



Innovation, Sciences et
Développement économique Canada

Innovation, Science and
Economic Development Canada

CARACTÉRISTIQUES DES ENTREPRISES À **FORTE CROISSANCE** AU CANADA

Patrice Rivard
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Direction générale de la petite entreprise
Direction de la recherche et de l'analyse

ic.gc.ca/recherche/pme

2020

Cette publication est également offerte en ligne en format HTML prêt à imprimer sur ic.gc.ca/recherchepme. Also available in English under the title *High-Growth Firms Characteristics in Canada -2020*.

Pour obtenir un exemplaire de cette publication ou un format substitut (braille, gros caractères, etc.), veuillez remplir le [formulaire de demande de publication](#) ou communiquer avec :

Centre de services Web
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Édifrice C.D. Howe
235, rue Queen
Ottawa (Ontario) K1A 0H5
Canada

Téléphone (sans frais au Canada) : 1-800-328-6189

Téléphone (Ottawa) : 613-954-5031

ATS (pour les personnes malentendantes) : 1-866-694-8389

Les heures de bureau sont de 8 h 30 à 17 h (heure de l'Est).

Courriel : isde@canada.ca

Autorisation de reproduction

À moins d'indication contraire, l'information contenue dans cette publication peut être reproduite, en tout ou en partie et par quelque moyen que ce soit, sans frais et sans autre permission du ministère de l'Industrie, pourvu qu'une diligence raisonnable soit exercée afin d'assurer l'exactitude de l'information reproduite, que le ministère de l'Industrie soit mentionné comme organisme source et que la reproduction ne soit présentée ni comme une version officielle ni comme une copie ayant été faite en collaboration avec le ministère de l'Industrie ou avec son consentement. Pour obtenir l'autorisation de reproduire l'information contenue dans cette publication à des fins commerciales, veuillez demander [l'affranchissement du droit d'auteur de la Couronne](#) ou communiquer avec le Centre de services Web aux coordonnées ci-dessus.

Prenez note que dans cette publication, la forme masculine désigne tant les femmes que les hommes.

© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie, 2020

Cat. No. Iu188-137/2020F-PDF

ISBN 978-0-660-34130-9

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	2
REMERCIEMENTS.....	3
1. INTRODUCTION.....	4
2. REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	7
3. IDENTIFICATION DES ENTREPRISES À FORTE CROISSANCE.....	13
4. SOURCE DES DONNÉES.....	16
5. MÉTHODE.....	17
5.1 MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE.....	17
5.2 VARIABLES.....	22
5.2.1 VARIABLE DÉPENDANTE.....	22
5.2.2 VARIABLES EXPLICATIVES.....	22
5.3 STATISTIQUES DESCRIPTIVES.....	25
6. RÉSULTATS.....	33
7. CONCLUSIONS.....	44
BIBLIOGRAPHIE.....	47

RÉSUMÉ

L'objectif principal de cette étude est d'évaluer les caractéristiques des entreprises qui ont connu une croissance rapide entre 2003 et 2012. Plus précisément, l'étude vise à déterminer les facteurs susceptibles d'avoir une incidence sur la probabilité qu'une entreprise devienne une entreprise à forte croissance (EFC). Cette analyse s'appuie sur un échantillon d'entreprises canadiennes sélectionnées à partir du *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, un ensemble unique de données élaboré par Statistique Canada. Les résultats empiriques suggèrent que les entreprises qui connaissent actuellement une croissance rapide sont plus susceptibles de devenir de futures EFC. En outre, cet effet varie selon le secteur de l'industrie : la probabilité de devenir une EFC dans le futur est plus grande pour les EFC dans certains secteurs comparativement à d'autres. Par exemple, les EFC dans le secteur de la gestion de sociétés d'entreprises sont plus susceptibles de devenir de futures EFC que celles dans le secteur de l'agriculture, foresterie, pêche et chasse. De même, les jeunes entreprises sont plus susceptibles de devenir des EFC au cours d'une période ultérieure. D'autres indicateurs significatifs des EFC incluent la rentabilité, le ratio d'endettement, le capital humain et la productivité du travail. En outre, les entreprises qui ont engagé des dépenses en recherche-développement et dans le matériel et l'outillage au cours de la période actuelle accroissent leur probabilité de devenir de futures EFC. Enfin, le fonds de roulement — en tant qu'indicateur du flux net de trésorerie et de la liquidité de l'entreprise — est négativement corrélé avec la probabilité d'une entreprise de devenir une EFC. Cela signifie que la détention d'actifs liquides tels que l'encaisse, pourrait ne pas avantager les entreprises à croissance rapide.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à remercier Charles Bérubé, Richard Archambault, Huju Liu, Jay Dixon et Pierre St-Amant pour leurs commentaires et suggestions utiles.



1. INTRODUCTION

Les entreprises à forte croissance (EFC) ou en rapide expansion ont suscité l'intérêt du gouvernement et des décideurs au cours des dernières années, car elles sont censées contribuer de manière disproportionnée à la création d'emplois¹. En effet, elles représentent habituellement une petite proportion de l'ensemble des entreprises (entre 1 et 5 %), mais elles contribuent dans une large mesure à la création d'emplois (entre 40 et 75 %).

Au Canada, certaines études vont également dans le même sens. Par exemple, selon les résultats obtenus par Picot et Dupuy (1998), Schreyer (2000), Halabisky et coll. (2006) et Parsley et Halabisky (2008), les entreprises à forte croissance sont responsables en grande partie de la création d'emplois au cours de diverses périodes². Plus récemment, Dixon et Rollin (2014) ont également examiné la contribution des EFC à la création d'emplois et constaté que ces entreprises étaient en grande partie responsables des emplois créés entre 2000 et 2009, dans une proportion variant entre 38 et 47 % selon leur définition d'une EFC. D'après Rivard (2017), les EFC qui comptaient au moins 10 employés en 2009 représentaient 4 % des entreprises en comptant au moins 10 en 2012 et environ 40 % de la variation totale nette de l'emploi leur était attribuable au cours de la période 2009-2012. De plus, 63 % de la variation totale nette de l'emploi était attribuable aux EFC comptant un employé ou plus, alors qu'elles représentaient à peine 1 % des entreprises de cette catégorie.

Comme le mentionnent Coad et coll. (2014), il existe d'autres faits caractéristiques concernant la forte croissance, par exemple que les EFC sont généralement jeunes.

¹ Pour une revue de la littérature, voir Henrekson et Johansson (2010), Daunfeldt et coll. (2014) et Moreno et Coad (2015).

² Picot et Dupuy (1998) ont constaté que la création d'emplois se concentrait fortement dans relativement peu d'EFC en activité de toutes les tailles pendant des années consécutives entre 1984 et 1988 (variation de l'emploi à court terme) et entre 1983 et 1986 (emploi à long terme). Schreyer (2000) a obtenu des résultats similaires pour les entreprises évoluant dans le secteur de la fabrication au Québec, c.-à-d. que la création d'emplois était en grande partie attribuable aux EFC entre 1990 et 1996. Pour leur part, Halabisky et coll. (2006) ont indiqué que les EFC en activité étaient responsables dans une large mesure de la création d'emplois entre 1985 et 1999. Pendant cette période, 1,8 million d'emplois ont été créés, dont un million par les EFC. De plus, ces entreprises représentaient 7 % des entreprises du secteur privé en 1985. Parsley et Halabisky (2008) ont également obtenu des résultats corroborant ceux d'études antérieures, c.-à-d. que les EFC en activité contribuent de manière disproportionnée à la création d'emplois, puisqu'elles sont responsables de 45 % de la création nette d'emplois entre 1993 et 2003.

Moreno et Coad (2015) ont indiqué qu'en moyenne, les EFC sont plus jeunes que les autres entreprises. De plus, elles sont présentes dans tous les secteurs de l'industrie et non pas seulement dans les industries de haute technologie. L'hypothèse selon laquelle les EFC évoluent exclusivement dans la haute technologie n'est pas corroborée par les données empiriques (Hölzl, 2009). En fait, Rivard (2017) a observé que les EFC comptant au moins 10 employés en 2009 exerçaient leurs activités principalement dans les secteurs de la construction (16 %), de la fabrication (12 %), des services d'hébergement et de restauration (10 %) et des services professionnels, scientifiques et techniques (9 %) en 2012. Côté et Rosa (2017) ont obtenu des résultats similaires.

D'un point de vue stratégique, désigner des entreprises gagnantes en identifiant celles qui deviendront des EFC est une tâche particulièrement difficile (Freel, 1998). L'une des raisons souvent invoquées est que la croissance des entreprises pourrait être un processus aléatoire et que ce sont des chocs purement stochastiques qui agissent sur la croissance (Marsili, 2001; Coad et coll., 2014). Deschryvere (2008) mentionne également qu'il est difficile de prédire la croissance d'une entreprise puisqu'elle est caractérisée par un élément stochastique prédominant. En outre, les EFC ne se concentrent pas dans des secteurs particuliers et elles sont rares (Hölzl, 2009). En raison de l'hétérogénéité des EFC, il est laborieux d'appuyer un secteur en particulier (Mason et Brown, 2013). Malgré ces réserves, il est nécessaire de mieux comprendre les caractéristiques des entreprises à croissance rapide et, au Canada, l'information et les études sur ce sujet sont limitées. Une fois en possession de ces connaissances, le gouvernement pourra les utiliser pour élaborer des politiques qui orienteront les entrepreneurs motivés ou les aideront à faire croître rapidement leur entreprise.

Le but de la présente étude est d'analyser les déterminants des EFC au Canada au cours de la période 2003-2012. À cette fin, nous examinerons le *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, un ensemble unique de données élaboré par Statistique Canada. Plus précisément, nous utiliserons un modèle économétrique pour évaluer quelles variables pourraient avoir une incidence sur la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC au cours de la période suivante. La méthode employée ici s'inspire grandement de celle utilisée par López-García et Puente (2012), à une différence près : nous avons tenu compte des entreprises qui sont demeurées en activité au cours de la période allant de 2000 à 2012. L'avantage lié à l'adoption de ce

cadre est qu'il fournit une autre perspective en nous permettant d'étudier, pendant une partie importante du cycle de vie d'une entreprise, comment divers facteurs peuvent influencer sur son processus de croissance pour l'accélérer, même si les EFC sont généralement jeunes.

La présente étude contribue à la recherche en enrichissant la littérature sur les études empiriques qui examinent les déterminants se rapportant précisément aux entreprises à croissance rapide. Une revue de la littérature montre que peu de recherche a été effectuée dans ce domaine dans le contexte canadien.

Le document est structuré en sept sections. La section 2 présente une revue de la littérature des études portant sur les caractéristiques des EFC, tandis que la section 3 donne un aperçu des mesures de croissance et les définitions des EFC. La section 4 décrit les sources de données et les données utilisées. La section 5 porte sur le modèle économétrique, les variables et les statistiques descriptives. La section 6 présente les résultats du modèle et l'interprétation des constatations et la section 7, les conclusions.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Les déterminants de la croissance des entreprises ont été abondamment étudiés dans le contexte international dans la littérature³, certaines études portant précisément sur les entreprises à croissance rapide. La présente section passe ces études en revue. Comme l'ont mentionné López-García et Puente (2012), dans quelques études seulement, on a utilisé un cadre empirique pour examiner les déterminants des EFC. Toutefois, depuis leurs travaux, le nombre d'études sur le sujet a fortement augmenté.

Hölzl (2009) a analysé les déterminants de la croissance des entreprises⁴ en utilisant des données provenant de la troisième *Enquête communautaire sur l'innovation* (ECI-3), qui porte sur l'activité d'innovation des entreprises au cours de la période 1998-2000 dans le secteur de la fabrication de 16 pays. L'auteur utilise la régression quantile⁵ pour trois groupes de pays afin de tenir compte des différences régionales :

- Europe continentale (EU-cont) : Autriche, Allemagne, Belgique, Suède et Finlande
- Europe méridionale (EU-Sud) : Italie, Portugal, Grèce et Espagne
- États nouvellement membres (EU-NM) : Slovénie, Slovaquie, Estonie, Hongrie, République tchèque, Lituanie et Lettonie

Hölzl (2009) observe une corrélation négative entre la taille de l'entreprise et les taux de croissance élevés (95^e quantile) pour les trois groupes de pays. Par ailleurs, la fraction de chiffre d'affaires attribuable aux produits nouveaux ou améliorés mis en marché au cours de la période 1998-2000 a eu une incidence positive sur les taux de croissance élevés pour les pays de l'Europe continentale et ceux de l'Europe

³ Pour une revue de la littérature, voir Dobbs et Hamilton (2007).

⁴ Hölzl (2009) a utilisé l'emploi comme indicateur de la croissance. La croissance est mesurée à l'aide de l'indicateur de Birch-Schreyer (voir la section 3). Les EFC sont les 5 à 10 % d'entreprises obtenant la valeur la plus élevée pour l'indicateur de Birch-Schreyer.

