du terme d'écart.

cas omis). En outre, pour permettre des variations de la coordonnée à l'origine durant chaque période de temps, des variables de périodes factices sont habituellement utilisées comme variables explicatives supplémentaires.⁷ Cependant, pour séparer la tendance temporelle à long terme de la saisonnalité (variations d'un mois à l'autre), nous introduisons une variable factice indiquant la tendance temporelle⁸ et 11 variables factices mensuelles, en tant que variables explicatives supplémentaires (janvier étant le cas omis) au lieu d'introduire un total de 265 variables de périodes factices. Par conséquent, le modèle de covariance modifié aux fins de l'estimation empirique est reformulé selon l'équation (2) :

$$\begin{aligned} \text{TAUXEA}_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{CYCLE}_{it} + \gamma_2 \text{TAUXPART}_{it} + \gamma_3 \text{PROVINCE}_i \\ & + \gamma_4 \text{PÉRIODE} + \gamma_5 \text{MOIS}_m + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

dans laquelle PROVINCE_i désigne les 10 provinces; PÉRIODE est la variable factice indiquant la tendance temporelle calculée sur une base annuelle (c.-à-d., $\text{PÉRIODE} = 1$ pour 1976, 2 pour 1977,, 23 pour 1998); MOIS_m désigne les 12 mois d'une année ($m = 1, 2, \dots, 12$); tout le reste demeure tel que dans l'équation (1).

Dans l'équation (2), bien que les pentes (γ_1, γ_2) restent communes à toutes les provinces et à toutes les périodes de temps, la coordonnée à l'origine varie maintenant selon les provinces et dans le temps. Par exemple, la coordonnée à l'origine, dans le cas particulier de l'Ontario, en janvier 1976, est égale à $(\gamma_0 + \gamma_4)$ et, dans le cas général de la Province I, au Mois m de l'Année y , elle est égale à $(\gamma_0 + \gamma_{3i} + \gamma_4 * \text{Période} + \gamma_{5m})$.⁹

Le modèle est estimé pour les hommes et les femmes ensemble aussi bien que séparément. Le tableau 5 présente des variables statistiques et les effets de l'analyse de régression de la totalisation complète par la méthode des moindres carrés généralisée (MMCG) sur l'équation (2) du modèle à effets fixes pour la variable de l'intérêt, pour le taux de chômage ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré, après correction de la corrélation transversale et de l'autorégression dans le temps.¹⁰ Les résultats pour les hommes et les femmes ensemble révèlent un rapport négatif, significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique, entre l'emploi autonome et le chômage. En moyenne, on constate qu'un accroissement de 1 % du taux de chômage est associé à une diminution de 0,05 % du niveau d'emploi autonome global et à une diminution de 0,06 % du taux d'emploi

⁷ Ce modèle est appelé « modèle de covariance ». Dans celui-ci, chaque unité transversale et chaque période de temps sont caractérisées par leur propre coordonnée à l'origine particulière. Voir Kmenta (1971:516-17) pour de plus amples détails.

⁸ Une forte tendance temporelle à la hausse est confirmée lorsqu'on utilise une série de variables factices annuelles au lieu d'une seule variable factice temporelle. Lorsqu'on retire la tendance temporelle de l'analyse de régression, l'effet du coefficient sur la principale variable explicative (taux de C ou taux d'EPTR) ne change que d'une façon marginale.

⁹ Ce modèle est habituellement appelé « modèle à effets fixes » --- on suppose l'existence d'un ensemble de coordonnées à l'origine données pour chaque unité transversale et chaque période de temps. Lorsqu'une seule coordonnée à l'origine est postulée et que les coordonnées à l'origine différentielles sont fusionnées avec le terme d'écart, le modèle devient ce qu'on appelle un « modèle à effets aléatoires ou à composante d'erreur ». Voir Johnston (1984:396-407) pour de plus amples détails sur les caractéristiques et les hypothèses du modèle à effets fixes par opposition au modèle à effets aléatoires.

¹⁰ Voir White (1993:245-54) pour de plus amples détails sur les techniques d'estimation. On obtient des résultats très semblables à partir de la totalisation partielle en utilisant le modèle de la méthode des moindres carrés généralisée, une fois corrigée l'hétéroscédasticité et l'autorégression dans le temps mais en supposant l'indépendance transversale. En outre, les régressions selon la méthode des moindres carrés ordinaire produisent aussi des résultats qualitatifs très semblables.

autonome global, une fois contrôlée la participation à la population active, la tendance temporelle, les variations provinciales et les variations d'un mois à l'autre.¹¹

Les résultats séparés des hommes et des femmes confirment, dans une large mesure, les conclusions ci-dessus, la seule différence étant l'ampleur de ce rapport négatif --- l'emploi autonome des hommes est influencé d'un façon plus négative par le chômage que celui des femmes. L'élasticité du niveau d'emploi autonome par rapport au taux de chômage est de -0,048 pour les hommes contre -0,029 pour les femmes et l'élasticité du taux d'emploi autonome par rapport au taux de chômage est de -0,051 pour les hommes contre -0,032 pour les femmes.

Les résultats combinés des hommes et des femmes révèlent également un rapport positif significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique entre le chômage et l'emploi à plein temps rémunéré. En moyenne, on constate qu'un accroissement de 1 % du taux d'emploi à plein temps rémunéré est associé à une hausse de 0,135 % du taux d'emploi autonome global et à une erreur-type de 0,014, une fois contrôlée la participation à la population active, la tendance temporelle, les variations provinciales et les variations d'un mois à l'autre. Les résultats séparés des hommes et des femmes, ici aussi, confirment, dans une large mesure, les conclusions ci-dessus, à la différence près que le coefficient des femmes est négatif mais non significatif sur le plan statistique. L'élasticité du taux d'emploi autonome des hommes par rapport au taux d'emploi rémunéré est de 0,153 et l'erreur-type est de 0,039.

Il existe donc un rapport négatif (ou positif) significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique entre l'emploi autonome et le chômage (ou l'emploi à plein temps rémunéré). Afin d'examiner ce rapport, nous allons maintenant analyser les entrées et les sorties, dans le secteur de l'emploi autonome..

3.3. Les entrées et les sorties dans le secteur de l'emploi autonome et les difficultés du marché du travail

Les entrées et les sorties, dans le secteur de l'emploi autonome, sont calculées à partir des données longitudinales élaborées au moyen des dossiers de T1 annuels de Revenu Canada, pour les années allant de 1981 à 1995, et basées sur des échantillons aléatoires de 10 %.¹² Grâce à la disponibilité des données sur les sources de revenus, on peut répartir l'emploi autonome entre trois groupes afin d'analyser sa robustesse selon différentes définitions. Ces trois groupes sont les suivants : 1) les personnes pour lesquelles les revenus tirés d'un travail indépendant sont la principale source de revenus dans une année --- il s'agit de la définition la plus proche de celle de l'Enquête sur la population active; 2) les personnes ne tirant leurs revenus que d'un emploi autonome --- soit la

¹¹ Plusieurs autres caractéristiques ont été estimées, dont le taux de chômage (ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré) décalé d'un mois, de trois mois, de six mois ou d'une année, en tant que variables explicatives supplémentaires. Ces caractéristiques n'étaient pas significatives et elles n'ont donc pas été incluses dans les caractéristiques définitives..

¹² Les niveaux d'emploi autonome sont le nombre de personnes qui indiquent des revenus tirés d'un travail indépendant dans leur déclaration des revenus des particuliers; les entrées dans le secteur de l'emploi autonome sont le nombre de personnes qui indiquent des revenus tirés d'un travail indépendant dans une année donnée, mais pas dans l'année précédente; les sorties du secteur de l'emploi autonome sont le nombre de personnes qui indiquent des revenus tirés d'un travail indépendant dans une année mais pas dans l'année suivante; les taux d'emploi autonome sont les niveaux d'emploi autonome en % de la population active obtenus à partir de l'EPA; les taux d'entrée dans le secteur de l'emploi autonome sont les entrées dans ce secteur en % de la population active obtenues à partir de l'EPA; les taux de sortie du secteur de l'emploi autonome sont les sorties de ce secteur en % du niveau de l'emploi autonome obtenu à partir des dossiers de T1.

définition la plus restrictive; 3) les personnes ayant n'importe quel genre de revenus tirés d'un emploi autonome --- soit la définition la moins restrictive.

La présentation suivante et la présentation des résultats portent sur le première mesure, c'est-à-dire celle des personnes pour lesquelles l'emploi autonome constitue la principale source de revenus.¹³ Les niveaux d'emploi autonome confirment, en fait, les conclusions de la section précédente --- il existe une forte tendance temporelle à la hausse mais très peu de fluctuations cycliques.¹⁴ Il se produit des mouvements d'entrées et de sorties importants dans le secteur de l'emploi autonome. En moyenne, plus du quart d'un million de personnes produisant des déclarations de revenus des particuliers (soit 22,4 % de la population des travailleurs autonomes) ont lancé leur propre entreprise tous les ans et en ont tiré leurs principaux revenus. Dans l'intervalle, plus de deux-cent-mille travailleurs autonomes (soit 19,7 %) ont cessé d'exploiter leur entreprise en tant que principale source de revenus. Les mouvements bruts d'entrée et de sortie, dans le secteur de l'emploi autonome, se sont élevés à près d'un demi-million par année entre 1982 et 1994, soit à 42 % de la population totale des travailleurs autonomes (tableau 6).

La figure 2 présente les taux d'entrée et de sortie, dans le secteur de l'emploi autonome, entre 1981 et 1995. Bien que l'entrée dans le secteur de l'emploi autonome ait présentée peu de variations cycliques pendant cette période, les sorties de ce secteur ont montré une forte tendance anticyclique.

Afin de résumer davantage le rapport entre les mouvements dans le secteur de l'emploi autonome et les cycles du marché du travail, nous avons de nouveau recours à l'analyse de régression en estimant le modèle à effets fixes d'une série temporelle transversale totalisée :

$$EA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CYCLE_{it} + \alpha_2 TAUXPART_{it} + \alpha_3 PROVINCE_i + \alpha_4 PÉRIODE + v_{it}, \quad (3)$$

dans lequel la variable dépendante EA_{it} est le taux provincial annuel d'emploi autonome ou le taux d'entrée ou de sortie dans ce secteur; les variables explicatives sont encore l'indicateur du cycle du marché du travail ($CYCLE_{it}$), soit le taux provincial annuel de chômage ou le taux provincial annuel d'emploi à plein temps rémunéré, le taux provincial annuel de participation à la population active ($TAUXPART_{it}$), $PROVINCE_i$ désignant les 10 provinces, $PÉRIODE$ indiquant la tendance temporelle (c.-à-d., $PÉRIODE = 1$ pour 1981, 2 pour 1982,, 15 pour 1995) et v_{it} est le terme d'écart, qu'on suppose être en corrélation transversale et autorégressif dans le temps.

Comme auparavant, le modèle est estimé pour les hommes et les femmes ensemble aussi bien que séparément. Le tableau 7 présente des variables statistiques et les effets de l'analyse de régression selon la méthode des moindres carrés généralisée (MMCG) sur l'équation (3) pour le taux de chômage ou le taux d'emploi à plein temps rémunéré. Les effets des hommes et les femmes

¹³ Les trois mesures donnent des résultats qualitatifs très semblables, qu'on peut se procurer sur demande.

¹⁴ Les tendances de l'emploi autonome sont très comparables entre les deux sources de données. Il existe, bien sûr, des différences dans le niveau exact entre les deux. L'une des sources est une enquête mensuelle, l'autre est une enquête administrative annuelle. En outre, l'EA utilise les heures de travail hebdomadaires pour distinguer les emplois principaux des emplois secondaires, tandis que dans la T1, nous ne pouvons nous fier qu'à des revenus annuels. En d'autres termes, pour un travailleur occupant plusieurs emplois (simultanés ou consécutifs), le principal emploi selon les heures de travail peut n'être pas vraiment le principal emploi si l'on utilise le revenu au lieu des heures de travail, surtout pour ceux qui exercent un emploi autonome en plus d'un emploi rémunéré. Par exemple, les personnes qui déclarent des revenus d'un emploi rémunéré et des revenus négatifs d'un emploi autonome pour une année ne seront pas saisies par la définition dans les données de la T1 quelque soit le nombre d'heures de travail.

ensemble sur le taux d'emploi autonome et sur le taux d'entrée dans le secteur confirment la conclusion ci-dessus selon laquelle il existe un rapport négatif (ou positif) significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique entre l'emploi autonome et le chômage (ou l'emploi à plein temps rémunéré). On constate qu'une hausse de 1 % du taux de chômage est associée à une baisse de 0,044 % du taux global d'emploi autonome, avec une erreur-type de 0,009, et une diminution de 0,178 % du taux d'entrée dans le secteur de l'emploi autonome en tant que principale activité sur le marché du travail, avec une erreur-type de 0,03. En outre, on constate qu'une hausse de 1 % du taux d'emploi à plein temps rémunéré est associée à un accroissement de 0,34 % du taux global d'emploi autonome, avec une erreur-type de 0,07, et un accroissement de 1,14 % du taux d'entrée dans le secteur de l'emploi autonome en tant que principale activité sur le marché du travail, avec une erreur-type de 0,2.

Les résultats séparés des hommes et des femmes confirment encore, dans une large mesure, les conclusions ci-dessus et les différences ne résident que dans l'ampleur des estimations. Le taux d'entrée des femmes dans le secteur de l'emploi autonome est beaucoup plus influencé d'une façon négative (ou positive) par le taux de chômage (ou d'emploi à plein rémunéré) que celui des hommes. L'élasticité du taux d'entrée par rapport au taux de chômage est de $-0,289$, avec une erreur-type de 0,038, pour les femmes contre $-0,06$, avec une erreur-type de 0,024, pour les hommes; l'élasticité du taux d'entrée par rapport au taux d'emploi à plein temps rémunéré est de 1,808, avec une erreur-type de 0,112, pour les femmes contre 0,455, avec une erreur-type de 0,189, pour les hommes.