⁵ L'utilisation de régressions quantiles présente plusieurs avantages par rapport à la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Plus précisément, elle permet d'analyser la relation entre les variables explicatives et un différent quantile de la variable dépendante. Dans le cas présent, la variable dépendante est la croissance de l'emploi logarithmique de l'entreprise et on considère que les EFC se situent dans la tranche supérieure des 5 à 10 % de la distribution, c.-à-d. le 95^e ou le 90^e quantile respectivement. À titre de comparaison, la méthode des MCO estime les effets moyens des variables explicatives sur un résultat particulier, selon la moyenne conditionnelle $E(Y|X)$ (Cameron et Trivedi, 2005; Goedhuys et Sleuwaegen, 2010).

méridionale. Hölzl constate aussi une corrélation positive entre la recherche et le développement expérimental et les taux de croissance élevés, mais ce résultat n'est significatif que pour les pays d'Europe continentale. L'auteur a montré que les exportations ont une incidence positive sur les taux de croissance élevés, mais seulement dans les pays d'Europe occidentale et les États nouvellement membres de l'Union européenne. Enfin, il a constaté une corrélation entre le degré de technicité, définie comme la proportion d'employés faisant état d'études supérieures au cours de l'année de référence 1998, et les taux de croissance élevés qui est positive pour les pays de l'Europe continentale et méridionale, mais négative pour les nouveaux membres. L'auteur ne donne cependant aucune explication concernant ce résultat surprenant.

Stam et Wennberg (2009) ont utilisé un échantillon aléatoire longitudinal d'entreprises néerlandaises qui ont fait l'objet d'un suivi au cours de leurs six premières années d'activité (c.-à-d. de 1994 à 2000). Leur ensemble de données est représentatif de la population des entreprises en démarrage. Les auteurs, qui ont utilisé des modèles de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO), concluent que les activités de recherche-développement (R-D) et le capital humain de l'entrepreneur-fondateur, de même que l'expérience en leadership et dans le secteur industriel, ont eu une incidence positive sur les entreprises ayant connu une croissance rapide⁶ au cours de la période 1994-2000. Ils ont également découvert une corrélation positive entre le nombre d'entreprises partenaires, considéré comme un indicateur du capital organisationnel, et les entreprises affichant une croissance rapide.

Levratto et coll. (2010) ont utilisé un échantillon d'entreprises françaises évoluant dans le secteur de la fabrication et comptant entre 10 et 250 employés entre 1997 et 2007 pour recueillir des données prouvant que l'âge de l'entreprise, sa taille et le coût de sa main-d'œuvre (exprimé en tant que dépenses totales relatives à l'emploi par employé) réduisaient la probabilité de l'entreprise de devenir une EFC⁷. Les auteurs ont

⁶ Stam et Wennberg (2009) ont utilisé l'emploi comme indicateur de la croissance. La croissance est mesurée comme étant le taux de croissance de l'emploi au cours de la période 1994-2000. On considère les entreprises faisant partie du décile supérieur de la distribution de la croissance comme étant des EFC.

⁷ Les résultats présentés ici reposent sur le modèle logit multinomial hybride que les auteurs ont utilisé. La croissance est mesurée en fonction de la différence entre les logarithmes de l'emploi sur une période de deux ans. Les EFC sont celles dont le taux de croissance moyen est égal ou supérieur à 20 %.

également constaté que les profits des entreprises, les créances commerciales (mesurées selon le rapport entre les créances commerciales et le passif total) et le fait que l'entreprise exporte accroissent la probabilité de devenir une EFC.

Goedhuys et Sleuwaegen (2010) ont également étudié l'effet des caractéristiques des entreprises et des qualités des entrepreneurs sur les entreprises à forte croissance⁸. Ils ont utilisé un ensemble d'entreprises évoluant dans le secteur de la fabrication de 11 pays de l'Afrique subsaharienne tirées de *l'Enquête du climat de l'investissement de 2006* de la Banque mondiale. L'enquête renferme également de l'information sur l'emploi pour 2002 et 2005. Pour déterminer les facteurs qui favorisent les EFC, Goedhuys et Sleuwaegen (2010) ont utilisé la régression quantile et examiné le sommet de la distribution correspondant aux EFC. Il en est ressorti une corrélation négative entre l'âge et la taille de l'entreprise et des taux de croissance élevés. Ils ont également prouvé qu'il existe une relation non linéaire entre la taille de l'entreprise et des taux de croissance élevés, d'une part, et un coefficient estimatif positif et significatif pour la variable de la taille au carré, d'autre part. Fait intéressant, leurs résultats indiquent que la mise en marché d'un procédé de production nouveau ou grandement amélioré au cours de la période 2002-2005 a eu une incidence positive sur les taux de croissance élevés.

Arrighetti et Lasagni (2010) ont analysé les facteurs pouvant influencer sur la probabilité de devenir une EFC⁹. Ils ont examiné des entreprises manufacturières italiennes entre 1998 et 2003 et utilisé la régression probit pour estimer les déterminants des EFC. Lorsqu'ils ont utilisé l'emploi comme indicateur de la croissance, les auteurs ont constaté que l'âge de l'entreprise réduit sa probabilité de devenir une EFC. Le capital humain et l'évolution de la tendance dans un marché particulier ont une influence positive sur la probabilité de devenir une EFC. Dans cette étude, le capital humain était mesuré en fonction d'un facteur synthétique reposant sur le rapport entre les

⁸ Goedhuys et Sleuwaegen (2010) ont utilisé l'emploi comme indicateur de la croissance. La croissance est calculée comme suit : différence entre le logarithme de l'emploi en 2005 et celui en 2002. De plus, les entreprises comptant plus de cinq employés en 2002 et ayant un taux de croissance annuel supérieur à 10 % au cours de la période 2002-2005 sont définies comme étant des entreprises à forte croissance.

⁹ Arrighetti et Lasagni (2010) utilisent l'emploi et le chiffre d'affaires total comme indicateurs de la croissance. La croissance se mesure en fonction de la variation en pourcentage. Les entreprises appartenant au décile supérieur des entreprises ayant connu la croissance la plus rapide au cours d'une période de cinq ans sont des EFC.

gestionnaires (et les employés administratifs) et les ouvriers, le pourcentage d'employés participant à l'activité de R-D et celui d'employés titulaires d'un diplôme universitaire. L'évolution de la demande sur un marché particulier était mesurée en fonction de l'indice de la production industrielle du secteur dans lequel évoluent les entreprises.

López-García et Puente (2012) ont examiné des entreprises tirées de la base de données sur la démographie des entreprises de la Banque d'Espagne au cours de la période 1996-2003 dans tous les secteurs, sauf les secteurs agricole et financier. Ils soutiennent que le capital humain, mesuré en fonction de l'avantage salarial – ratio du salaire moyen payé dans l'entreprise à celui payé dans d'autres entreprises évoluant dans le même secteur – a une incidence positive sur la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC¹⁰. Toutefois, les auteurs n'ont pas trouvé une corrélation statistiquement significative entre le jeune âge de l'entreprise et la probabilité de devenir une EFC. Ils ont également souligné que le fait d'être une EFC au cours de la période antérieure ($t - 1$) accroît la probabilité d'une entreprise de demeurer une EFC au cours de la période suivante (t).

Bogas et Barbosa (2013) ont étudié l'incidence des caractéristiques régionales sur les EFC en utilisant un échantillon d'entreprises tiré de *Quadros de Pessoal*, un ensemble de données sur les entreprises au Portugal, pour la période 2002-2006. Ils ont remarqué que l'âge, la spécialisation industrielle – mesurée en fonction de la somme des carrés de la part d'une industrie dans la région, définie comme étant le nombre d'employés dans une industrie et une région selon l'emploi dans l'industrie – et les qualifications de la main-d'œuvre ont une incidence négative sur la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC¹¹. Ils ont également observé que la taille et la part de l'emploi total

¹⁰ López-García et Puente (2012) utilisent l'emploi comme indicateur de la croissance. La croissance est mesurée à l'aide de l'indicateur de Birch-Schreyer (voir la section 3). Les entreprises à forte croissance sont les entreprises faisant partie des 10 % obtenant la valeur la plus élevée de l'indicateur.

¹¹ Bogas et Barbosa (2013) utilisent l'emploi comme indicateur de la croissance. La croissance est mesurée à l'aide de l'indicateur de Birch-Schreyer (voir la section 3) sur une période de trois ans pour les entreprises comptant au moins huit employés au début de la période. Les EFC sont celles dont la croissance est supérieure à 25,15968 %.

dans le secteur tertiaire¹² pourraient avoir une incidence positive sur la probabilité de devenir une EFC.

Navaretti et coll. (2014) ont découvert que l'âge de l'entreprise, sa taille et sa rentabilité — mesurée en fonction du ratio des gains avant intérêts, impôts, dépréciation et amortissement des ventes — ont une incidence négative sur les entreprises ayant connu des taux de croissance élevés¹³. Les résultats ont également révélé que la productivité du travail, l'intensité de capital, l'accès au financement, le pourcentage d'employés participant aux activités de R-D par rapport au nombre total d'employés et le pourcentage de diplômés universitaires par rapport au nombre total d'employés et le fait d'être une entreprise administrée par un directeur général de moins de 45 ans ont une influence positive et significative sur la probabilité d'une entreprise d'atteindre des taux de croissance élevés. Navaretti et coll. (2014) ont observé ces résultats en employant une approche de régression quantile pour toutes les distributions de taux de croissance, entre autres les entreprises à croissance rapide, et en utilisant les données obtenues par la fusion de celles d'Amadeus du Bureau van Dijk avec l'ensemble de données EU-EFIGE¹⁴/Bruegel-UniCredit. Dans cette étude, les auteurs ont utilisé un échantillon d'entreprises françaises, italiennes et espagnoles du secteur de la fabrication comptant au moins dix employés au cours de la période 2001-2008.

Récemment, Du et Temouri (2015) ont étudié l'incidence, entre autres facteurs, de la productivité sur les EFC¹⁵ et ils ont montré qu'il existe des preuves empiriques selon lesquelles une croissance plus élevée de la productivité donne lieu au statut d'EFC. Leur analyse repose sur l'ensemble de données Fame, fourni par le Bureau van Dijk, qui contient en particulier, de l'information sur les entreprises dans les secteurs de la fabrication et des services au Royaume-Uni¹⁶ pour la période 2001-2010. Les résultats

¹² Le secteur tertiaire est le secteur des services.

¹³ Navaretti et coll. (2014) ont utilisé l'emploi comme indicateur de la croissance. La croissance correspond à la différence de logarithme de l'emploi au cours de deux années consécutives. Les auteurs ont également utilisé la régression quantile pour étudier le rapport entre l'âge de l'entreprise et sa croissance pour toute la distribution des taux de croissance.

¹⁴ EFIGE = European Firms in a Global Economy.

¹⁵ Du et Temouri (2015) ont utilisé le chiffre d'affaires comme indicateur de la croissance. La croissance est déterminée à partir d'un calcul de la croissance annuelle cumulative. On considère qu'une entreprise est à forte croissance si elle prend de l'expansion à un taux annuel moyen d'au moins 20 % pendant une période de trois ans et qu'elle compte au moins 10 employés au début de la période de croissance.

¹⁶ Pour en savoir plus, les lecteurs peuvent consulter [Fame](#).

des auteurs montrent que la croissance de la productivité, le niveau moyen de capital humain au sein de l'entreprise — mesuré par les salaires moyens — et les actifs incorporels en tant qu'indicateurs d'une capacité d'innovation plus grande au cours de la période antérieure ($t - 1$) accroissent la probabilité pour une entreprise de devenir une EFC au cours de la période suivante (t). Du et Temouri (2015) ont également constaté que l'âge, la taille et le flux net de trésorerie¹⁷ au cours de la période antérieure réduisent la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC au cours de la période suivante. Les résultats susmentionnés s'appliquaient tant au secteur de la fabrication qu'à celui des services.

Dans l'ensemble, certains faits caractéristiques semblent ressortir des études antérieures concernant les déterminants d'entreprises ayant une croissance rapide. Plus précisément, on a établi que l'âge et la taille de l'entreprise ont une incidence négative sur sa croissance et ses chances de devenir une EFC et sont en corrélation négative avec les taux de croissance élevés. Dans une moindre mesure, les chercheurs ont également observé une corrélation positive entre le capital humain et la rentabilité des entreprises, d'une part, et les taux de croissance élevés, d'autre part. Par conséquent, nous examinerons ces déterminants ainsi que d'autres facteurs dans notre modèle afin de voir si nous obtenons des résultats similaires pour les EFC au Canada.

¹⁷ Du et Temouri (2015) ont mentionné que les liquidités financières peuvent nuire à une entreprise, car elles pourraient être un signe que les gestionnaires n'ont pas détecté de bonnes possibilités d'investissement.

3. IDENTIFICATION DES ENTREPRISES À FORTE CROISSANCE

L'identification des entreprises à forte croissance n'est pas une tâche facile puisqu'elle dépend essentiellement de l'indicateur de la croissance et des mesures de croissance choisies (Coad et coll., 2014). Certains chercheurs vont plus loin et évoquent la possibilité que le choix d'un indicateur de la croissance puisse avoir une incidence appréciable sur les politiques générales (Daunfeldt et coll., 2014). En fait, les auteurs ont comparé différents indicateurs de croissance, comme l'emploi, le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée et la productivité. Leurs constatations révèlent que les EFC définies en fonction de l'emploi ne sont pas les mêmes que celles définies en fonction de la productivité. Comme le signalent Daunfeldt et coll. (2014), la politique économique favorisant une croissance rapide de l'emploi peut donc avoir pour effet de réduire la croissance de la productivité.

En général, les deux indicateurs de croissance le plus souvent utilisés dans les études sont le chiffre d'affaires total et l'emploi total (nombre d'employés). Dans la présente étude, nous avons choisi l'emploi total comme indicateur de la croissance, étant donné l'objectif stratégique général de favoriser les EFC comme moyen pour alimenter la création d'emplois.

Dans ce contexte, notre choix est logique en raison de l'intérêt des EFC relativement à la création d'emplois.

Il existe de nombreuses façons de mesurer la croissance. Celles-ci se classent généralement dans deux catégories : variation absolue et variation relative. Disons que x_{t-k} et x_t représentent les indicateurs de croissance pour les années $t - k$ et t , afin de mesurer la croissance au cours d'une période de k années. En utilisant cette notation, la variation absolue est exprimée par $(x_t - x_{t-k})$ et la variation relative est exprimée, par exemple¹⁸, par x_t/x_{t-k} . Toutefois, ces deux indicateurs de croissance posent problème. En cas de la variation absolue, la croissance des grandes entreprises est biaisée et dans

¹⁸ Comme le mentionnent Coad et coll. (2014), il existe de nombreuses façons de mesurer la croissance relative : variation en pourcentage, différences logarithmiques, etc.

le cas de la variation relative, c'est la croissance des petites entreprises qui l'est (Coad et coll., 2014; Côté et Rosa, 2017). Pour réduire le biais, on utilise une autre mesure de croissance, qui combine la variation relative et la variation absolue. Il s'agit de l'indice de Birch-Schreyer :

$$(x_t - x_{t-k}) \times \frac{x_t}{x_{t-k}}.$$

Le choix d'un seuil pour la forte croissance basée sur un niveau fixe de croissance (pourcentage) ou basé sur une coupure de la distribution de la croissance est une autre cause des différences dans l'identification des EFG. Par exemple, on pourrait établir que les EFC sont celles ayant connu un taux de croissance supérieur à 50 % ou celles faisant partie des 5 % d'entreprises ayant connu les plus hauts taux de croissance. La méthode reposant sur un seuil en termes de niveau fixe de croissance présente un avantage : les résultats se rapportant aux EFC sont comparables dans le temps et entre les pays (Coad et coll., 2014). Eurostat et l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) proposent la définition suivante (Eurostat-OCDE, 2007).

Définition d'Eurostat-OCDE

Une entreprise ayant 10 employés et plus au début de la période et qui connaît une croissance moyenne annualisée de plus de 20 % par année sur une période de trois ans.

En utilisant la notation précédente, une entreprise est considérée être une EFC à t si $x_{t-3} \geq 10$ et si

$$\left(\frac{x_t}{x_{t-3}}\right)^{\frac{1}{3}} - 1 > 0,20.$$

La définition d'Eurostat-OCDE pose un problème : le choix d'un seuil pour la croissance est arbitraire (Dixon et Rollin, 2014). Comme le mentionnent Goedhuys et Sleuwaegen (2010), ce choix repose davantage sur une convention que sur des données probantes.

La définition d'Eurostat-OCDE présente un autre problème de taille : elle pourrait exclure un nombre non négligeable de petites entreprises (Coad et coll., 2014; Daunfeldt et coll., 2014; Daunfeldt et Halvarsson, 2015). Au Canada, les entreprises avec employés comptant entre un et neuf employés, qui auraient été exclues du calcul d'Eurostat-OCDE pour les EFC, représentaient environ 74 % des entreprises canadiennes avec employés en décembre 2015¹⁹ (Innovation, Sciences et Développement économique Canada, 2016).

Le Bureau of Labor Statistics (BLS) propose une définition alternative fondée sur le point d'inflexion, qui inclut les entreprises comptant entre un et neuf employés et coïncide avec la définition de l'Eurostat-OCDE pour les entreprises comptant au moins dix employés (Clayton et coll., 2013).

Définition selon le BLS

- Une entreprise ayant moins de 10 employés au début de la période et qui embauche huit employés ou plus sur une période de trois ans est considérée comme une entreprise à forte croissance.
- Une entreprise ayant 10 employés et plus au début de la période et qui connaît une croissance moyenne annualisée de plus de 20 % par année sur une période de trois ans (ou 72,8 % sur la période complète de trois ans) est considérée comme une entreprise à forte croissance.

¹⁹ Rivard (2017), qui a utilisé le *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, élaboré par Statistique Canada, a également remarqué la grande proportion d'entreprises comptant entre un et neuf employés (pour en savoir plus, voir la section 4). Il a constaté que les entreprises comptant entre un et neuf employés représentaient 88 % des entreprises ayant au moins un employé en 2009. La différence entre ce résultat et celui d'Innovation, Sciences et Développement économique Canada (ISDE) (2016) (88 % par rapport à 74 %) est peut-être attribuable à la différence dans les sources de données utilisées. Dans ce dernier cas, les données sont tirées du *Registre des entreprises*. Il convient de noter que le *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux* renferme des données au niveau de l'entreprise et le *Registre des entreprises*, au niveau de l'établissement. On trouvera de plus amples renseignements dans le *Registre des entreprises*. L'utilisation de deux références temporelles (2009 et 2015) peut également intervenir dans la différence, mais dans une moindre mesure.

En utilisant la même notation qu'avant, il s'ensuit que

- Si $x_{t-3} < 10$ et $(x_t - x_{t-3}) \geq 8$, l'entreprise est alors une EFC à t ;
- Si $x_{t-3} \geq 10$ et $\left(\frac{x_t}{x_{t-3}}\right)^{\frac{1}{3}} - 1 > 0,20$, l'entreprise est alors une EFC à t .

Dans la présente analyse, nous identifions les EFC en utilisant la définition donnée par le BLS.

4. SOURCE DES DONNÉES

Nous avons utilisé pour cette étude le *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux* (FMLCN)²⁰, un ensemble unique de données élaboré par Statistique Canada. Ce fichier a été créé en croisant plusieurs fichiers administratifs : T2 – Déclaration de revenus des sociétés, Taxe sur les produits et services, Comptes de retenues sur la paie et versements (PD7) et État de la rémunération payée (feuille T4). Ces sources sont combinées à l'aide du *Registre des entreprises* de Statistique Canada pour produire un fichier final lié au niveau statistique de l'entreprise. Le FMLCN comprend les entreprises constituées en personne morale et celles qui ne le sont pas. Seules les entreprises employeurs (c.-à-d. comptant au moins un employé) sont prises en compte dans la présente étude.

Certains secteurs de l'industrie sont exclus de cette analyse. Selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord, les secteurs exclus sont les services publics (22), les services d'enseignement (61) et les administrations publiques (91). Les valeurs aberrantes ont également été exclues de l'ensemble de données. La période visée est la période 2000-2012.

²⁰ Le FMLCN est établi à l'aide de fichiers intersectionnels annuels. On identifie les entreprises au fil des ans au moyen d'un numéro d'identification. Pour les différentes années, le même numéro d'identification correspond à une seule entreprise. L'inclusion de ces entreprises assure l'aspect longitudinal de l'ensemble de données puisque chaque entreprise possède un numéro d'identification unique.

Les entreprises susceptibles d'avoir changé leur structure durant la période d'observation, par exemple lors d'une fusion, d'une acquisition ou d'une scission, sont également exclues²¹ de l'échantillon. Par conséquent, seule la croissance interne est examinée dans la présente étude. Les valeurs aberrantes, les observations manquantes et les incohérences ont été supprimées des données²². Nous avons établi à partir de l'échantillon initial un sous-panel équilibré, ce qui signifie que les entreprises de l'échantillon ont des observations pour toutes les variables. Le caractère équilibré de l'ensemble de données est nécessaire à l'utilisation d'un modèle économétrique particulier, le modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés²³. Enfin, nous avons obtenu un ensemble de données provenant d'un panel équilibré²⁴ de 210 714 entreprises par an pendant la période 2003-2012 pour un total de 2 107 140 observations.

5. MÉTHODE

5.1 MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Le principal objectif de la présente étude est d'analyser les facteurs ayant une incidence sur la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC. Notre méthode suit les travaux de López-García et Puente (2012). L'équation de base qui sera estimée est

$$efc_{it+1}^* = \gamma efc_{it} + \beta \mathbf{x}_{it} + \xi_{it}, \quad (1)$$

où $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$ et

$$\xi_{it} = c_i + \varepsilon_{it}.$$

²¹ Le FMLCN renferme une variable qui signale ces entreprises. Il s'agit d'une variable nominale égale à 1 si l'entreprise est susceptible d'avoir modifié sa structure et à 0 dans le cas contraire. Les entreprises exclues représentent une petite proportion (moins de 1 %) de l'ensemble des entreprises pour chaque année dans le FMLCN.

²² Une valeur négative pour l'emploi ou pour la vente totale de biens et services constitue un exemple d'incohérence.

²³ Pour en savoir plus, voir Wooldridge (2000, 2005 et 2010) et Albarran et coll. (2015).

²⁴ À titre de comparaison, le FMLCN renferme plus d'un million d'entreprises employeurs par an.

Dans l'équation précédente, c_i représente les effets d'hétérogénéité non observés, c.-à-d. les caractéristiques non observées propres à l'entreprise. Par ailleurs, efc_{it+1}^* est une variable latente qui représente la propension d'une entreprise à devenir une EFC. Cette variable ne s'observe pas directement dans les données. Toutefois, nous pouvons utiliser une autre variable, représentée par efc_{it+1} , qui est de 1 si une entreprise est une EFC à $t + 1$ et de 0 dans le cas contraire. Cette variable nominale indique dans quelle catégorie entre efc_{it+1}^* :

$$efc_{it+1} = \begin{cases} 1 & \text{si } efc_{it+1}^* > 0; \\ 0 & \text{si } efc_{it+1}^* \leq 0. \end{cases}$$

Nous supposons que ε_{it} n'est corrélé avec les variables explicatives pour tous les i et t ni avec c_i . En outre, nous émettons l'hypothèse selon laquelle $\varepsilon_{it} \sim N(0, 1)$. On pourrait récrire l'équation (1) comme suit :

$$P(efc_{it+1} = 1 | efc_{it}, efc_{it-1}, \dots, efc_{i0}, \mathbf{x}_i, c_i) = P(efc_{it+1}^* > 0 | efc_{it}, efc_{it-1}, \dots, efc_{i0}, \mathbf{x}_i, c_i) = \Phi(\beta \mathbf{x}_{it} + \gamma efc_{it} + c_i), \quad (2)$$

où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de distribution cumulative normale standard et $\mathbf{x}_i = \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}$. Comme le montre l'équation (2), on ajoute la variable dépendante retardée pour tenir compte de la dépendance par rapport au statut. Le fait qu'une entreprise soit à forte croissance à t pourrait influencer sur la probabilité qu'elle devienne une EFC à $t + 1$.

Ce modèle est appelé modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés²⁵ (ou modèle probit dynamique à effets non observés). Par conséquent, en utilisant ce modèle, il est possible d'estimer la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC au cours de la période suivante, après avoir contrôlé son statut au cours de la période actuelle (variable dépendante retardée); une série de variables explicatives courantes et retardées; et les effets d'hétérogénéité non observés.

²⁵ Comme le mentionne Wooldridge (2010) dans les modèles de données de panel, un cadre d'effets aléatoires signifie qu'il n'existe aucune corrélation entre les effets non observés c_i et les variables explicatives \mathbf{x}_{it} . Dans un cadre d'effets fixes, la corrélation est permise entre c_i et \mathbf{x}_{it} . Dans un cadre d'effets aléatoires corrélés, la dépendance entre c_i et \mathbf{x}_{it} est permise, mais elle est modélisée, c.-à-d. si $\mathbf{x}_i = (\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT})$, une distribution pour c_i est précisée.

Nous supposons qu'un retard pour le statut d'EFC est suffisant dans le contexte de la présente étude. La variable dépendante retardée rend compte de la dynamique de la croissance de l'entreprise et de la dépendance par rapport au statut. Ceci est connu dans la littérature sous le nom de corrélation sérielle ou d'autocorrélation. Ainsi, le modèle permet de déterminer si le statut d'EFC est persistant ou non, indiqué par le signe du coefficient estimé de la variable dépendante retardée. Si le coefficient est positif, alors il y a persistance, c.-à-d. qu'être une EFC dans une période augmente la probabilité d'être une EFC dans une période subséquente. Si le coefficient estimé est négatif, on peut conclure qu'il n'y a pas de persistance. L'inclusion du statut antérieur des EFC rend le modèle similaire à celui d'une chaîne de Markov (Contoyannis et coll., 2004). Une chaîne de Markov est un processus qui suppose que le statut futur d'une variable aléatoire dépend uniquement de son statut antérieur. Toutefois, le modèle présenté ici est plus complexe puisqu'il comprend d'autres variables qui pourraient avoir une incidence sur le statut d'EFC à $t + 1$.