Les données révèlent aussi un rapport négatif (ou positif), significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique, entre les sorties du secteur de l'emploi autonome et le chômage (ou l'emploi à plein temps rémunéré). On constate qu'une hausse de 1 % du taux de chômage est associée à une baisse de 0,14 % du taux de sortie global, avec une erreur-type de 0,011. Il existe peu de différence attribuable au sexe. En outre, on constate qu'une hausse de 1 % du taux d'emploi à plein temps rémunéré est associée à un accroissement de 0,985 % du taux global de sortie, avec une erreur-type de 0,09. Les sorties des hommes du secteur de l'emploi autonome sont influencées d'une façon beaucoup plus positive par l'emploi à plein temps rémunéré que celles des femmes --- l'élasticité du taux de sortie par rapport au taux d'emploi à plein temps rémunéré est de 1,152, avec une erreur-type de 0,113, pour les hommes contre 0,9, avec une erreur-type de 0,132, pour les femmes.

4. Résumé et discussion

Le présent document a mis en évidence les faits récents survenus dans le secteur de l'emploi autonome et il a analysé les rapports de ce secteur avec les difficultés du marché du travail. Il y a maintenant deux millions et demi de Canadiens qui exploitent leurs propres entreprises et qui constituent 16,2 % de la population active totale et représentent 17,8 % de l'emploi total. Durant les huit premières des années 1990, l'emploi autonome s'est accru en moyenne de 4.1% par année, par comparaison avec seulement 0,2 % pour l'emploi rémunéré, et il a fourni plus de trois sur quatre des nouveaux emplois créés par l'économie. Cette croissance phénoménale et cette contribution à la création de nouveaux emplois sont sans précédent. Durant la décennie précédente, l'emploi autonome s'est accru en moyenne de 2,4 % par année, mais la croissance annuelle du secteur de l'emploi rémunéré suivait de près, à 1,9 %; l'expansion de l'emploi autonome a contribué à moins de

un sur six des nouveaux emplois créés --- la vaste majorité (82,7 %) des nouveaux emplois créés étaient attribuables à la croissance du secteur de l'emploi rémunéré.

Un examen de la nature des entreprises révèle des modèles de croissance de l'emploi autonome très différents entre les années 1980 et 1990. Durant les années 1980, l'emploi autonome total s'est accru de 347 000 emplois. Près des deux tiers de cette croissance étaient attribuables aux propriétaires d'entreprises qui utilisaient aussi de l'aide rémunérée. Cela a, sans aucun doute, contribué à la forte croissance de l'emploi rémunéré durant la période d'expansion des années 1980. Cette forte croissance du nombre des travailleurs autonomes qui étaient aussi des employeurs s'est renversée de beaucoup jusqu'à présent, durant les années 1990, et elle ne représente que 10 % du total des 458 000 emplois autonomes créés entre 1989 et 1996. Les neuf dixièmes des nouveaux travailleurs autonomes durant les années 1990 étaient des entrepreneurs qui travaillaient à leur propre compte sans utiliser d'aide rémunérée. Cela explique, dans une large mesure, le rythme lent de la croissance de l'emploi rémunéré durant les années 1990.

Il existe des variations considérables de l'emploi autonome selon la province, le sexe, l'âge, le secteur d'activité et la profession. Cela reste vrai, que l'on considère son volume, son taux de croissance annuel, son incidence, sa part de l'emploi total ou sa contribution à la création totale d'emplois.

Les données concernant les entrées et les sorties montrent qu'il se produit des mouvements considérables d'entrée et de sortie, dans ce secteur de l'économie. Les mouvements bruts d'entrée et de sortie dans le secteur de l'emploi autonome, en tant que principale activité sur le marché du travail, se sont élevés en moyenne à près d'un demi-million par année entre 1982 et 1994, touchant 42 % de la population totale des travailleurs autonomes.

Les résultats de l'analyse de régression montrent un rapport négatif (ou positif), significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique, entre l'emploi autonome et le chômage (ou l'emploi à plein temps rémunéré). Cette conclusion reste vraie pour différentes sources de données, pour différentes périodes de temps, pour différentes mesures (le taux ou le taux d'entrée dans le secteur de l'emploi autonome) et définitions (certaines ou seulement celles de l'emploi autonome), pour différents échantillons empiriques (les hommes et les femmes ensemble ou séparément) et pour diverses techniques d'estimation. Les données révèlent aussi un rapport négatif (ou positif), significatif sur le plan statistique mais faible sur le plan empirique, entre les sorties du secteur de l'emploi autonome et le chômage (ou l'emploi à plein temps rémunéré).

Donc, quelles sont les forces probables qui expliquent l'essor récent de l'entrepreneuriat parmi les Canadiens? Il n'est pas étonnant que le niveau de l'emploi autonome soit maintenant beaucoup plus élevé qu'il y a vingt ans simplement parce que la taille de la population et de la population active s'est accrue. La population active d'aujourd'hui a à peu près une fois et demie la taille d'il y a deux décennies (voir l'annexe). Mais qu'est-ce qui explique l'accroissement continu du taux récent d'emploi autonome? Il semble qu'une foule de facteurs non cycliques peuvent être à l'oeuvre.

Changements démographiques

L'âge de la population active canadienne a augmenté considérablement au cours des deux dernières décennies. La part des jeunes (âgés de 15 à 24 ans) au sein de la population active a diminué constamment tombant de plus de 26 %, en 1976, à 15 %, en 1997. Selon plusieurs études résumées dans Acs, Audretsch et Evans (1994), l'emploi autonome s'accroît avec l'âge des personnes, bien qu'à un taux qui va en diminuant. Cela s'explique habituellement par le fait que les ressources financières et l'expérience augmentent normalement avec l'âge, ce qui, dans bien des cas, se traduit par la possession du capital matériel nécessaire au lancement d'une nouvelle entreprise et des compétences nécessaires au succès de sa gestion. En outre, l'âge permet souvent à une personne d'avoir plus de contacts personnels et de bénéficier d'un réseau dans la collectivité, ce qui se traduit souvent en capital social susceptible d'influer sur le succès d'une entreprise. Il ne devrait donc pas être étonnant qu'on s'attende à ce que l'augmentation de l'âge de la population active canadienne ait contribué d'une façon positive à l'essor récent de l'emploi autonome.

Largement utilisée comme mesure du capital humain, la scolarisation est un autre facteur démographique qui, selon les conclusions qu'on retrouve dans la documentation, influe sur l'emploi autonome. Le niveau de scolarisation de la population active canadienne a augmenté considérablement au cours des deux dernières décennies. Cependant, étant donné que les preuves de l'influence de la scolarisation sur l'emploi autonome sont indistinctes (p. ex., voir Acs, Audretsch et Evans (1994)), il est difficile de déterminer, sans effectuer d'autres recherches, l'étendue de la contribution apportée à la hausse récente de l'emploi autonome par l'accroissement du niveau de scolarisation de la population active canadienne.

La participation des femmes à la population active a longtemps été à la hausse au Canada. Le taux de participation, qui était de 45,2 % en 1976, s'est accrue constamment pour atteindre le sommet de 58,1 % en 1989. Mais, ces dernières années, ce taux a connu une diminution graduelle --- il se situait à 56,7 % pour 1997. Étant donné que le taux d'emploi autonome est beaucoup plus faible parmi les femmes que parmi les hommes (p. ex., voir Acs, Audretsch et Evans (1994); Whitfield et Wannell (1991)), on s'attend à ce que l'accroissement de la participation des femmes à la population active jusqu'à la fin des années 1980 ait contribué d'une façon négative au taux d'emploi autonome. En outre, on s'attend à ce que la tendance renversée de ces dernières années ait contribué légèrement et d'une façon positive à la hausse du taux d'emploi autonome au cours des années 1990.

L'immigration au Canada s'est aussi accrue considérablement ces dernières années. Le total des nouveaux immigrants s'est établi en moyenne à 125 000 par année, durant les années 1980, et il a presque doublé, pour atteindre un peu moins de 230 000 par année jusqu'à présent, durant les années 1990. Les nouveaux immigrants qui se joignaient à la population active totalisaient, en moyenne, un peu moins de 60 000 par année durant les années 1980, mais leur nombre a plus que doublé, pour atteindre 122 000 par année, durant les huit premières des années 1990. Étant donné que certains groupes d'immigrants sont plus susceptibles d'être des travailleurs autonomes (Borjas (1986)), nous pouvons nous attendre à ce que l'accroissement de l'immigration ait contribué d'une façon positive à l'essor récent de l'emploi autonome. En particulier, la création du Programme d'immigration des gens d'affaire a attiré un nombre croissant d'entrepreneurs au Canada. Durant les années 1980, les gens d'affaire immigrants ont totalisé, en moyenne, 1 500 par année. Durant les années 1990, ce nombre a plus que triplé, pour atteindre près de 5 200 par année.

Changements technologiques

Blau (1987) soutient que les effets des changements technologiques ont présenté un biais positif en faveur des industries dans lesquels l'emploi autonome est plus important et que, par conséquent, ces changements ont contribué d'une façon positive à l'essor de l'emploi autonome. Compte tenu de la période visée par l'étude de Blau, il est probablement difficile d'accepter cet argument, étant donné qu'un grand nombre des nouvelles technologies (p. ex., celle des ordinateurs personnels) venaient à peine d'être créées et n'étaient certes pas largement répandue, vu leur prix élevé. Cependant, la disponibilité et l'abordabilité des nouvelles technologies se sont améliorées considérablement depuis lors. Les ordinateurs personnels sont devenus de plus en plus rapides et de moins en moins coûteux, les technologies d'échange de l'information, telles que les télécommunications et l'Internet, sont devenues plus fiables et largement accessibles et leur prix plus abordable. Il ne fait aucun doute que les améliorations technologiques ont grandement réduit les coûts d'exploitation des petites entreprises, en particulier les entreprises à domicile, et qu'elles ont donc contribué d'une façon positive à l'essor récent de l'emploi autonome. Malheureusement, une évaluation expresse de ces effets exigera des données pertinentes qui ne sont pas encore à portée de la main.

Changements structurels

Les changements structurels peuvent avoir des effets compositionnels aussi bien que des effets intragroupes sur les tendances de l'emploi autonome. Si l'économie se déplace vers des professions et des secteurs d'activité dans lesquels l'emploi autonome joue traditionnellement un rôle relativement important, il est naturel que l'on enregistre une augmentation du taux global d'emploi autonome. En outre, si l'incidence de l'emploi autonome dans certaines professions et dans certains secteurs d'activité s'accroît, il est également naturel que l'on constate une augmentation du taux global d'emploi autonome. Gauthier et Roy (1997) et Statistique Canada (1997) montrent que l'économie canadienne s'est, en fait, déplacée vers certaines professions et vers certains secteurs d'activité dans lesquels l'emploi autonome est plus important et que l'incidence de celui-ci dans certaines occupations et activités a, en fait, été constamment à la hausse.

Recours croissant à la sous-traitance

Un autre fait important survenu dans l'économie mondiale depuis le début des années 1980 est la mondialisation du commerce et l'accroissement de la concurrence internationale. Il existe une notion largement répandue selon laquelle les employeurs ont eu recours de plus en plus à la réduction des effectifs dans le but de créer une main-d'oeuvre souple et d'accroître la compétitivité. En outre, un fait, documenté dans Lin, Picot et Beach (1996), est que les charges sociales des employeurs au Canada se sont accrues considérablement durant les trente dernières années (jusqu'à 1993) et que, ces dernières années, on n'a constaté aucun signe d'un renversement de cette tendance. Il existe une perception selon laquelle l'un des moyens pris par les employeurs pour réagir contre l'accroissement des charges sociales est la sous-traitance. Il n'y a pas encore de données disponibles qui permettraient de vérifier cette hypothèse. Mais, dans la mesure où cela se produit, il ne fait aucun doute que l'accroissement de la sous-traitance a créé pour les travailleurs autonomes des possibilités de fournir les services demandés.

Politiques gouvernementales

Dans quelques études (p. ex., celles de Schuetze (1998), Parker (1996), Blau (1987)), on a constaté que l'accroissement des taux marginaux d'impôt sur le revenu des particuliers présente une corrélation positive avec le taux d'emploi autonome, mais l'on n'a pas expliqué pourquoi cela se produit. Le régime canadien d'impôt sur le revenu des particuliers n'offre pas expressément d'avantages supplémentaires aux travailleurs autonomes. Une fois déclaré, le même niveau de revenus est assujéti au même taux marginal d'impôt sur le revenu, peu importe s'il est tiré d'un emploi rémunéré ou d'un emploi autonome. Ainsi, pourquoi les augmentations des taux d'impôt marginaux influent-elles sur l'emploi autonome plus que sur l'emploi rémunéré? Dans la mesure où ce rapport positif existe réellement, une explication possible réside dans le fait qu'on peut faire preuve d'une certaine souplesse lorsqu'on déclare le revenu net tiré d'un travail indépendant. Les propriétaires d'entreprises ont un plus grand contrôle sur leur déclaration de revenus et dépenses tandis que les employés touchant des salaires et des traitements reçoivent simplement des T4 de leurs employeurs. Ici aussi, il ne s'agit que d'une perception à l'appui de laquelle il n'existe pas de preuves empiriques.