L'estimation des coefficients l'équation (1) soulève de nombreuses difficultés. Tout d'abord, les termes d'erreur ξ_{it} sont certainement en corrélation sérielle puisque $corr(\xi_{it}, \xi_{is}) = \sigma_c^2 / (1 + \sigma_c^2) \neq 0$, pour $s \neq t$ et où $Var(c_i) = \sigma_c^2$. Deuxièmement, la présence d'une variable dépendante retardée introduit un biais dans l'estimation des coefficients puisqu'elle est en corrélation avec les termes d'erreur ξ_{it} en raison des effets non observés c_i . On peut montrer que $Cov(efc_{it}, \xi_{it}) \approx \sigma_c^2 / (1 - \gamma)$ (Greene, 2012). Une autre difficulté a trait au problème bien connu des conditions initiales. Le statut initial, exprimé par efc_{i0} , n'est généralement pas connu et est certainement fortement corrélé avec tous les efc_{it} puisqu'il détermine toute la trajectoire empruntée par l'entreprise, c.-à-d. le statut d'EFC de l'entreprise à chaque année pendant sa durée de vie (Greene, 2012). Le statut initial est également corrélé avec les effets d'hétérogénéité non observés c_i . Par exemple, une entreprise qui devient une EFC pour la première fois acquerra des caractéristiques particulières. Par conséquent, dans tous les cas, l'hypothèse d'exogénéité stricte n'est pas applicable.

Pour obtenir des estimateurs non biaisés, Wooldridge (2000, 2005) propose une solution en supposant que les effets d'hétérogénéité non observés suivent une distribution qui dépend du statut initial et des variables explicatives exogènes au cours

de toute la série chronologique (Bluhm et coll., 2014). Toutefois, l'utilisation d'un cadre de type Chamberlain-Mundlak (Chamberlain, 1984; Mundlak, 1978) signifie que l'on peut utiliser la moyenne des variables explicatives à la place. L'équation se lit comme suit :

$$c_i = \alpha_0 + \alpha_1 efc_{i0} + \alpha_2 \bar{\mathbf{x}}_i + u_i. \quad (3)$$

Nous supposons²⁶ que $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ et est indépendant de efc_{i0} et \mathbf{x}_i .

Si l'on intègre l'équation (3) à l'équation (2), le modèle qui sera estimé est :

$$P(efc_{it+1} = 1 | efc_{it-1}, \dots, efc_{i0}, \mathbf{x}_i, c_i) = \Phi(\gamma efc_{it} + \beta \mathbf{x}_{it} + \alpha_0 + \alpha_1 efc_{i0} + \alpha_2 \bar{\mathbf{x}}_i + u_i). \quad (4)$$

L'équation précédente peut être estimée en utilisant un probit standard à effets aléatoires (p. ex. la commande `xtprobit` dans Stata). Ce modèle a été grandement utilisé dans la littérature (Contoyannis et coll., 2004; López-García et Puente, 2012; Rivard, 2014; Du et Temouri, 2015). Le modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés repose sur des hypothèses lourdes, en particulier sur la distribution des effets d'hétérogénéité. Comme le signale Wooldridge (2005), l'erreur de spécification du modèle donne lieu à des paramètres estimatifs incohérents.

Akay (2012) a examiné la robustesse et la performance de la méthode de Wooldridge et il a constaté qu'elle était excellente pour les données de panel d'une durée modérément longue, c.-à-d. entre cinq et huit périodes. Toutefois, Rabe-Hesketh et Skrondal (2013) montrent comment éviter le biais introduit dans les données de panel de courte durée en utilisant la méthode de Wooldridge.

Tout travail empirique présente ses propres limites et notre analyse ne fait pas exception. Il est possible de mettre en évidence plusieurs inconvénients concernant la méthode appliquée. Comme nous l'avons mentionné dans la dernière section, nous avons extrait un sous-panel équilibré de l'ensemble de données, mais le principal inconvénient, c'est la perte d'efficacité²⁷ puisque des observations ont été laissées tomber (Baltagi, 2013). De plus, les résultats présentés pourraient être biaisés dû à la

²⁶ Compte tenu de la spécification de c_i , on estimera σ_u au lieu de σ_e (voir Wooldridge [2010], p. 616).

²⁷ Mátyás et Lovrics (1991) ont montré, en utilisant les expériences de Monte Carlo et en comparant le panel non équilibré et le sous-panel équilibré, que la perte d'efficacité est négligeable quand $NT > 250$ et grave quand $NT < 150$. Leurs conclusions s'appliquent aux modèles à effets fixes et aux modèles faisables des moindres carrés généralisés.

sélection. En général, les petites entreprises en démarrage sont moins susceptibles de survivre sur une longue période et les entreprises de l'échantillon pourraient être plus grandes pour cette raison. Par conséquent, la présente étude se concentre sur les entreprises encore en activité et sur leur comportement pendant une période donnée. Ainsi, l'échantillon n'est peut-être pas représentatif de la population d'entreprises au Canada²⁸.

Par ailleurs, les variables efc_{it+1} et efc_{it} sont en forte corrélation par construction : efc_{it+1} est définie au cours de la période $t - 2$ à t et efc_{it} au cours de la période $t - 3$ à t , si bien que les variables sont définies sur des périodes se chevauchant. Par conséquent, l'interprétation du coefficient estimatif $\hat{\gamma}$ peut indiquer la durée de la croissance ou une croissance soudaine au lieu de la persistance d'une forte croissance²⁹. Le résultat devrait toutefois être robuste, puisque l'on tient compte de l'hétérogénéité non observée des entreprises.

La méthode employée dans notre étude présente un autre inconvénient : elle exclut les entreprises en démarrage, sauf au début de la période, et aucune entreprise en démarrage ne figure dans l'échantillon par la suite, puisque celui-ci est équilibré. Plus précisément, pour déterminer si une entreprise est à forte croissance, la définition du BLS utilisée embrasse une période de trois ans. Par conséquent, les entreprises ont au moins trois ans. On sait que les EFC sont jeunes (Coad et coll., 2014). Il pourrait s'agir de l'une des limites de notre étude. Cependant, elle présente l'avantage de suivre un groupe d'entreprises encore en activité et nous permet d'examiner leur phase de transition vers l'EFC ainsi que des facteurs susceptibles d'avoir une incidence positive ou négative sur la probabilité d'expansion rapide des entreprises. Enfin, les résultats obtenus dans l'étude doivent être interprétés dans le contexte des entreprises qui sont demeurées en activité entre 2000 et 2012.

²⁸ Nous avons comparé la distribution des entreprises par secteur de l'industrie et par province avant d'équilibrer l'ensemble de données et après, et nous avons obtenu des résultats similaires. Par conséquent, la structure économique pourrait avoir été préservée.

²⁹ Par exemple, supposons que la taille d'une entreprise à $t - 3$ et $t - 2$ est constante et exprimée par x et que $x > 10$. Supposons que la taille de l'entreprise est $2x$ à t et $t + 1$, c.-à-d. qu'elle a doublé. L'entreprise est alors qualifiée d'EFC à t et $t + 1$, puisque $(2x/x)^{1/3} - 1 = 2^{1/3} - 1 \approx 0,26 > 0,20$ pour les deux périodes, mais on n'observe pas de croissance rapide entre les deux périodes. La notion d'EFC repose sur le passé, sur une période de trois ans, et par conséquent, la persistance d'une forte croissance dans ce contexte doit être interprétée avec prudence.

5.2 VARIABLES

5.2.1 VARIABLE DÉPENDANTE

La variable dépendante est une variable nominale, qui est égale à 1 si l'entreprise connaît une forte croissance au cours de la période $(t - 2, t + 1)$ et à 0 dans le cas contraire. Cette variable est représentée par efc_{t+1} . Nous utilisons la définition du BLS pour définir une entreprise à forte croissance dans le modèle.

5.2.2 VARIABLES EXPLICATIVES

Pour étudier les déterminants des EFC, nous avons inclus dans le modèle donné de l'équation (1) de nombreuses variables de contrôle qui pourraient être importantes pour expliquer leur statut futur d'EFC. Ces variables ont trait aux caractéristiques des entreprises. Nous suivons principalement la littérature sur le sujet. Ces variables sont entre autres l'âge, la taille, la rentabilité, la productivité du travail, l'endettement, le capital humain et le ratio du fonds de roulement de l'entreprise. Des variables nominales tiennent également compte du secteur de l'industrie, de l'emplacement, des dépenses au titre de la R-D et du matériel et de l'outillage. Le tableau 1 renferme une description des variables utilisées dans le modèle.

Presque toutes les variables du modèle sont données à t et certaines comprennent une période de retard à $t - 1$. Ainsi, comparées à la variable dépendante (donnée à $t + 1$), les variables explicatives sont retardées, ce qui fait en sorte qu'il n'existe aucun problème d'endogénéité en raison de la simultanéité.

La première variable dont nous tenons compte est l'âge de l'entreprise en des termes logarithmiques. Nous ajoutons également au modèle le logarithme naturel de la taille de l'entreprise et son terme quadratique. Nous nous attendons à une relation non linéaire prenant la forme d'un U inversé entre la taille de l'entreprise et la probabilité que l'entreprise devienne une EFC au cours de la période suivante. Comme nous l'avons mentionné à la section 2, cette relation a été observée par Goedhuys et Sleuwaegen (2010) pour la croissance et la taille de l'entreprise.

Les variables ayant trait à la structure du capital de l'entreprise sont également ajoutées au modèle. Il s'agit entre autres du rendement de l'actif, du ratio d'endettement et du ratio du fonds de roulement. Le rendement de l'actif est un indicateur de la rentabilité de l'entreprise. Le ratio d'endettement est inclus en tant que mesure du ratio capitaux empruntés-capitaux propres de l'entreprise et de sa situation financière. Dans ce contexte, le passif total est utilisé comme indicateur de l'endettement de l'entreprise. De plus, le ratio d'endettement peut être considéré comme un indicateur de l'accès au financement. Comme le mentionnent López-García et Puente (2012), un ratio d'endettement élevé signifie que l'entreprise a moins de contraintes de financement. En fait, comme le soulignent McVanel et Perevalov (2008), cela indique qu'à un certain moment, l'entreprise a pu emprunter. D'un autre côté, il y a une certaine limite à ce que ceci soit vrai, puisqu'un ratio d'endettement trop élevé peut nuire à la capacité d'emprunt de l'entreprise.

Le ratio du fonds de roulement de l'entreprise est une autre variable qui pourrait avoir une incidence appréciable sur la probabilité qu'elle devienne une EFC. Le fonds de roulement est associé au flux net de trésorerie et aux liquidités de l'entreprise ou à sa santé financière. Il est défini comme étant l'actif à court terme de l'entreprise divisé par le total des dettes à court terme. Toutefois, un ratio de fonds de roulement anormalement élevé pourrait avoir un impact négatif puisqu'il montre que l'entreprise n'a pas investi suffisamment son excédent de trésorerie dans ses opérations.

La productivité du travail et le capital humain sont ajoutés au modèle puisqu'ils pourraient avoir une grande incidence sur la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC au cours de la période suivante. La variable associée au capital humain doit être considérée à titre d'approximation et est calculée par la masse salariale de l'entreprise divisée par la masse salariale moyenne des entreprises évoluant dans le même secteur de l'industrie³⁰. Des valeurs plus élevées de cette variable pourraient indiquer que les employés d'une entreprise sont mieux payés par rapport à ceux d'autres entreprises du même secteur, car ils possèdent plus d'expérience ou un niveau de scolarité plus élevé. Wagner (2012) a présenté des données empiriques sur la qualité du salaire moyen dans

³⁰ Cette variable a été souvent utilisée dans la littérature empirique comme indicateur du capital humain. Voir, par exemple, López-García et Puente (2012) et Du et Temouri (2015).

une entreprise comme variable de d'approximation pour les qualifications des employés. Toutefois, cette variable pourrait également représenter les coûts de main-d'œuvre de l'entreprise (Levratto et coll., 2010). Par conséquent, l'effet de cette variable sur le statut d'EFC pourrait être ambivalent; en d'autres termes, la variable pourrait avoir une incidence positive ou négative sur la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC.

Les dépenses au titre de la R-D et du matériel et de l'outillage pourraient avoir une incidence positive sur la probabilité que l'entreprise devienne une EFC au cours de la période suivante. Ces variables pourraient avoir une grande incidence sur la croissance de l'entreprise, puisqu'elles sont souvent liées à l'innovation, à l'efficacité et à la productivité. Par exemple, une entreprise qui effectue de la R-D peut mettre au point de nouveaux produits et avoir accès à de nouveaux marchés. Par ailleurs, les dépenses en matériel et outillage peuvent réduire les coûts de l'entreprise et la rendre plus concurrentielle.

Enfin, une série de variables nominales rendent compte des caractéristiques de l'entreprise liées au secteur de l'industrie et à l'emplacement. Les variables nominales de temps sont introduites pour tenir compte des cycles économiques. Les termes d'interaction entre les secteurs de l'industrie et efc_{it} sont également ajoutés au modèle. L'incidence du statut d'EFC à t pourrait être différente de la probabilité de devenir une EFC à $t + 1$ selon le secteur de l'industrie.

TABLEAU 1: DESCRIPTION DES VARIABLES EXPLICATIVES

Variable	Description
Âge (lnâge)	Nombre d'années écoulées depuis que l'entreprise est constituée en personne morale. Pour les entreprises sans date de constitution en personne morale, nous avons utilisé la première année où l'entreprise a figuré dans le Registre des entreprises comme indicateur de l'âge. Le logarithme naturel de l'âge est utilisé dans le modèle économétrique.
Taille (ln taille)	Nombre moyen d'employés pendant une année. Le logarithme naturel de la taille est utilisé dans le modèle économétrique.
Rendement de l'actif (RA)	Revenu net (ou perte) divisé par le total de l'actif.
Ratio d'endettement (end)	Total du passif divisé par le total de l'actif.