Enfin, de nombreux gouvernements, dans les pays industrialisés, ont mis en oeuvre des programmes spéciaux pour aider les travailleurs autonomes et les petites entreprises, dans le but de lutter contre le chômage élevé (Robinson (1992)). Au Canada, le Programme d'aide au travail indépendant (ATI), dans le cadre duquel on utilise les fonds de l'assurance-chômage (de l'assurance-emploi depuis juillet 1996), a aidé des milliers de Canadiens sans emploi à lancer leur propre entreprise, depuis sa création en 1992. Le nombre de personnes sans emploi qui ont reçu des prestations d'ATI s'élevait en moyenne à 1 600 par mois en 1992, il s'est accru constamment pour atteindre un sommet de plus de 9 000 personnes en 1995 et il a diminué quelque peu depuis 1996. La création de ce programme a, sans aucun doute, contribué à l'essor récent de l'emploi autonome.

En raison des nombreuses limites (dont certaines concernent la longueur et d'autres ont trait à l'inaccessibilité des données), la présente étude n'offre pas d'évaluation expresse des effets de ces facteurs possibles. Mais ces facteurs constituent des champs d'expansion naturels de la recherche future.

Tableau 1 : Emploi autonome et emploi rémunéré au Canada, 1976-1997

	Niveau d'emploi				Variation en % d'une année à l'autre		En % de la PA		EA en % De l'ET
	Nombre (en milliers)		Indice (1976=100)		EA	ER	EA	ER	
	EA	ER	EA	ER					
76	1 206,6	8 569,5	100,0	100,0			11,5	81,4	12,3
77	1 280,0	8 698,2	106,1	101,5	6,1	1,5	11,8	80,1	12,8
78	1 360,2	8 960,1	112,7	104,6	6,3	3,0	12,1	79,5	13,2
79	1 423,0	9 337,7	117,9	109,0	4,6	4,2	12,2	80,3	13,2
80	1 462,3	9 619,9	121,2	112,3	2,8	3,0	12,2	80,3	13,2
81	1 521,4	9 876,6	126,1	115,3	4,0	2,7	12,3	80,1	13,3
82	1 537,1	9 498,0	127,4	110,8	1,0	-3,8	12,4	76,6	13,9
83	1 594,2	9 511,5	132,1	111,0	3,7	0,1	12,6	75,4	14,4
84	1 628,8	9 773,6	135,0	114,1	2,2	2,8	12,7	76,0	14,3
85	1 677,0	10 065,0	139,0	117,5	3,0	3,0	12,8	76,7	14,3
86	1 681,6	10 412,9	139,4	121,5	0,3	3,5	12,6	77,8	13,9
87	1 746,1	10 676,3	144,7	124,6	3,8	2,5	12,8	78,3	14,1
88	1 820,9	10 998,1	150,9	128,3	4,3	3,0	13,1	79,1	14,2
89	1 809,1	11 276,9	149,9	131,6	-0,7	2,5	12,8	79,7	13,8
90	1 889,3	11 275,8	156,6	131,6	4,4	0,0	13,2	78,7	14,4
91	1 919,9	10 996,2	159,1	128,3	1,6	-2,5	13,3	76,3	14,9
92	1 936,1	10 905,9	160,5	127,3	0,8	-0,8	13,4	75,3	15,1
93	2 056,4	10 958,4	170,4	127,9	6,2	0,5	14,0	74,7	15,8
94	2 111,4	11 180,3	175,0	130,5	2,7	2,0	14,2	75,4	15,9
95	2 135,7	11 369,9	177,0	132,7	1,1	1,7	14,3	76,2	15,8
96	2 266,6	11 409,6	187,8	133,1	6,1	0,3	15,0	75,3	16,6
97	2 487,9	11 452,6	206,2	133,6	9,8	0,4	16,2	74,6	17,8
Moyenne									
76-97	1 752,3	10 310,1			3,5	1,4	13,1	77,6	14,4
76-79	1 317,5	8 891,4			5,7	2,9	11,9	80,3	12,9
80-89	1 647,9	10 170,9			2,4	1,9	12,6	78,0	13,9
90-97	2 100,4	11 193,6			4,1	0,2	14,2	75,8	15,8

Source : Enquête sur la population active.

Tableau 2 : Création totale d'emplois et contribution de l'emploi autonome au Canada, 1976-1997

	1976-1997			1980-1989			1990-1997		
	ET	ER	EA	ET	ER	EA	ET	ER	EA
Variation (en milliers)	4 164,4	2 883,1	1 281,3	2 003,8	1 657,0	346,8	775,4	176,8	598,6
Variation en %	42,6	33,6	106,2	18,1	17,2	23,7	5,9	1,6	31,7
Contribution en %		69,2	30,8		82,7	17,3		22,8	77,2

Source : Enquête sur la population active.

Tableau 3 : Croissance de l'emploi autonome selon la nature de l'entreprise au Canada, 1980-1996

	Croissance totale (en milliers)	Croissance selon la nature de l'entreprise (en milliers)		Contribution en % à la croissance totale	
		Employeur	À son propre compte	Employeur	À son propre compte
1980-1996	804,3	273,9	530,4	34,1	65,9
1980-1989	346,8	226,8	119,0	65,7	34,3
1989-1996	457,5	46,1	411,4	10,1	89,9

Source : Statistique Canada (1997).

Tableau 4 : Emploi autonome dans les provinces du Canada, 1976-1997

	T.-N.	Î.-P.-E.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
EA en % de la PA										
1976-1997	11,1	17,6	11,6	10,9	11,5	11,7	15,5	25,3	16,5	14,2
1980-1989	11,0	18,5	11,4	10,7	11,4	11,2	15,5	25,1	15,3	13,6
1990-1997	11,5	15,8	12,5	11,8	12,6	13,0	15,9	23,9	17,7	16,2
EA en % de la PA										
1976-1997	13,4	20,3	13,2	12,5	13,0	12,7	16,8	27,0	17,8	15,8
1980-1989	13,4	21,2	13,0	12,4	12,8	12,1	16,8	27,0	16,7	15,4
1990-1997	14,2	18,9	14,3	13,5	14,3	14,3	17,3	25,7	19,2	17,9
EA Variation en % d'une année à l'autre										
1976-1997	2,2	1,6	3,3	3,1	3,3	4,3	2,3	0,4	3,2	5,2
1980-1989	-0,1	-0,3	3,2	2,0	3,1	2,9	0,9	-0,3	1,7	3,9
1990-1997	2,7	2,0	2,7	4,1	2,9	4,8	2,2	0,3	4,9	6,6
ER Variation en % d'une année à l'autre										
1976-1997	0,8	1,7	1,1	1,2	0,9	1,4	0,8	1,3	2,5	2,2
1980-1989	1,9	2,1	1,8	1,7	1,4	2,4	1,2	1,5	2,0	2,2
1990-1997	-1,3	1,2	-0,1	0,4	0,0	-0,3	0,3	0,5	1,2	1,5
ET Variation (en milliers)										
1976-1997	31,9	17,9	95,4	82,3	706,7	1,667,5	103,5	89,6	598,0	771,7
1980-1989	21,8	6,7	56,4	39,5	376,4	1,037,3	45,8	33,3	137,7	248,9
1990-1997	-13,6	5,3	1,9	14,2	88,2	187,3	20,3	15,7	179,9	276,3
ER Variation (en milliers)										
1976-1997	22,6	14,6	65,4	60,0	456,9	1,138,8	67,1	80,3	451,5	525,9
1980-1989	23,4	7,9	47,9	35,4	292,1	890,5	39,5	30,7	105,3	184,5
1990-1997	-17,0	3,5	-10,9	6,4	-16,6	-57,8	6,9	16,4	94,9	151,0
EA Variation (en milliers)										
1976-1997	9,3	3,3	30,0	22,2	249,8	528,8	36,4	9,3	146,6	245,7
1980-1989	-1,6	-1,2	8,5	4,2	84,3	146,8	6,3	2,7	32,4	64,4
1990-1997	3,3	1,8	12,8	7,8	104,7	245,1	13,4	-0,7	85,1	125,3
ET Variation attribuable au TI (en %)										
1976-1997	29,1	18,3	31,4	27,0	35,3	31,7	35,2	10,4	24,5	31,8
1980-1989	s.o.	s.o.	15,1	10,6	22,4	14,1	13,8	8,0	23,6	25,9
1990-1997	s.o.	33,5	s.o.	54,7	s.o.	s.o.	66,0	s.o.	47,3	45,3

Remarques: Source- Enquête sur la population active s.o. --- sans objet.

Tableau 5 : Principales variables statistiques et résultats de l'analyse de régression de l'emploi autonome

	Variables statistiques					
	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Ln(Taux d'EA)	2,642	0,276	2,835	0,298	2,288	0,257
Ln(Taux de C)	2,291	0,397	2,266	0,460	2,314	0,352
Ln(Taux d'EPTR)	4,308	0,060	4,399	0,063	4,166	0,058
Résultats de l'analyse de régression par la MMCG - Totalisation complète selon le modèle à effets fixes						
[Var. dép.= Ln(Taux d'EA)]						
	Var. indép. = Ln(Taux de C)		Var indép. = Ln(Taux d'EPTR)			
	Coefficient	Erreur -type	Coefficient	Erreur-type		
Hommes et femmes	-0,056	0,007	0,135	0,014		
Hommes	-0,051	0,006	0,153	0,039		
Femmes	-0,032	0,011	-0,054	0,055		

Remarques : Les variables explicatives supplémentaires incluses dans les régressions sont le terme constant, le registre du taux de participation mensuel à la population active, les 9 variables factives provinciales (l'Ontario étant le cas omis), une variable factive indiquant le temps et 11 variables factives mensuelles (janvier étant le cas omis). Vu la longueur du tableau, les résultats de ces contrôles ne sont pas présentés ici, mais on peut les obtenir sur demande.

Tableau 6 : Mouvements de l'emploi autonome au Canada, 1981-1995

	Niveau (1)	Entrée		Sortie		Mouvement brut		Mouvement net	
		Nombre	% du niveau	Nombre	% du niveau	Nombre	% du niveau	Nombre	% du niveau
		(2)	(3)=(2)/(1)	(4)	(5)=(4)/(1)	(6)=(2)+(4)	(7)=(6)/(1)	(8)=(2)-(4)	(9)=(8)/(1)
1981	915 140	s.o.	s.o.	178 620	19,5	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
1982	931 240	194 750	20,9	175 470	18,8	370 220	39,8	19 280	2,1
1983	953 350	197 700	20,7	172 810	18,1	370 510	38,9	24 890	2,6
1984	988 590	208 030	21,0	194 820	19,7	402 850	40,7	13 210	1,3
1985	990 980	197 280	19,9	193 490	19,5	390 770	39,4	3 790	0,4
1986	1 019 390	221 760	21,8	198 280	19,5	420 040	41,2	23 480	2,3
1987	1 069 690	248 630	23,2	218 600	20,4	467 230	43,7	30 030	2,8
1988	1 099 470	248 370	22,6	227 110	20,7	475 480	43,2	21 260	1,9
1989	1 125 410	253 710	22,5	236 300	21,0	490 010	43,5	17 410	1,5
1990	1 159 370	269 500	23,2	240 580	20,8	510 080	44,0	28 920	2,5
1991	1 191 930	273 190	22,9	231 870	19,5	505 060	42,4	41 320	3,5
1992	1 253 290	293 330	23,4	231 750	18,5	525 080	41,9	61 580	4,9
1993	1 334 050	312 620	23,4	264 170	19,8	576 790	43,2	48 450	3,6
1994	1 400 760	330 810	23,6	284 730	20,3	615 540	43,9	46 080	3,3
1995	1 471 800	355 940	24,2	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Moyenne	1 126 964	257 544	22,4	217 757	19,7	470 743	42,0	29 208	2,5

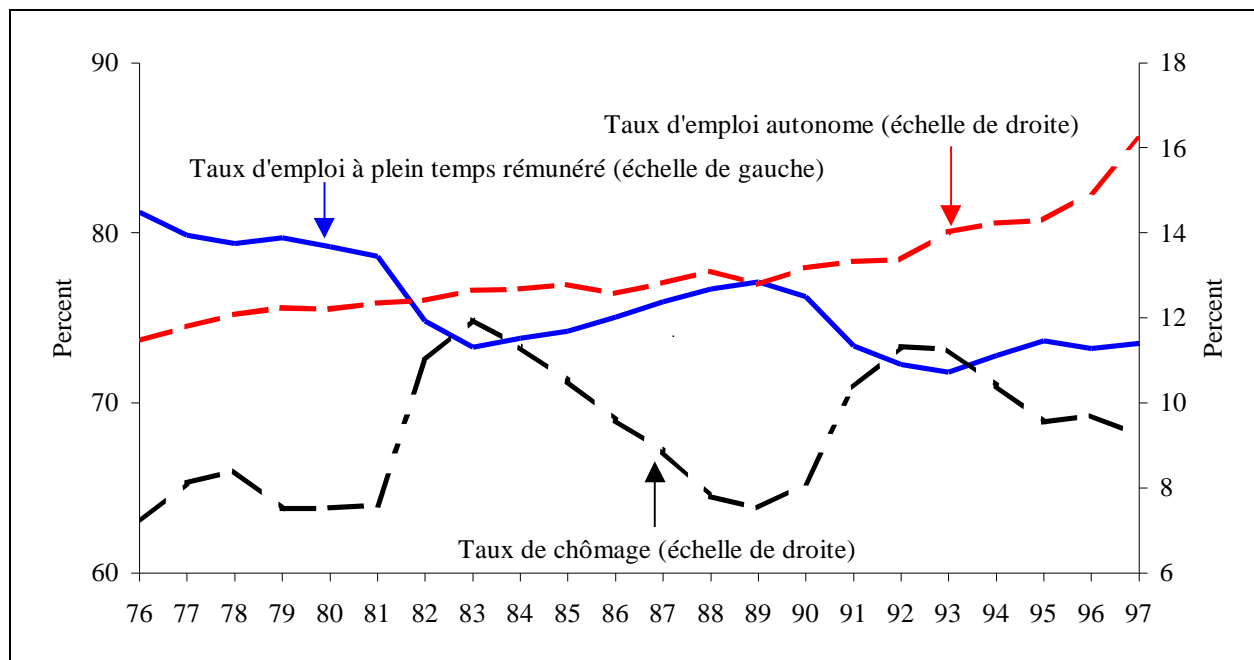
Remarques : Source- Dossiers de T1 de Revenu Canada, données basées sur des échantillons aléatoires de 10 %. Pour les personnes qui produisent des déclarations de revenus des particuliers et dont les revenus tirés d'un travail indépendant sont la principale source de revenus de l'année.