Productivité du travail (prod_trav)	Total des ventes de biens et services exprimé en centaines de milliers de dollars, divisé par le nombre d'employés (taille).
Ratio du fonds de roulement (ratio_fdr)	Total des actifs à court terme divisé par le total des dettes à court terme.
Capital humain (CH)	Total de la masse salariale de l'entreprise divisée par la masse salariale moyenne des entreprises évoluant dans un secteur de l'industrie
Recherche-développement (RD)	Égal à 1 si le total des dépenses au titre de la R-D est supérieur à zéro et à 0 dans le cas contraire.
Matériel et outillage (MO)	Égal à 1 si les dépenses en matériel et outillage sont supérieures à zéro et à 0 dans le cas contraire.
Province (catégorie de référence : Ontario)	Égal à 1 si l'entreprise est située dans une province ou un territoire et à 0 dans le cas contraire; Terre-Neuve-et-Labrador, Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie-Britannique, Territoires (Territoires du Nord-Ouest, Nunavut et Yukon).
Secteur de l'industrie (catégorie de référence : commerce de détail)	Égal à 1 si l'entreprise est dans le secteur de l'industrie et à 0 dans le cas contraire; Agriculture, foresterie, pêche et chasse (agr); extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole et de gaz (extraction); fabrication (fabric); construction (construc); commerce de gros (gros); commerce de détail (détail); transport et entreposage (transp); industrie de l'information et industrie culturelle (info); finance et assurances (fin); services immobiliers et services de location et de location à bail (immobilier); services professionnels, scientifiques et techniques (prof); gestion de sociétés et d'entreprises (gestion); services administratifs, services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement (admin); soins de santé et assistance sociale (santé); arts, spectacles et loisirs (arts); services d'hébergement et de restauration (héberg); autres services (autres).

5.3 STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Comme les entreprises dans cette étude font l'objet d'un suivi entre 2003 et 2012, en raison du fait que le modèle requiert un ensemble de données équilibré, les entreprises vieillissent dans l'échantillon. À vrai dire, la période à l'étude est plus longue puisque l'on a besoin d'information sur la taille en 2000 pour déterminer si une entreprise a connu une forte croissance entre 2000 et 2003. Par conséquent, on ne compte des entreprises en démarrage qu'en 2000. De plus, toutes les entreprises dans l'ensemble de données ont exercé leurs activités au cours de la période entière d'observation 2000-2012. Les résultats obtenus dans cette étude doivent être considérés dans ce contexte.

Les données portent sur 210 714 entreprises (N) par an au cours de la période 2004-2011 ($T = 8$) pour un total de 1 685 712 observations ($N \times T$) dans le modèle. En raison de l'utilisation de variables explicatives retardées et de la variable dépendante avancée dans le modèle, seules les observations faites durant la période 2004 et 2011 sont utilisées. Les statistiques descriptives sont donc calculées pour cette période.

Le tableau 2 présente la moyenne de différentes variables de cette analyse. La moyenne est calculée pour toutes les entreprises au cours de la période 2004-2011.

TABLEAU 2: STATISTIQUES RÉCAPITULATIVES AU NIVEAU DE L'ENTREPRISE, 2004-2011

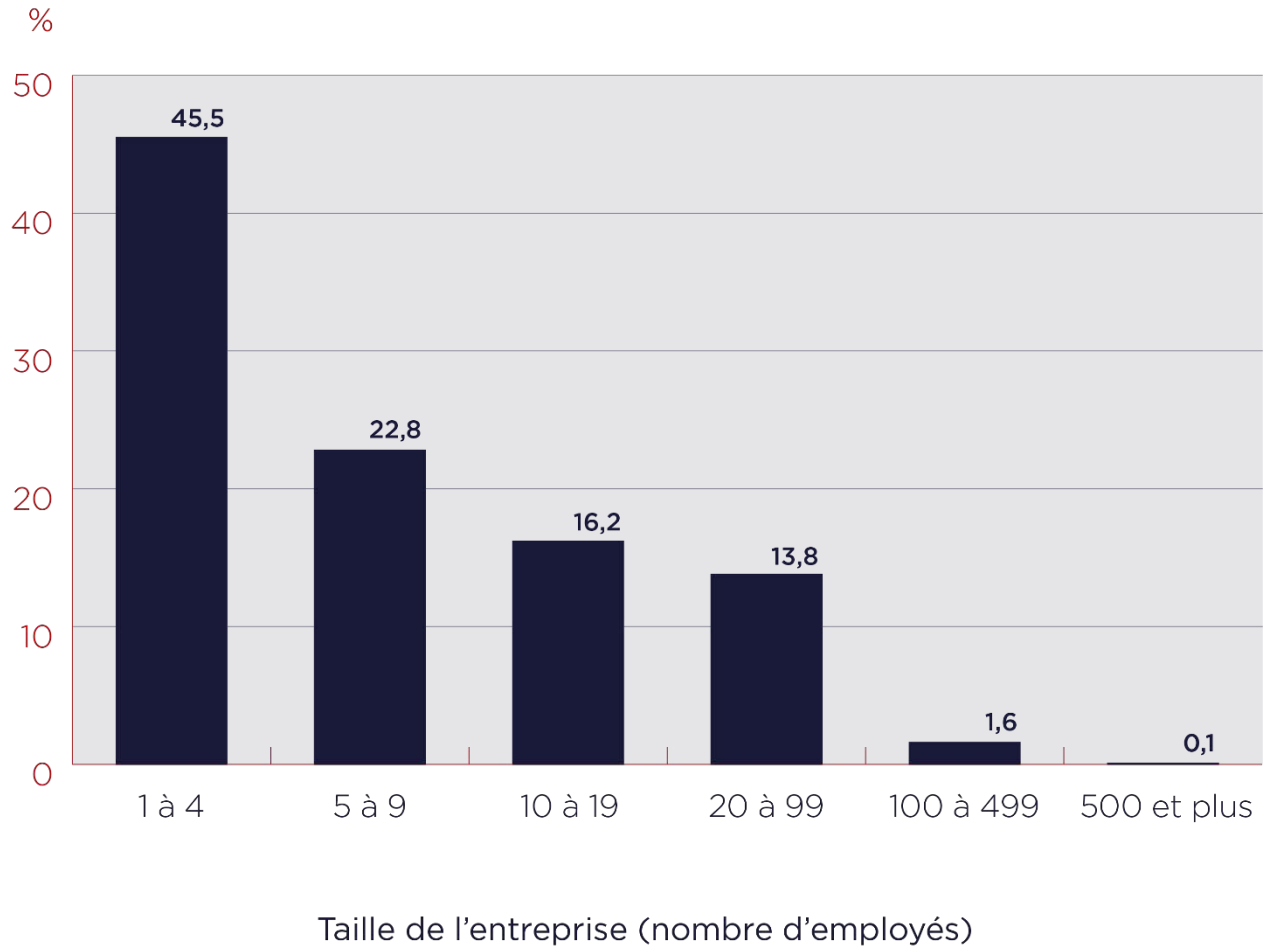
Variable	Valeur moyenne
Âge (années)	19
Taille (nombre d'employés)	15
Rendement de l'actif	0,08
Ratio d'endettement	0,69
Productivité du travail	1,75
Ratio du fonds de roulement	3,97
Capital humain	1,16
Recherche-développement (%)	4,41
Matériel et outillage (%)	57,64

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

Remarque : Pour les variables nominales, la moyenne correspond à la proportion d'entreprises au cours de la période 2004-2011.

La figure 1 présente la répartition, en pourcentage, des entreprises par catégorie de taille au cours de la période 2004-2011³¹.

FIGURE 1: RÉPARTITION DES OBSERVATIONS SELON LA CATÉGORIE DE TAILLE DE L'ENTREPRISE, 2004-2011



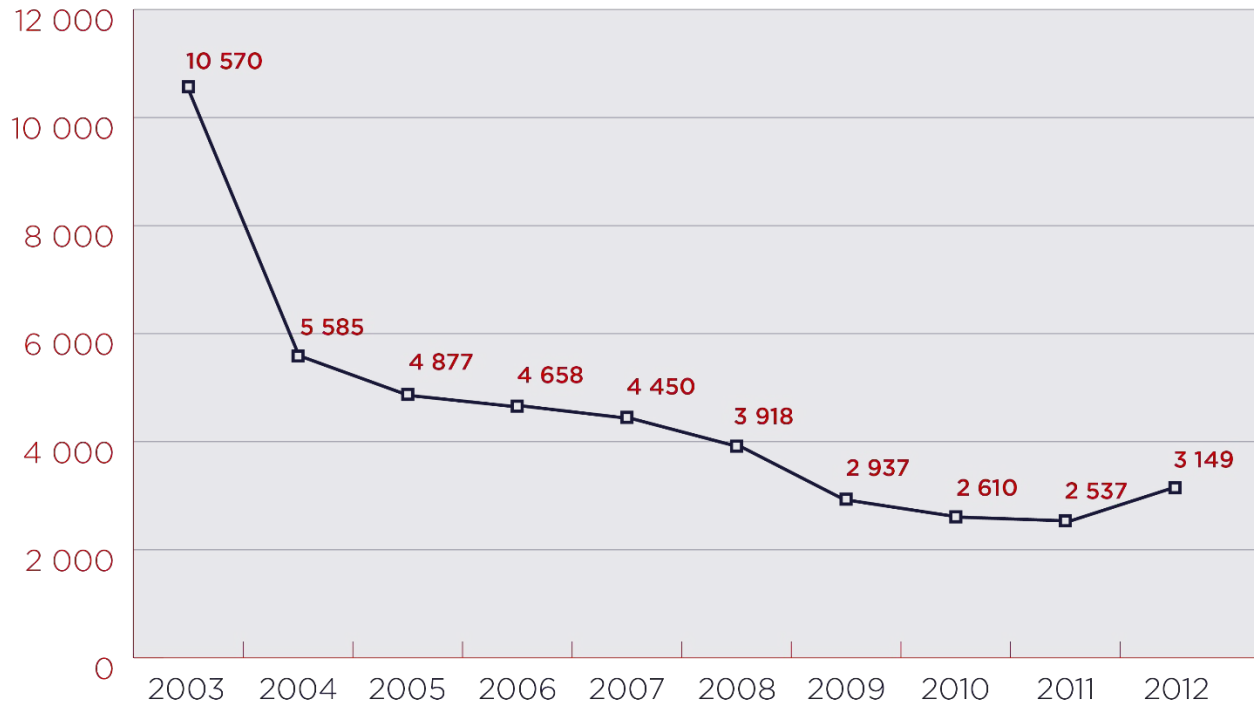
Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

On constate que 68 % des entreprises comptaient entre un et neuf employés au cours de la période 2004-2011, que 98 % des entreprises étaient petites (entre 1 et 99 employés), 1,6 % étaient de taille moyenne (entre 100 et 499 employés) et 0,1 % étaient grandes (500 employés ou plus).

³¹ La répartition des entreprises selon l'année et la taille donne des résultats semblables à ceux présentés à la figure 1.

La figure 2 montre que le nombre d'EFC de l'échantillon a baissé entre 2003 et 2011, suivi d'une légère augmentation à partir de 2012.

FIGURE 2: NOMBRE D'EFC PAR ANNÉE, 2003-2012



Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

Les tableaux 3 et 4 présentent la répartition des entreprises par province et secteur de l'industrie respectivement.

TABLEAU 3: RÉPARTITION DES ENTREPRISES ET DES EFC PAR PROVINCE OU TERRITOIRE, 2004-2011

Province ou territoire (P/T)	Nombre d'EFC selon la P/T	Pourcentage des entreprises qui sont des EFC selon la P/T	Nombre total d'entreprises selon la P/T	Pourcentage d'entreprises canadiennes selon la P/T
Terre-Neuve-et-Labrador	504	2,02	24 444	1,48
Nouveau-Brunswick	700	1,79	39 160	2,32
Nouvelle-Écosse	607	1,37	44 336	2,63
Île-du-Prince-Édouard	128	1,66	7 704	0,46
Québec	7 847	1,77	444 120	26,35
Ontario	9 497	1,76	539 552	32,01
Manitoba	908	1,84	49 256	2,92
Saskatchewan	888	1,92	46 240	2,74
Alberta	4 759	2,14	222 232	13,18
Colombie-Britannique	5 575	2,12	263 336	15,62
Territoires du Nord-Ouest	88	4,45	1 976	0,12
Nunavut	41	6,17	664	0,04
Yukon	30	1,37	2 192	0,13
Total	31 572	1,87	1 685 712	100

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

TABEAU 4: RÉPARTITION DES ENTREPRISES ET DES EFC SELON LE SECTEUR DE L'INDUSTRIE, 2004-2011

Secteur de l'industrie (SI)	Nombre d'EFC selon le SI	Pourcentage d'EFC canadiennes selon le SI	Nombre total d'entreprises selon le SI	Pourcentage d'entreprises canadiennes selon le SI
Agriculture, foresterie, pêche et chasse	617	1,95	38 512	2,28
Extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole et de gaz	418	1,32	13 336	0,79
Construction	6 472	20,50	259 912	15,42
Fabrication	3 792	12,01	164 456	9,76
Commerce de gros	2 497	7,91	146 184	8,67
Commerce de détail	3 420	10,83	243 376	14,44
Transport et entreposage	1 790	5,67	84 712	5,03
Industrie de l'information et industrie culturelle	648	2,05	19 864	1,18
Finance et assurances	589	1,87	44 464	2,64
Services immobiliers et services de location et de location à bail	761	2,41	57 224	3,39
Services professionnels, scientifiques et techniques	2 456	7,78	149 312	8,86
Gestion de sociétés et d'entreprises	178	0,56	14 728	0,87
Services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement	2 334	7,39	82 968	4,92
Soins de santé et assistance sociale	1 433	4,54	85 880	5,09
Arts, spectacles et loisirs	588	1,86	26 824	1,59
Services d'hébergement et de restauration	2 359	7,47	112 632	6,68
Autres services	1 220	3,86	141 328	8,38
Total	31 572	100	1 685 712	100

Remarque : La somme totale des pourcentages pourrait différer de 100 % en raison de l'arrondissement.