Tableau 7 : Principales variables statistiques et et résultats de l'analyse de régression des mouvements du l'emploi autonome

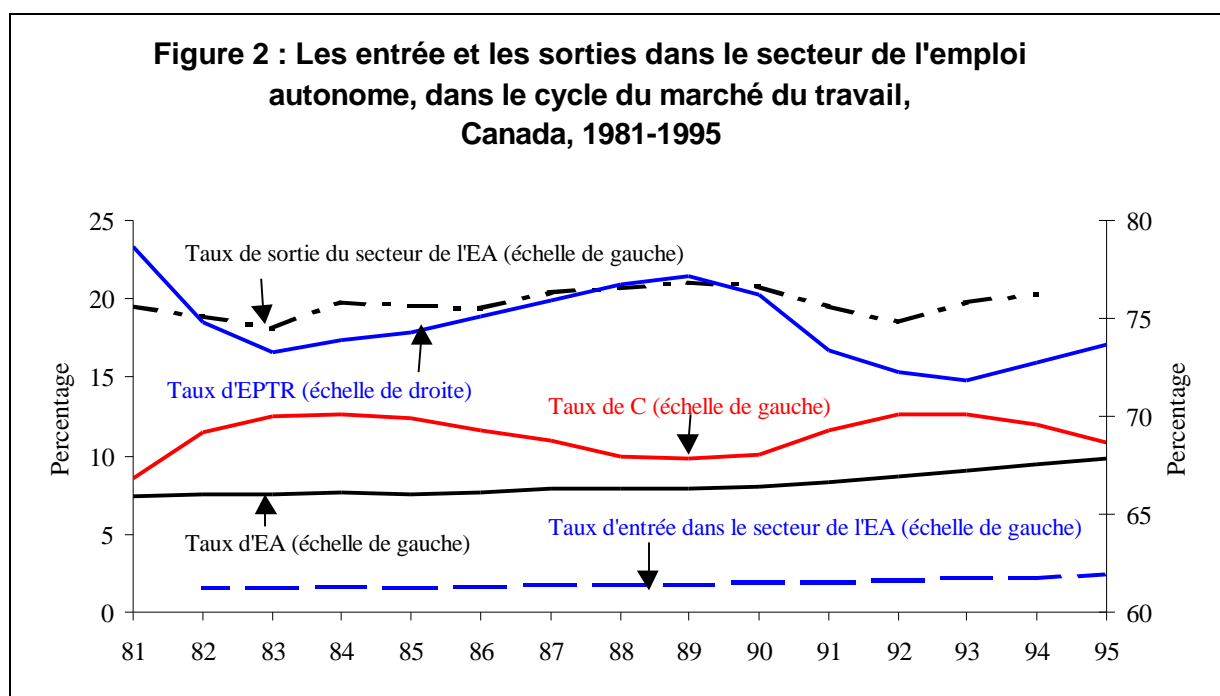
	Variables statistiques					
	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
1981-1995:						
Ln(Taux d'EA)	2,231	0,328	2,480	0,346	1,737	0,336
Ln(Taux de C)	2,373	0,331	2,379	0,349	2,365	0,317
Ln(Taux d'EPTR)	4,294	0,036	4,386	0,042	4,156	0,039
1982-1995:						
Ln(Taux d'entrée)	0,661	0,251	0,765	0,237	0,492	0,313
Ln(Taux de C)	2,395	0,313	2,406	0,325	2,380	0,307
Ln(Taux d'EPTR)	4,290	0,033	4,382	0,039	3,541	0,116
1981-1994:						
Ln(Taux de sortie)	2,936	0,171	2,836	0,196	3,178	0,129
Ln(Taux de C)	2,376	0,333	2,379	0,351	2,371	0,319
Ln(Taux d'EPTR)	4,294	0,037	4,079	0,106	4,156	0,040
Résultats de l'analyse de régression par la MMCG - Totalisation complète selon le modèle à effets fixes						
	Var. indép. = Ln(Taux de TI)		Var. indép. = Ln(Taux d'entrée)		Var. indép. = Ln(Taux de sortie)	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Var. indép. = Ln(Taux de C)						
Hommes et femmes	-0,044	0,009	-0,178	0,030	-0,140	0,011
Hommes	-0,036	0,009	-0,060	0,024	-0,133	0,013
Femmes	-0,039	0,011	-0,289	0,038	-0,135	0,022
Var. indép. = Ln(Taux d'EPTR)						
Hommes et femmes	0,340	0,070	1,140	0,201	0,985	0,090
Hommes	0,300	0,078	0,455	0,189	1,152	0,113
Femmes	0,259	0,060	1,808	0,112	0,690	0,132

Remarques : Pour les personnes qui produisent des déclarations de revenus des particuliers et dont les revenus tirés d'un travail indépendant sont la principale source de revenus de l'année. La période d'échantillonnage est 1981-1995 pour la régression du taux d'emploi autonome; 1982-1995 pour la régression du taux d'entrée; 1981-1994 pour la régression du taux de sortie. Les variables explicatives supplémentaires incluses dans les régressions sont le terme constant, le registre du taux de participation provincial annuel à la population active, les 9 variables factices provinciales (l'Ontario étant le cas omis) et une variable factice indiquant la période. Vu la longueur du tableau, les résultats de ces contrôles ne sont pas présentés ici, mais on peut les obtenir sur demande. Les régressions relatives aux particuliers ayant des revenus tirés uniquement d'un travail indépendant et aux particuliers ayant tiré une partie de leurs revenus d'un travail indépendant sont aussi calculés et on obtient, dans les deux cas, des résultats qualitatifs très semblables. Ces résultats ne sont pas présentés ici, non plus, mais on peut les obtenir sur demande.

Figure 1 : L'emploi autonome dans le cycle du marché du travail, Canada 1976-1997



Source : Enquête sur la population active.



Source : Dossiers TI et Enquête sur la population active.