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

Signalons que les EFC sont principalement présentes dans les secteurs de la construction (20,5 %), de la fabrication (12,0 %) et du commerce de détail (10,8 %), comme l'illustre le tableau 4.

Pour nous permettre de mieux comprendre les facteurs clés qui différencient les entreprises devenant des EFC des autres entreprises, le tableau 5 présente des statistiques descriptives sur les variables à t pour deux groupes : les entreprises qui connaissent une forte croissance au cours de la période suivante ($t + 1$) et les entreprises qui ne deviennent pas des EFC. Fait intéressant, on observe de grandes différences entre les deux groupes, qui sont en général statistiquement significatives³².

TABLEAU 5: MOYENNE DES VARIABLES CLÉS ENTRE 2004 ET 2011 (À t) POUR LES EFC ET LES AUTRES ENTREPRISES AU COURS DE LA PÉRIODE SUIVANTE (À $t + 1$)

Variable	EFC	Autres entreprises
Âge (années)	17	19
Taille (nombre d'employés)	41	14
Rendement de l'actif	0,09	0,08
Profits (\$)	333 555,08	166 860,43
Total de l'actif (\$)	8 845 405,70	3 218 868,70
Total des actifs à court terme (\$)	4 339 844,30	1 630 037,70
Ratio d'endettement	0,72	0,69
Total des dettes (\$)	5 735 283,80	2 168 475,70
Total des dettes à court terme (\$)	2 987 941,70	1 248 975,00
Total des ventes de biens et services (\$)	7 283 001,10	2 800 822,70
Productivité du travail	1,99	1,75
Ratio du fonds de roulement	2,09	4,01
Capital humain	1,25	1,16
Total des dépenses au titre de la R-D (\$)	50 608,65	9 794,40
Dépenses en matériel et outillage (\$)	541 802,53	298 995,01

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

³² Nous utilisons la commande *ttest* dans Stata avec l'option *unequal*. Il s'agit essentiellement d'un test t utilisant la distribution t de Student, qui compare les moyennes de deux groupes différents et pour lesquels nous supposons que les données ont des variances inégales.

Les entreprises qui deviennent des EFC à $t + 1$ sont généralement plus jeunes et plus grandes³³ à t que les autres entreprises. Par ailleurs, les EFC ont tendance à avoir un rendement de l'actif, des profits, un total de l'actif et des actifs à court terme ainsi qu'un total de dettes et de dettes à court terme plus élevés à t . Parallèlement, elles ont moins de fonds de roulement que les autres entreprises. Les EFC enregistrent des ventes totales de biens et services plus élevées au cours de la période antérieure. Elles dépensent plus au titre de la R-D et en matériel et outillage à t que les entreprises qui ne sont pas devenues des EFC à $t + 1$. De plus, les EFC ont dans l'ensemble un ratio de capital humain plus élevé à t que les autres entreprises. Enfin, les entreprises qui deviennent des EFC au cours de la période suivante affichent généralement une productivité du travail plus élevée que les autres entreprises.

³³ Ceci pourrait s'expliquer par le fait que l'on suit des entreprises pendant une période de dix ans et que les entreprises en démarrage sont exclues. Au lieu d'utiliser la moyenne sur la période 2004-2011, on obtient des résultats similaires pour chaque année entre 2004 et 2011. Dans l'ensemble de données non équilibré, en général, les résultats demeurent qualitativement similaires. Par ailleurs, on examine les variables présentées dans le tableau 5 pour les entreprises n'ayant jamais connu de forte croissance entre 2004 et 2011 et celles ayant connu une forte croissance au moins une fois. Par conséquent, les mêmes conclusions s'appliquent en ce qui concerne les différences entre les deux groupes pour chaque variable pour ce qui est de l'ampleur.

6. RÉSULTATS

Le tableau 6 présente les coefficients estimatifs du modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés.

TABLEAU 6: RÉSULTATS DU MODÈLE PROBIT DYNAMIQUE À EFFETS ALÉATOIRES CORRÉLÉS

Variable	Coefficient
Variable dépendante	
efc_{t+1}	
Variable explicative	
efc_t	1,928*** (0,026)
$lntaille_t$	1,504*** (0,030)
$lntaille_t^2$	-0,239*** (0,005)
$ln\hat{a}ge_t$	-0,191*** (0,039)
RA_t	0,227*** (0,022)
RA_{t-1}	0,064*** (0,022)
end_t	0,060*** (0,013)
end_{t-1}	-0,008 (0,013)
CH_t	-0,083*** (0,014)
CH_{t-1}	0,18*** (0,012)
$prod_trav_t$	0,029*** (0,004)
$prod_trav_{t-1}$	0,108*** (0,004)
$ratio_fdr_t$	-0,011*** (0,001)
$ratio_fdr_{t-1}$	0,005*** (0,001)

RD_t	0,162*** (0,022)
RD_{t-1}	-0,014 (0,022)
MO_t	0,03** (0,015)
MO_{t-1}	-0,017 (0,015)
$agr \times hgf_t$	-0,478*** (0,064)
$extraction \times hgf_t$	-0,279*** (0,079)
$fabric \times hgf_t$	-0,232*** (0,035)
$construc \times hgf_t$	-0,464*** (0,031)
$gros \times hgf_t$	-0,044 (0,039)
$transp \times hgf_t$	-0,173*** (0,044)
$info \times hgf_t$	-0,127* (0,067)
$fin \times hgf_t$	-0,065 (0,067)
$immobilier \times hgf_t$	-0,190** (0,059)
$prof \times hgf_t$	-0,213*** (0,040)
$gestion \times hgf_t$	-0,150 (0,113)
$admin \times hgf_t$	-0,237*** (0,040)
$santé \times hgf_t$	-0,088* (0,047)
$arts \times hgf_t$	-0,362*** (0,066)
$héberg \times hgf_t$	-0,109** (0,039)
$autres \times hgf_t$	-0,092*** (0,049)
Observations ($N \times T$)	1 685 712

Logarithme du rapport de vraisemblance	-94 348,938
σ_u	0,277
ρ	0,071

Remarque 1 : Les écarts-types sont entre parenthèses. Nous les avons également estimés pour tenir compte de l'hétéroscédasticité et de la corrélation sérielle à l'intérieur du panel. Ils sont similaires aux écarts-types présentés au tableau 6 et l'importance des variables est la même dans les deux cas.

Remarque 2 : La régression comprend des variables nominales pour l'année, le secteur de l'industrie et la province.

Remarque 3 : *** Statistiquement significatif à 1%; **statistiquement significatif à 5%; *statistiquement significatif à 10 %.

Remarque 4 : σ_u représente l'écart-type de u_i par rapport à l'équation (3).

Remarque 5 : ρ représente la proportion de la variance totale attribuable à la composante de la variance au niveau du panel et s'exprime par $\sigma_u^2/(\sigma_u^2 + 1)$.

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

Les résultats montrent qu'il existe une forte dépendance positive à l'égard du statut entre l'état de forte croissance actuel et futur, comme en témoigne le coefficient estimatif significatif et positif pour la variable dépendante retardée³⁴. En d'autres termes, être une EFC à t accroît la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC à $t + 1$. López-García et Puente (2012) ont également observé une forte autocorrélation positive entre la croissance rapide antérieure et la croissance rapide actuelle. Les auteurs ont d'ailleurs mentionné que ce résultat est robuste puisque l'on tient compte de l'hétérogénéité non observée des entreprises. Cependant, il n'existe pas de consensus dans la littérature en ce qui concerne la persistance des EFC et plus généralement, l'autocorrélation de la croissance d'une entreprise. Les études empiriques montrent des résultats plutôt mitigés : certains ont obtenu une autocorrélation positive, tandis que d'autres ont trouvé une autocorrélation négative ou encore une autocorrélation non-significative (Coad, 2006). Les chercheurs ont tendance à croire que l'autocorrélation de la croissance d'une entreprise est négative et que la forte croissance n'est pas persistante (Coad et coll., 2014). Nous sommes enclins à être d'accord avec Hölzl (2014) qui affirme que les études empiriques fournissent une réponse plutôt ambiguë sur la question.

³⁴ Un examen des matrices de transition corrobore également ce résultat, puisque plus du tiers des entreprises qui sont des EFC à t deviennent des EFC à $t + 1$, durant toutes les années.

Il faut toutefois interpréter le résultat avec prudence. Les variables efc_{t+1} et efc_t sont fortement corrélées en raison de leur construction. La variable efc_{t+1} est définie au cours de la période $t - 2$ à $t + 1$ et efc_t au cours de la période $t - 3$ à t . Par conséquent, les deux variables sont définies sur une période de chevauchement, ce qui signifie qu'au lieu de témoigner de la persistance d'une forte croissance, elles montrent peut-être uniquement la durée de la croissance ou une croissance soudaine.

Par ailleurs, l'effet diffère entre les secteurs de l'industrie, comme le révèlent les termes d'interaction du statut d'EFC et du secteur de l'industrie. Pour quantifier l'incidence, nous avons calculé les effets partiels moyens³⁵ (tableau 7). Pour un secteur de l'industrie en particulier, les effets partiels moyens donnent la variation moyenne entre les observations de la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC à $t + 1$ quand elle est une EFC à t par rapport à celles qui ne sont pas des EFC à t , et ce relativement à une entreprise dans le commerce de détail.

TABLEAU 7: EFFETS PARTIELS MOYENS DE efc_t PAR SECTEUR DE L'INDUSTRIE

Variable	Coefficient
<i>agr</i>	0,1453*** (0,012)
<i>extraction</i>	0,2089*** (0,023)
<i>fabric</i>	0,1523*** (0,004)
<i>construc</i>	0,1631*** (0,003)
<i>gros</i>	0,1862*** (0,010)
<i>transp</i>	0,1963*** (0,007)
<i>info</i>	0,2089*** (0,014)
<i>fin</i>	0,2052*** (0,019)

³⁵ Pour en savoir plus sur les effets partiels moyens, voir Rivard (2014).

<i>immobilier</i>	0,1915*** (0,015)
<i>prof</i>	0,1899*** (0,008)
<i>gestion</i>	0,2100*** (0,022)
<i>admin</i>	0,1980*** (0,009)
<i>santé</i>	0,1951*** (0,010)
<i>arts</i>	0,1595*** (0,012)
<i>hébergement</i>	0,1648*** (0,010)
<i>autres</i>	0,1708*** (0,007)
Observations ($N \times T$)	1 685 712

Remarque 1 : Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les écarts-types des effets partiels moyens ont été calculés à l'aide de la méthode bootstrap.

Remarque 2 : *** Statistiquement significatif à 1 %; **statistiquement significatif à 5 %; *statistiquement significatif à 10 %.

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

Par exemple, comme le montre le tableau 7, la probabilité de devenir une EFC à $t + 1$ pour une entreprise du secteur de la fabrication est de 15 points de pourcentage supérieure si l'entreprise est une EFC à t . La dépendance à l'égard du statut est plus forte pour la gestion de sociétés et d'entreprises puisque la probabilité de devenir une EFC à $t + 1$ est de 21 points de pourcentage supérieure si l'entreprise est une EFC à t . En revanche, le secteur de l'agriculture, de la foresterie, de la pêche et de la chasse est le moins influencé par le statut d'EFC à t . La probabilité de devenir une EFC à $t + 1$ est de 14 points de pourcentage supérieure si l'entreprise est une EFC à t par rapport à une entreprise qui ne l'est pas.

Selon les résultats du tableau 6, les entreprises plus âgées sont moins susceptibles d'être des EFC au cours de la période suivante. De nombreuses études ont observé ce fait. Notre hypothèse d'une relation non linéaire entre la taille de l'entreprise et le fait qu'elle devienne une EFC est confirmée dans notre modèle, car nous avons obtenu un

coefficient estimatif significatif pour le terme quadratique. Cette relation prend la forme d'une courbe en forme de U inversé. Par conséquent, la probabilité de devenir une EFC au cours de la période suivante augmente avec la taille de l'entreprise jusqu'à ce qu'un certain seuil soit atteint (ce seuil se situe à environ 23 employés) pour diminuer ensuite en fonction de la taille de l'entreprise. Ce résultat est confirmé par les statistiques présentées au tableau 5, puisque les entreprises qui deviennent des EFC à $t + 1$ étaient plus grandes, en moyenne (environ 41 employés), au cours de la période antérieure que les entreprises qui ne sont pas devenues des EFC à $t + 1$. Toutefois, on les considère encore comme des petites entreprises (entre 1 et 99 employés).

Le tableau 8 présente les effets partiels moyens pour certaines variables continues utilisées dans le modèle économétrique.

TABLEAU 8: EFFETS PARTIELS MOYENS POUR LES VARIABLES CONTINUES

Variable	Coefficient
RA_t	0,0062*** (0,00053)
RA_{t-1}	0,0018 (0,000455)
end_t	0,0017*** (0,000401)
end_{t-1}	-0,0002 (0,000471)
CH_t	-0,00227*** (0,000563)
CH_{t-1}	0,004945*** (0,000368)
$prod_{trav}_t$	0,0008*** (0,000111)
$prod_{trav}_{t-1}$	0,0030*** (0,000123)
$ratio_{fdr}_t$	-0,0003*** (0,000064)
$ratio_{fdr}_{t-1}$	0,0001*** (0,000021)
Observations ($N \times T$)	1 685 712

Remarque 1 : Les écarts-types robustes sont entre parenthèses.

Remarque 2 : *** Statistiquement significatif à 1 %; **statistiquement significatif à 5 %; *statistiquement significatif à 10 %.

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

On observe une corrélation positive entre le rendement de l'actif (RA) actuel, qui est lié à la rentabilité de l'entreprise, et le fait d'être une EFC au cours de la période suivante. Le coefficient estimatif du rendement de l'actif à $t - 1$ est également significatif dans le modèle, ce qui signifie que la rentabilité d'une entreprise a un effet retardateur positif sur sa croissance. En combinant l'incidence des effets partiels moyens actuels et retardés³⁶, on montre que le rendement de l'actif a une incidence positive sur la probabilité de devenir une EFC au cours de la période suivante. Ce résultat corrobore ceux de l'étude de Davidsson et coll. (2009), qui montrent que les entreprises rentables sont plus susceptibles d'enregistrer une forte croissance et une rentabilité élevée. En d'autres termes, la rentabilité est une condition préalable à la croissance. Rivard (2014) a également constaté qu'une rentabilité élevée donne lieu à une meilleure performance sur le plan de la croissance et de la rentabilité³⁷. Seens (2013) tire des conclusions semblables, mais relativement à la croissance durable³⁸.

Selon les résultats de l'estimation du modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés présentés au tableau 6, le ratio d'endettement a une incidence positive sur la probabilité de devenir une EFC au cours de la période suivante. Comme ce ratio est un indicateur de l'accès au financement, cela signifie que les entreprises qui sont en mesure d'emprunter augmentent leurs chances de connaître une croissance rapide. Les statistiques présentées au tableau 5 corroborent également ce phénomène, puisque les entreprises devenues des EFC au cours de la période suivante avaient un niveau de passif total et un ratio d'endettement plus élevés que les autres entreprises au cours de la période d'observation précédente.

³⁶ On calcule l'effet cumulatif des variables actuelles et retardées en additionnant leurs effets partiels moyens. Comme le montre le tableau 8, l'effet partiel moyen de la variable retardée RA n'est pas significatif, contrairement au coefficient estimatif. En pareil cas, on tient compte de l'inférence sur le coefficient estimatif, comme le suggère Greene (2009).

³⁷ Rivard (2014) a adopté trois indicateurs pour mesurer la croissance : les ventes totales de produits et services, l'emploi et le total des actifs. Il a obtenu des résultats comparables indépendamment de l'indicateur utilisé.

³⁸ Seens (2013) a utilisé le chiffre d'affaires comme indicateur de la croissance.

L'effet du ratio du fonds de roulement sur la probabilité de devenir une EFC est intéressant. Le coefficient estimatif du ratio actuel du fonds de roulement (w_{cap_t}) est négatif, ce qui signifie qu'un ratio du fonds de roulement élevé a une incidence négative sur la probabilité de devenir une EFC au cours de la période suivante. Ceci suggère que le fait qu'une entreprise possède beaucoup d'actifs à court terme pourrait nuire à sa croissance. Des actifs à court terme de niveau élevé indiquent peut-être de faibles niveaux d'investissement. Si cela s'avère vrai, la possession de liquidités pourrait ne pas être bénéfique pour les entreprises ayant une croissance rapide. Par ailleurs, le ratio du fonds de roulement retardé ($w_{cap_{t-1}}$) a une incidence positive sur la probabilité de devenir une EFC à $t + 1$. Ce résultat est logique puisqu'il signifie que les entreprises ayant un ratio du fonds de roulement plus élevé ont probablement accumulé des actifs à court terme à $t - 1$ qu'elles pourraient utiliser à des fins d'investissement futur. Dans l'ensemble, le ratio du fonds de roulement a une incidence négative sur la probabilité de devenir une EFC au cours de la période suivante, après avoir combiné l'effet partiel moyen des variables actuelles et retardées du ratio du fonds de roulement.

La productivité du travail actuelle et retardée a une incidence positive sur la probabilité de devenir des EFC au cours de la période suivante, car les entreprises qui peuvent vouloir prendre de l'expansion pourront investir dans des méthodes de production plus efficaces. Le tableau 8 montre également que l'effet cumulatif de la productivité du travail est positif, en additionnant l'effet partiel moyen des variables actuelles et retardées.

Pour le capital humain, on obtient des résultats différents en ce qui concerne le signe des coefficients estimatifs des variables actuelles et retardées. Le capital humain à $t - 1$ est en corrélation positive avec le fait de devenir une EFC à $t + 1$. Toutefois, le capital humain à t est en relation négative avec la probabilité de devenir une EFC à $t + 1$, ce qui donne à penser que cet indicateur n'a pas une incidence immédiate sur la probabilité de croissance rapide, mais plutôt un effet décalé. La variable que nous utilisons comme indicateur du capital humain — le ratio du salaire moyen par employé payé par l'entreprise au salaire moyen par employé payé par les entreprises évoluant dans le même secteur de l'industrie — peut également être liée au coût de la main-d'œuvre. Le paiement de salaires plus élevés par employé pourrait d'ailleurs influencer négativement

sur la croissance, puisque l'entreprise aura des coûts plus élevés. Dans l'ensemble, l'effet combiné des effets partiels moyens actuels et retardés du capital humain est positif.

Les résultats présentés au tableau 6 de l'estimation du modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés suggèrent que les dépenses courantes au titre de la R-D ainsi qu'en matériel et outillage influent positivement sur la probabilité de devenir une EFC à $t + 1$. De plus, si l'on tient compte des effets partiels moyens, comme on le voit au tableau 9, la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC à $t + 1$ augmente de 0,5 point de pourcentage si celle-ci a investi dans la R-D à t et de 0,08 point de pourcentage si elle a engagé des dépenses en matériel et outillage. Le modèle montre que la R-D et le matériel et l'outillage sont des coefficients estimatifs très significatifs et positifs, mais que l'effet sur la probabilité de devenir une EFC au cours de la période suivante est relativement faible. Cependant, les résultats obtenus corroborent les statistiques présentées au tableau 5, qui montrent qu'il existe entre les entreprises qui deviennent des EFC au cours de la période suivante et celles qui ne le deviennent pas un écart significatif dans le montant consacré à la R-D et au matériel et à l'outillage au cours de la période actuelle. En effet, les entreprises qui deviennent des EFC à $t + 1$ ont des dépenses plus élevées en R-D que les autres entreprises. On établit le même constat pour les dépenses en matériel et outillage, c'est-à-dire que les entreprises qui deviennent des EFC au cours de la période suivante ont dépensé davantage en matériel et outillage que les autres entreprises.

TABLEAU 9: EFFETS PARTIELS MOYENS POUR LA R-D ET LE MATÉRIEL ET L'OUTILLAGE

Variable	Coefficient
RD_t	0,0050*** (0,00042)
RD_{t-1}	-0,0004 (0,00051)
MO_t	0,0008*** (0,00023)
MO_{t-1}	-0,0005 (0,00040)
Observations ($N \times T$)	1 685 712

Remarque 1 : Les écarts-types robustes sont entre parenthèses.

Remarque 2 : *** Statistiquement significatif à 1 %; **statistiquement significatif à 5 %; *statistiquement significatif à 10 %.

Sources : Statistique Canada, *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, 2000-2012; et calculs de l'auteur.

Il convient de noter que nous avons utilisé d'autres modèles pour vérifier la robustesse des résultats. Plus précisément, nous avons examiné le résultat concernant la persistance des EFC. Nous avons utilisé la méthode employée par López-García et Puente (2012) — l'indicateur de Birch-Schreyer comme indicateur de la croissance et une définition différente des EFC, à savoir les 10 % d'entreprises ayant la plus forte croissance. Nous avons constaté, à l'instar de López-García et Puente (2012), que le coefficient estimatif de la variable dépendante retardée est positif et significatif.

Par ailleurs, nous avons estimé pour différentes périodes (2003-2006, 2004-2007, etc.) plusieurs modèles probit où la variable dépendante était efc_{it} et où efc_{it-3} figurait parmi les variables explicatives³⁹. Nous avons observé que le coefficient estimatif des variables dépendantes retardées était positif et significatif dans tous les cas, sauf pour la période 2003-2006, quand le coefficient était positif mais non significatif. Ces modèles portent à croire à une persistance des EFC, c'est-à-dire que les entreprises ayant connu une forte croissance ont plus de chances de connaître une croissance rapide trois années plus tard. Ce résultat est également corroboré par un examen des matrices de transition pour les EFC et les non-EFC sur une période de trois ans entre 2003 et 2012. Nous avons observé que les entreprises qui étaient des EFC à t étaient plus susceptibles de devenir des EFC à $t + 3$ que celles qui ne l'étaient pas à t . Les variables présentées au tableau 1 ont également été ajoutées dans les modèles économétriques susmentionnés. Par conséquent, nous avons obtenu des résultats fort comparables pour ce qui est du signe et de la signification statistique à ceux obtenus en appliquant le modèle principal, c'est-à-dire le modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés.

Nous avons effectué des vérifications de la robustesse en appliquant les méthodes antérieures (modèle principal $xtprobit$, probit avec une période de trois ans, probit avec

³⁹ Des variables explicatives retardées ont également été ajoutées aux modèles.

l'indicateur de Birch-Schreyer) aux secteurs de l'industrie. De manière générale, nous avons observé une persistance des EFC dans les secteurs de l'industrie et, dans la plupart des cas, nous avons obtenu les mêmes résultats pour les autres variables explicatives en ce qui concerne le signe et la signification statistique des coefficients estimatifs.

Il convient de mentionner que notre analyse comporte des limites, qui ont trait plus précisément à la structure de l'échantillon puisque nous avons extrait un ensemble de données équilibré de l'échantillon original. Dans la présente étude, cela veut dire que nous avons suivi les entreprises sur une période de 12 ans (de 2000 à 2012) et que par conséquent, seules les entreprises encore en activité sont prises en compte dans l'analyse alors que les entreprises en démarrage en sont exclues (sauf au début de la période). Cela pourrait induire un biais de sélection dans les résultats estimatifs et par conséquent, il nous faut garder à l'esprit que les résultats antérieurs s'appliquent de façon générale aux entreprises qui sont restées en activité pendant une longue période et sont devenues ou non des EFC. Cette étude présente en revanche l'avantage de fournir de l'information sur le comportement ou le statut des entreprises pendant une période non négligeable.

En outre, en raison de la définition d'EFC, la construction de la variable dépendante actuelle et de la variable dépendante retardée (qui chevauche les périodes $t - 1$ et t) peut expliquer le résultat concernant la dépendance à l'égard du statut puisqu'elles sont fortement corrélées. Les résultats obtenus à l'aide d'autres modèles économétriques et une analyse des matrices de transition au cours des périodes de trois ans montrent que les entreprises ayant connu une forte croissance sont plus susceptibles de devenir des EFC trois ans plus tard que les autres entreprises. Ainsi, tout indique que les EFC sont persistantes.

7. CONCLUSIONS

Le principal objectif de la présente étude est de recenser les facteurs qui influent sur la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC. À cette fin, nous avons utilisé le *Fichier de microdonnées longitudinales des comptes nationaux*, un unique ensemble de données élaboré par Statistique Canada.

Notre cadre s'inspire grandement des travaux de López-García et Puente (2012), qui ont employé un modèle probit dynamique à effets aléatoires corrélés. Nous avons estimé la probabilité qu'une entreprise devienne une EFC au cours de la période suivante, en tenant compte de la variable dépendante retardée, c.-à-d. le statut actuel de l'entreprise par rapport au fait d'être ou non une EFC, et d'autres variables explicatives pertinentes. En tenant compte des entreprises qui demeurent en activité pendant une longue période, ce qui, dans ce cas, est entre 2000 et 2012, ce cadre nous permet de déterminer les facteurs qui pourraient avoir joué un rôle important dans la création d'EFC. Cette analyse nous livre par ailleurs de l'information utile sur le comportement des entreprises ou, plus précisément, sur leur croissance au fil du temps.

D'après nos résultats, les entreprises qui connaissent actuellement une croissance rapide sont plus susceptibles de devenir ultérieurement des EFC. En d'autres termes, il existe une dépendance à l'égard du statut. De plus, l'incidence sur le statut futur d'EFC varie selon le secteur de l'industrie. Le résultat relatif à cette dépendance est semblable à celui obtenu par López-García et Puente (2012), mais il contredit les résultats d'autres études (Coad, 2006; Daunfeldt et Halvarsson, 2015; Goedhuys et Sleuwaegen, 2015).

La présente étude souligne par ailleurs que certaines variables ayant trait aux caractéristiques des entreprises sont des déterminants importants des EFC. Les jeunes entreprises sont plus susceptibles de devenir des EFC au cours de la période suivante que les entreprises plus âgées. Nous avons d'ailleurs observé une relation en forme de U inversé entre le statut d'EFC et la taille de l'entreprise. Cela signifie que les entreprises sont plus susceptibles de croître lorsqu'elles approchent une taille de 23 employés, et par la suite, la probabilité de devenir une EFC diminue lorsque l'entreprise devient plus grande.

De nombreuses variables ayant trait à la structure du capital de l'entreprise constituent des déterminants importants des EFC. Parmi ces variables, il appert que la rentabilité actuelle et antérieure a une incidence positive sur la probabilité de devenir une EFC. Le ratio d'endettement est positivement corrélé avec la probabilité d'une entreprise de devenir une EFC. Fait intéressant, nous avons constaté que le ratio du fonds de roulement a une incidence globale négative sur la probabilité qu'une entreprise connaisse une croissance rapide. Ceci montre que le fait de posséder des liquidités n'est pas bénéfique pour l'entreprise qui veut prendre de l'expansion rapidement. Nous avons également observé que l'incidence globale du capital humain est positivement corrélée avec la probabilité d'une entreprise de devenir une EFC. La productivité du travail constitue également un déterminant significatif qui agit positivement sur la probabilité de devenir une EFC au cours de la période suivante.

Enfin, nous avons constaté que les entreprises ayant engagé des dépenses au titre de la R-D au cours de la période actuelle accroissent leurs chances de devenir des EFC au cours de la période suivante. En outre, le constat est le même pour les entreprises qui effectuent des dépenses en matériel et outillage au cours de la période actuelle. Ces effets sont cependant relativement faibles.

Les résultats obtenus dans la présente analyse fournissent des indications pour des politiques qui stimuleraient la croissance rapide d'une entreprise. Plus précisément, il ressort que les mesures qui promeuvent l'investissement dans le capital humain de l'entreprise ou améliorent l'accès au financement peuvent aider celle-ci à connaître une croissance rapide. De plus, la mise en œuvre de politiques ayant trait aux dépenses au titre de la R-D ou aux investissements dans le matériel et l'outillage peut incontestablement jouer un rôle, même petit, pour les entreprises à croissance rapide. D'autres stratégies qui font la promotion de la croissance consistent en des politiques qui peuvent sensibiliser les entrepreneurs au fait que la rentabilité peut s'avérer une condition préalable à une croissance rapide et au fait qu'un ratio du fonds de roulement élevé, c.-à-d. un excès de liquidités, peut entraver la croissance.

L'étude des EFC présente d'intéressantes opportunités d'effectuer de plus amples recherches pour mieux comprendre leurs caractéristiques, plus particulièrement au Canada où seules quelques études ont porté sur le sujet. Par exemple, une étude sur le

parcours suivi par les entreprises qui deviennent des EFC pourrait permettre de répondre à des questions concernant le nombre de fois qu'une entreprise peut enregistrer une forte croissance ou ce qui se passe une fois qu'elle devient une EFC. Tandis que l'intérêt pour les EFC est souvent lié à leur contribution disproportionnée à la croissance nette de l'emploi, des recherches plus poussées sont indispensables pour évaluer leur contribution à d'autres moteurs économiques, comme la productivité ou la production brute. Haltiwanger et coll. (2016) se sont penchés sur la question, mais à notre connaissance, aucune étude semblable n'a été menée dans le contexte canadien.

BIBLIOGRAPHIE

Akay, A. « Finite-sample comparison of alternative methods for estimating dynamic panel data models », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 27, n° 7, 2012, p. 1189-1204.

Albarran, P., Carrasco, R. et J. M. Carro. *Estimation of Dynamic Nonlinear Random Effects Models with Unbalanced Panels*, Universidad Carlos III De Madrid, documents de travail, 2015.

Arrighetti, A. et A. Lasagni. *Assessing the Determinants of Fast Growth in Italy*, Département d'économie, Université de Parme, documents de travail, 2010.

Baltagi, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data* (5^e édition), John Wiley & Sons, 2013.

Bluhm, R., De Crombrughe, D. et A. Szirmai. « The Dynamics of Stagnation », *Macroeconomic Dynamics*, 8 mai 2014.

Bogas, P. et N. Barbosa. *High-Growth Firms: What Is the Impact of Region-Specific Characteristics?*, NIPE, document de travail, 2013.

Cameron, A. C. et P. K. Trivedi. *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York, Cambridge University Press, 2005.

Chamberlain, G. « Panel Data », dans Z. Griliches et M. D. Intriligator, sous la dir. de, *Handbook of Econometrics*, vol. 2, p. 1247-1318, Elsevier Science Publishers, 1984.

Clayton, R. L., Sadeghi, A., Spletzer, J. R. et D. M. Talan. « High-employment-growth firms: Defining and counting them », *Monthly Labor Review*, juin 2013.

Coad, A. *A Closer Look at Serial Growth Rate Correlation*, Laboratory of Economics and Management, série de documents de travail n° 2006/29, 2006.

Coad, A., Daunfeldt, S.-O., Hölzl, W., Johansson, D. et P. Nightingale. « High-growth firms: Introduction to the special section », *Industrial and Corporate Change*, vol. 23, n° 1, 2014, p. 91-112.

Contoyannis, P., Jones, A. M. et N. Rice. « The dynamics of health in the British Household Panel Survey », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, n° 4, 2004, p. 473-503.

Côté, S. et J. M. Rosa. *Comparaison de différentes mesures d'entreprises à forte croissance: Une étude de cas canadienne*, Ottawa, Innovation, Sciences et Développement économique Canada, 2017.

Daunfeldt, S.-O. et D. Halvarsson. « Are high-growth firms one-hit wonders? Evidence from Sweden », *Small Business Economics*, vol. 44, n° 2, 2015, p. 361-383.

Daunfeldt, S.-O., Elert, N. et D. Johansson. « The economic contribution of high-growth firms: Do policy implications depend on the choice of growth indicator? », *Journal of Industry, Competition and Trade*, vol. 14, n° 3, 2014, p. 337-365.

Davidsson, P., Steffens, P. et J. Fitzsimmons. « Growing profitable or growing from profits: Putting the horse in front of the cart? », *Journal of Business Venturing*, vol. 24, n° 4, 2009, p. 388-406.

Deschryvere, M. *High Growth Firms and Job Creation in Finland*, Research Institute of the Finnish Economy, ETLA, document de discussion n° 1144, 2008.

Dixon, J. et A.-M. Rollin. *La distribution des taux de croissance de l'emploi au Canada : le rôle des entreprises à forte croissance et à réduction rapide des effectifs*, Ottawa, Statistique Canada, Division de l'analyse économique, 2014.

Dobbs, M. et R. T. Hamilton. « Small business growth: Recent evidence and new directions », *International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research*, vol. 13, n° 5, 2007, p. 296-322.

Du, J. et Y. Temouri. « High-growth firms and productivity: Evidence from the United Kingdom », *Small Business Economics*, vol. 44, n° 1, 2015, p. 123-143.

Eurostat-OECD. *Eurostat-OECD Manual on Business Demography Statistics*, Luxembourg, Office des publications officielles des Communautés européennes, 2007.

Freel, M. F. « Policy, prediction and growth: Picking start-up winners? », *Journal of Small Business and Enterprise Development*, vol. 5, n° 1, 1998, p. 19-32.

Goedhuys, M. et L. Sleuwaegen. « High-growth entrepreneurial firms in Africa: A quantile regression approach », *Small Business Economics*, vol. 34, n° 1, 2010, p. 31-51.

Goedhuys, M. et L. Sleuwaegen. *Human Capital, Innovation and the Distribution of Firm Growth Rates*, Maastricht, Pays-Bas, UNU-MERIT, documents de travail n° 2015-013, 2015.

Greene, W. « Discrete Choice Modeling », dans T. Mills et K. Patterson, sous la dir. de, *Handbook of Econometrics – Volume 2: Applied Econometrics* (p. 473-556), Londres, Palgrave Macmillan, 2009.

Greene, W. *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, New Jersey, Prentice Hall, 2012.

Halabisky, D., Dreessen, E. et C. Parsley. « Growth in firms in Canada, 1985-1999 », *Journal of Small Business & Entrepreneurship*, vol. 19, n° 6, 2006, p. 255-267.

Haltiwanger, J., Jarmin, R. S., Kulick, R. et J. Miranda. « High Growth Young Firms: Contribution to Job, Output, and Productivity Growth », *Measuring Entrepreneurial Businesses: Current Knowledge and Challenges*, University of Chicago Press, 2016.

Henrekson, M. et D. Johansson. « Gazelles as job creators: A survey and interpretation of the evidence », *Small Business Economics*, vol. 35, n° 2, 2010, p. 227-244.

Hölzl, W. « Is the R&D behaviour of fast-growing SMEs different? Evidence from CIS III data for 16 countries », *Small Business Economics*, vol. 33, n° 1, 2009, p. 59-75.

Innovation, Sciences et Développement économique Canada. *Principales statistiques relatives aux petites entreprises*, juin 2016.

Levratto, N., Tessier, L. et M. Zouikri. « The Determinants of Growth for SMEs — A Longitudinal Study from French Manufacturing Firms », *SSRN Electronic Journal*, 1780466, 2010.

López-García, P. et S. Puente. « What makes a high-growth firm? A dynamic probit analysis using Spanish firm-level data », *Small Business Economics*, vol. 39, n° 4, 2012, p. 1029-1041.

Marsili, O. *The Anatomy and Evolution of Industries: Technological Change and Industrial Dynamics*, Cheltenham, Royaume-Uni, Edward Elgar Publishing Ltd., 2001.

Mason, C. et R. Brown. « Creating good public policy to support high-growth firms », *Small Business Economics*, vol. 40, n° 2, 2013, p. 211-225.

Mátyás, L. et L. Lovrics. « Missing observations and panel data: A Monte-Carlo analysis », *Economics Letters*, vol. 37, n° 1, 1991, p. 39-44.

McVanel, D. et N. Perevalov. *Financial Constraints and the Cash-Holding Behaviour of Canadian Firms*, Banque du Canada, document d'analyse 2008-16, 2008

Moreno, F. et A. Coad. « High-Growth Firms: Stylized Facts and Conflicting Results », *Entrepreneurial Growth: Individual, Firm, and Region. Advances in Entrepreneurship, Firm Emergence and Growth* (vol. 17, p. 187-230), Emerald Group Publishing Limited, 2015.

Mundlak, Y. « On the pooling of time series and cross section data », *Econometrica*, vol. 46, n° 1, 1978, p. 69-85.

Navaretti, G. B., Castellani, D. et F. Pieri. « Age and firm growth: Evidence from three European countries », *Small Business Economics*, vol. 43, n° 4, 2014, p. 823-837.

Parsley, C. et D. Halabisky. *Profil des entreprises en croissance: Sommaire de la recherche à Industrie Canada*, Ottawa, Industrie Canada, 2008.

Picot, G. et R. Dupuy. « Job creation by company size class: The magnitude, concentration and persistence of job gains and losses in Canada », *Small Business Economics*, vol. 10, n° 2, 1998, p. 117-139.

Rabe-Hesketh, S. et A. Skrondal. « Avoiding biased versions of Wooldridge's simple solution to the initial conditions problem », *Economics Letters*, vol. 120, n° 2, 2013, p. 346-349.

Rivard, P. *La croissance ou la rentabilité d'abord? Le cas des petites et moyennes entreprises canadiennes*, Ottawa, Industrie Canada, 2014.

Rivard, P. *Contribution des entreprises à forte croissance au changement net de l'emploi au Canada*. Ottawa, Innovation, Sciences et Développement économique Canada, 2017.

Schreyer, P. *High-Growth Firms and Employment*. Paris, OECD Science, Technology and Industry Working Papers, 2000.

Seens, D. *Étude sur la croissance des petites et moyennes entreprises : croissance réelle par rapport à croissance durable*, Ottawa, Industrie Canada, 2013.

Stam, E. et K. Wennberg. « The roles of R&D in new firm growth », *Small Business Economics*, vol. 33, n° 1, 2009, p. 77-89.

Wagner, J. « Average wage, qualification of the workforce and export performance in German enterprises: Evidence from KombiFiD data », *Journal for Labour Market Research*, vol. 45, 2012, p. 161-170.

Wooldridge, J. M. « A framework for estimating dynamic, unobserved effects panel data models with possible feedback to future explanatory variables », *Economics Letters*, vol. 68, n° 3, 2000, p. 245-250.

Wooldridge, J. M. « Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, n°1, 2005, p. 39-54.

Wooldridge, J. M. *Correlated Random Effects Models with Unbalanced Panels*, manuscrit (version de mai 2010), Michigan State University, 2010.