Annexe : Certaines tendances concernant la démographie, le marché du travail et la politique au Canada, 1976-1997

	Population active Milliers	Part des jeunes dans la PA Pourcentage	Participation des femmes à la PA Pourcentage	Immigration			Bénéficiaires de l'ATI Personnes
				Totale Personnes	Destinée à la PA Personnes	Entrepreneur Personnes	
1976	10 530	26,6	45,2	146 110	60 125	s.o.	s.o.
1977	10 860	26,1	46,6	114 914	47 627	s.o.	s.o.
1978	11 265	26,4	48,5	86 313	35 204	446	s.o.
1979	11 630	26,3	49,7	112 096	48 234	285	s.o.
1980	11 983	25,9	50,6	143 117	63 745	266	s.o.
1981	12 332	25,2	51,6	128 618	56 969	293	s.o.
1982	12 398	24,2	51,8	121 147	55 472	449	s.o.
1983	12 610	23,4	52,7	89 157	37 109	569	s.o.
1984	12 853	22,7	53,9	88 239	38 500	1 032	s.o.
1985	13 123	22,2	54,9	84 302	38 453	1 504	s.o.
1986	13 378	21,3	55,2	99 219	48 200	1 769	s.o.
1987	13 631	20,5	56,6	152 098	76 712	2 515	s.o.
1988	13 901	19,6	57,1	161 929	76 350	3 216	s.o.
1989	14 151	18,8	58,1	192 001	98 227	3 815	s.o.
1990	14 329	18,0	57,9	214 230	114 091	4 006	s.o.
1991	14 408	17,4	57,3	230 834	131 614	3 781	s.o.
1992	14 482	16,6	57,4	252 842	143 599	6 249	1 608
1993	14 664	16,3	57,2	255 747	134 055	7 381	4 387
1994	14 832	15,8	57,1	223 759	108 749	6 216	6 839
1995	14 928	15,5	56,6	212 030	109 359	4 470	9 214
1996	15 145	15,2	56,8	224 218	118 204	4 931	8 981
1997	15 354	15,0	56,7	216 063	119 044	4 387	7 428

Source : CANSIM, Statistique Canada.

Bibliographie

- Abell, P., H. Khalaf et D. Smeaton (1995), "An Exploration of Entry to and Exit from Self-Employment", Document de recherche n° 224, London School of Economics Centre for Economic Performance.
- Acs, Z. J. , D. B. Audretsch et D. S. Evans (1994), "Why Does the Self-Employment Rate Vary Across Countries and Over Time?", Document de recherche n° 871, Centre for Economic Policy Research.
- Alba-Ramirez, A. (1994), "Self-employment in the midst of unemployment: the case of Spain and the United States", Applied Economics, 26, 189-204.
- Aronson, R. (1991), Self-Employment: A Labor Market Perspective, Ithaca, New York: ILR Press.
- Bernhardt, I. (1994), "Comparative advantage in self-employment and paid work", Revue canadienne d'économie, 27 (2), 273-89.
- Blanchflower, D. G. et A. J. Oswald. (1998), "What Makes an Entrepreneur?", Journal of Labor Economics, 16 (1), 26-60.
- Blau, D. M. (1987), "A Time-Series Analysis of Self-Employment in the United States", Journal of Political Economy, 95 (3), 445-67.
- Borjas, G. J. (1986), "The Self-Employment Experience of Immigrants", The Journal of Human Resources, 21 (4), 485-506.
- Casson, M. (1991), The Entrepreneur: An Economic Theory, Worcester: Billing and Sons Ltd.
- Casson, M. (1982), The Entrepreneur and Economic Theory, Totowa, New Jersey: Barnes and Noble.
- Cohen, G. (1988), Les Canadiens entrepreneurs : travailleurs autonomes au Canada, Statistique Canada : Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages.
- Evans, D. S. et B. Jovanovic (1989), "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints", Journal of Political Economy, 97 (4), 808-27.
- Evans, D. S. et L. S. Leighton (1989a), "The Determinants of Changes in U.S. Self-Employment", Small Business Economics, 1 (2), 111-20.
- Evans, D. S. et L. S. Leighton (1989b), "Some Empirical Aspects of Entrepreneurship", The American Economic Review, 79 (3), 519-35.

- Gauthier, J. et R. Roy (1997), “Diverging Trends in Self-Employment in Canada”, Document de recherche R-97-13E, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada.
- Highfield, R. et R. Smiley (1987), “New Business Starts and Economic Activity”, International Journal of Industrial Organization, 5, 51-66.
- Holmes, T. J. et J. A. Schmitz (1990), “A Theory of Entrepreneurship and Its Application to the Study of Business Transfers”, Journal of Political Economy, 89, 265-94.
- Johnston, J. (1984), Econometric Methods, Third Edition, Toronto: McGraw-Hill.
- Kihlstrom, R. E. et J. J. Laffont (1979), “A General Equilibrium Entrepreneurial Theory of Firm Formation Based on Risk Aversion”, Journal of Political Economy, 87, 719-48.
- Kmenta, J. (1971), Elements of Econometrics, New York: Macmillan.
- Lin, Z., G. Picot et C. Beach (1996), “What Has Happened to Payroll Taxes in Canada over the Last Three Decades?”, Revue fiscale canadienne, 44 (4), 1052-77.
- Lin, Z., J. Yates et G. Picot (1998, à paraître), “The Entry and Exit Dynamics of Self-Employment in Canada”, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada.
- Macredie, I. (1985), Travail autonome au Canada : un aperçu, Statistique Canada: Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages.
- OCDE (1992), “Recent Developments in Self-Employment”, Perspectives de l'emploi.
- OCDE (1989), Self-Employment Schemes for the Unemployed.
- Parker, S. C. (1996), “A Time Series Model of Self-Employment under Uncertainty”, Economica, 63, 459-75.
- Rees, H. et A. Shah (1986), “An Empirical Analysis of Self-Employment in the U.K.”, Journal of Applied Econometrics, 1, 95-108.
- Robinson, J. (1992), “New Forms of Activity for the Unemployed and Measures to Assist the Creation of Self-Employment: Experiences and Opportunities in Combating Unemployment”, document présenté à l'assemblée générale de l'Association internationale de la sécurité sociale, Mexique, le 24 novembre 1992.
- Rosen, S. (1983), “Economics and Entrepreneurs”, in J. Ronen (ed.), Entrepreneurship, Lexington, MA: Lexington Books.

- Schuetze, H. J. (1998), "Taxes, Economic Conditions and the Recent Trends in Male Self-Employment: A Canada-U.S. Comparison", 1998, réunions de l'Association canadienne d'économique, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario).
- Statistics Canada (1997), Le point sur la population : Les travailleurs indépendants, n° 71-005-XPB au catalogue.
- Storey, D. J. (1991), "The Birth of New Firms – Does Unemployment Matter?: A Review of the Evidence", Small Business Economics, 3 (3), 167-78.
- Taylor, M. P. (1996), "Earnings, Independence or Unemployment: Why Become Self-Employed?", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 58 (2), 253-66.
- Van Praag, C. M. et H. Van Ophem (1995), "Determinants of Willingness and Opportunity to Start as an Entrepreneur", Kyklos, 48 (4), 513-40.
- White, K. (1993), SHAZAM User's Reference Manual, version 7.0, Toronto: McGraw-Hill.
- Whitfield, L. et T. Wannell (1991), « Self-Employment in Canada: First Choice or Last Chance? », mimeo, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail.