

N° 11F0019M au catalogue — N° 356

ISSN 1205-9161

ISBN 978-0-660-21777-2

Document de recherche

Direction des études analytiques : documents de recherche

Niveaux annuels d'immigration et gains initiaux des immigrants au Canada

par Feng Hou et Garnett Picot

Division de l'analyse sociale
Ottawa, Ontario

Février 2014



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-877-287-4369 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|-----------------------------|----------------|
| • Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| • Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 11F0019M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de
Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2014

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente
publication est assujettie aux modalités de l'entente de
licence ouverte de Statistique Canada (<http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.htm>).

This publication is also available in English.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0^s valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- ^p provisoire
- ^r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- ^E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- * valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Niveaux annuels d'immigration et gains initiaux des immigrants au Canada

par

Feng Hou et Garnett Picot
Statistique Canada

11F0019M N° 356
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-21777-2

Février 2014

Études analytiques Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^e étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Remerciements

Michael Wendt, de Statistique Canada, a facilité l'utilisation de la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM) et a créé diverses variables agrégées pour la présente étude. Benoit St-Jean, de Citoyenneté et Immigration Canada (CIC), a offert son expertise concernant la BDIM et a donné l'accès à ses estimations des taux de migration de retour/départ des immigrants. Theresa Qiu a produit des tableaux pour comparer les modèles de réponse de la banque de Données administratives longitudinales (DAL) et du Recensement de la population. Les auteurs remercient Mikal Skuterud, Charles Beach, Eden Crossman, Colleen-Marie Dempsey, Marc Frenette, Stanley Kustec, René Morissette, Grant Schellenberg et les participants d'un séminaire de recherche de CIC pour leurs conseils et leurs commentaires relativement aux diverses questions liées aux modifications de la politique d'immigration, aux stratégies d'estimation et à l'interprétation des résultats. Toutes les erreurs sont la responsabilité des auteurs.

Table des matières

Résumé.....	5
Sommaire	6
1 Introduction.....	8
2 Taille de la cohorte et résultats économiques.....	9
3 Données, mesures et méthodes	11
3.1 Données	11
3.2 Mesures	12
3.2.1 Variable de résultat — gains d'un emploi rémunéré	12
3.2.2 Taille de la cohorte.....	13
3.2.3 Autres variables agrégées utilisées pour contrôler les conditions macroéconomiques.....	16
3.2.5 Variables de contrôle au niveau de la personne.....	19
3.3 Méthodes	19
4 Résultats	21
4.1 Gains initiaux des hommes immigrants	21
4.2 Gains initiaux des femmes immigrantes	26
4.3 Tests de robustesse.....	29
5 Conclusion	35
Bibliographie.....	37

Résumé

Le niveau annuel d'immigration est l'une des composantes les plus importantes de la politique d'immigration d'un pays. Il est difficile de comparer directement les coûts et les avantages de la modification des niveaux d'immigration, car l'immigration peut servir à répondre à plusieurs objectifs. Toutefois, certains effets définis de façon étroite peuvent faire l'objet d'une évaluation empirique. La présente étude porte uniquement sur l'influence possible des niveaux d'immigration sur les gains initiaux des immigrants. En se fondant sur la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM) pour la période de 1982 à 2010, la présente étude révèle qu'une augmentation de 10 % de la taille d'une cohorte de nouveaux immigrants est associée à une baisse de 0,8 % des gains initiaux réels des hommes immigrants et à une baisse de 0,3 % chez les femmes immigrantes de cette cohorte, lorsque l'on applique des contrôles pour tenir compte des changements dans les caractéristiques des immigrants et les conditions macroéconomiques. Ces effets sont constants dans l'ensemble de la répartition des gains initiaux des immigrants, bien que légèrement plus faibles au sommet. Ces résultats montrent aussi que l'effet de la taille de la cohorte sur les gains initiaux ne varie pas selon les conditions macroéconomiques générales.

Sommaire

Le niveau annuel d'immigration est l'une des composantes les plus importantes de la politique d'immigration d'un pays. La pertinence du niveau courant d'immigration pour l'économie et la société canadiennes, ainsi que pour les immigrants eux-mêmes, fait l'objet d'un débat permanent. Il est difficile de résoudre la question, l'immigration servant à répondre à plusieurs objectifs, aussi diversifiés que la constitution d'une nation et la satisfaction de la demande de main-d'œuvre locale. Par conséquent, les divers coûts et avantages de la modification des niveaux d'immigration ne peuvent souvent pas être comparés sur la même échelle. Les analyses approfondies des incidences économiques et sociétales des niveaux d'immigration et de leurs répercussions sur les orientations stratégiques futures sont rares au Canada. Même si la plupart des incidences générales à long terme sont difficiles à quantifier, certains effets définis de façon étroite peuvent être examinés de façon empirique.

La présente étude porte sur l'effet des niveaux d'immigration sur un aspect des résultats sur le marché du travail des immigrants, à savoir leurs gains initiaux, c'est-à-dire leurs gains au cours de leurs deux premières années complètes au Canada. Une augmentation de l'offre de main-d'œuvre, c'est-à-dire une cohorte plus nombreuse de nouveaux immigrants, pourrait faire augmenter la concurrence pour les types d'emploi que recherchent les nouveaux immigrants et exercer une pression à la baisse sur les salaires des immigrants compris dans cette cohorte. La présente étude porte sur deux questions : 1) Les niveaux d'immigration ont-ils des répercussions sur les gains initiaux des immigrants, une fois prises en compte les différences entre les cohortes dans les conditions macroéconomiques et les caractéristiques démographiques des immigrants? 2) L'association entre les gains initiaux et les niveaux d'immigration varie-t-elle selon les conditions économiques au moment de l'établissement? Autrement dit, l'effet du niveau d'immigration est-il plus grand en période de ralentissement économique et plus faible en période d'expansion?

Les données au niveau de la personne utilisées dans cette étude sont tirées de la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM), qui couvre les années allant de 1982 à 2010. L'analyse porte sur les immigrants qui : 1) étaient âgés de 25 à 54 ans au moment de leur arrivée au Canada, 2) ont obtenu leur statut de résident permanent entre 1980 à 2009, et 3) touchaient au moins 1 000 \$ (en dollars constants de 1982) en gains d'emploi rémunéré lors de l'une ou l'autre de leurs deux premières années complètes au Canada. La taille de l'échantillon comprend environ 1,75 million d'années-personnes pour les hommes et 1,35 million d'années-personnes pour les femmes.

La variable indépendante principale, la taille de la cohorte d'immigration, est définie comme le nombre d'immigrants du groupe d'âge d'activité maximale (25 à 54 ans) pour une année donnée, désagrégé selon les trois niveaux de scolarité (diplôme universitaire, études postsecondaires partielles et diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur d'études). Trois variables agrégées servent à contrôler l'effet des conditions macroéconomiques sur les tendances des gains des immigrants : le taux de chômage des hommes en âge d'activité maximale (25 à 54 ans) pendant l'année de leur établissement au Canada, les taux de chômage de l'année courante pour les hommes en âge d'activité maximale (25 à 54 ans), et les gains hebdomadaires d'un emploi rémunéré à temps plein à longueur d'année des travailleurs de sexe masculin nés au Canada, de 20 à 34 ans. Les cohortes d'immigrants ayant reçu le droit d'établissement et les caractéristiques démographiques détaillées font aussi l'objet d'un contrôle dans les modèles multidimensionnels.

La présente étude montre une association statistiquement significative entre la taille d'une cohorte d'entrée et les gains initiaux parmi les immigrants en âge d'activité maximale de cette cohorte. Une augmentation de 10 % du niveau d'immigration (taille de la cohorte) est associée à une baisse d'environ 0,8 % des gains initiaux réels des hommes immigrants et à une baisse

de 0,3 % des gains initiaux réels des femmes immigrantes. Ces effets sont constants pour la majeure partie de la répartition des gains initiaux des immigrants, même s'ils sont légèrement plus faibles au sommet.

Les résultats montrent aussi que l'effet de la taille de la cohorte sur les gains initiaux ne semble pas varier selon les conditions macroéconomiques générales. L'augmentation de la taille de la cohorte a tendance à exercer une pression à la baisse sur les gains initiaux des immigrants, tant en période de récession que d'expansion économique. Évidemment, des facteurs autres que la taille de la cohorte qui ont des répercussions sur les gains des immigrants, par exemple, la demande de main-d'œuvre, différeront probablement dans diverses conditions macroéconomiques, ce qui donnera lieu à des niveaux de gains initiaux différents en périodes de récession et d'expansion.

1 Introduction

Le niveau annuel d'immigration est l'une des composantes les plus importantes de la politique d'immigration d'un pays. Entre les années 1920 et la fin des années 1980, l'apport annuel d'immigrants a souvent été lié à la situation du marché du travail au Canada. L'immigration a augmenté de façon considérable en période d'expansion économique et a connu des baisses marquée en période de ralentissement économique extrême (Green, 2004). Un exemple récent du lien entre les niveaux d'immigration et les conditions macroéconomiques s'est produit au début des années 1980. L'apport moyen d'immigrants a connu une réduction, pour s'établir à environ 90 000 par année, pendant quatre années consécutives, par suite du début de la récession. Depuis le début des années 1990, on a maintenu un niveau historiquement élevé d'immigration¹.

La pertinence du niveau courant d'immigration pour l'économie et la société canadiennes, ainsi que pour les immigrants eux-mêmes, fait l'objet d'un débat permanent. Les appels à l'augmentation des niveaux d'immigration correspondent souvent à des périodes de forte expansion économique, lorsque des pressions considérables sont exercées pour combler les pénuries de main-d'œuvre. En périodes de récession et de lente reprise, toutefois, nombreux sont ceux qui se questionnent sur la pertinence de réduire les flux d'entrée de nouveaux immigrants. Certains prétendent que le niveau courant dépasse la « capacité d'absorption » de l'économie et citent la détérioration du rendement sur le marché du travail des cohortes successives de nouveaux immigrants. Par exemple, Grady (2009) proposait que l'apport annuel d'immigrants diminue, pour s'établir à 100 000. Parallèlement, d'autres souhaitent une augmentation soutenue de l'immigration, afin que celle-ci atteigne 350 000 ou 400 000 par année, à titre de mesure stratégique pour contrer les effets du vieillissement de la population et de l'intensification de la concurrence internationale au chapitre de la main-d'œuvre qualifiée (p. ex. Conference Board du Canada, 2010; Saunders, 2012)². Entre ces deux extrêmes, certains économistes (p. ex. Abbott et Beach, 2011; Picot et Sweetman, 2012) ont demandé que l'on revienne à une politique d'immigration procyclique, conçue pour modifier la répartition des immigrants selon le cycle économique, c'est-à-dire réduire le niveau d'immigration en période de récession économique et l'augmenter en période d'expansion. Il est difficile de résoudre ces débats, étant donné que l'immigration répond à des objectifs multiples, aussi diversifiés que la constitution d'une nation, la réunification des familles, la réponse aux besoins humanitaires et la satisfaction de la demande de main-d'œuvre localisée. Par conséquent, les divers coûts et avantages de la modification des niveaux d'immigration ne peuvent souvent pas être comparés sur la même échelle.

Dans le présent document, l'analyse se limite à l'impact des niveaux d'immigration sur les résultats économiques des immigrants au cours des premières années suivant leur immigration. Le rendement sur le marché du travail des immigrants peut être lié au niveau d'immigration en raison des changements dans l'offre de main-d'œuvre. Une augmentation de l'offre de main-d'œuvre, c'est-à-dire une cohorte plus importante de nouveaux immigrants, pourrait faire augmenter la concurrence à l'égard des types d'emplois que recherchent les nouveaux immigrants et exercer des pressions à la baisse sur les salaires des immigrants de cette cohorte. À partir de la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM), pour la période de 1982 à 2010, la présente étude tente de quantifier l'association statistique entre les niveaux d'immigration et le rendement économique des immigrants du point de vue de leurs gains initiaux, c'est-à-dire leurs gains au cours de leurs deux premières années complètes au

1. Les niveaux d'immigration se situaient en moyenne à 220 000 par année dans les années 1990 et à 241 000 par année dans les années 2000.

2. Le chiffre de 350 000 représente à peu près 1 % de la population totale actuelle du Canada. Un apport annuel de 1 % représentait la cible précisée dans le document de 1995 du Parti libéral, *Vers le 21^e siècle : une stratégie pour l'immigration et la citoyenneté* (Green et Green, 1999, p. 435).

Canada³. De façon plus particulière, la présente étude porte sur deux questions : 1) Les niveaux d'immigration ont-ils des répercussions sur les gains initiaux des immigrants, une fois prises en compte les différences entre les cohortes dans les conditions macroéconomiques et les caractéristiques démographiques des immigrants?; 2) L'association entre les niveaux d'immigration et les gains initiaux des immigrants varie-t-elle selon les conditions économiques au moment de l'établissement?; Autrement dit, l'effet du niveau d'immigration est-il plus grand en période de ralentissement économique et plus faible en période d'expansion? Le présent document n'examine aucun des effets possibles des niveaux d'immigration sur les gains des travailleurs nés au Canada.

Le reste du présent document est organisé en quatre sections. La section 2 passe en revue les ouvrages publiés sur l'effet de la taille de la cohorte de naissance sur les résultats économiques dans la population en général et l'impact de la taille de la population immigrante sur les gains des travailleurs nés au Canada. La section 3 aborde la source des données, les mesures et les approches d'analyse. La section des résultats, la section 4, présente des statistiques descriptives et des estimations d'analyses multidimensionnelles. La conclusion se trouve à la section 5.

2 Taille de la cohorte et résultats économiques

Même si l'on n'a pas trouvé d'études sur l'effet de la taille de la cohorte de nouveaux immigrants sur leurs résultats économiques au Canada et dans d'autres pays occidentaux, il existe de nombreux ouvrages qui relient la taille de la cohorte de naissance des personnes à leurs résultats socioéconomiques. Selon Easterlin (1987), qui a élaboré les hypothèses théoriques les plus influentes dans ses ouvrages, la taille relative de la cohorte marque une génération pour la vie. « Dans le cas des personnes qui ont la chance de faire partie d'une petite génération, la vie est, de façon générale, disproportionnellement meilleure; le contraire est vrai pour celles qui appartiennent à une génération importante ». (1987, pages 3-4). De façon plus particulière, Easterlin affirmait que les membres de la génération du baby-boom, compte tenu de la taille importante de celle-ci par rapport à la génération précédente, connaîtraient des gains plus faibles et des taux de chômage plus élevés que la génération de leurs parents.

Les hypothèses d'Easterlin reposent sur des notions de base de l'offre et de la demande de main-d'œuvre. Toutes choses étant égales par ailleurs, si l'on présume que les jeunes travailleurs ne sont pas de bons substituts des travailleurs plus âgés, les jeunes travailleurs des cohortes plus importantes font peut-être face à une plus grande concurrence sur le marché du travail et à une plus grande probabilité de difficultés économiques. L'importance de la taille de la cohorte pourrait aussi avoir des répercussions négatives sur la croissance des salaires des membres de la cohorte et leur avancement professionnel.

Un examen de 30 études publiées avant le milieu des années 1990 a fait ressortir que les cohortes plus importantes étaient associées à des gains réels ou relatifs plus faibles chez les jeunes travailleurs aux États-Unis, au Canada et au Royaume-Uni (Bloom et coll., 1988; Korenman et Neuman, 2000). Les cohortes importantes de jeunes avaient aussi tendance à être associées à une augmentation relative du chômage dans de nombreux pays occidentaux. Toutefois, il existe de grands désaccords concernant la concentration des effets de l'offre dans les premières années de vie active (Berger, 1985; Dooley, 1986; Welch, 1979). On suppose aussi que l'effet de la taille de la cohorte pourrait être contrebalancé dans une certaine mesure par des conditions économiques favorables (Korenman et Neuman, 2000).

3. Par exemple, les deux premières années complètes au Canada des personnes arrivées en 1990 sont 1991 et 1992.

Les études publiées depuis le milieu des années 1990 utilisent des données portant sur de plus longues périodes et produisent donc des estimations plus fiables, du fait de la plus grande variation dans la taille de la cohorte. Par exemple, Macunovich (1999) a déterminé que la presque totalité des changements dans l'avantage rattaché à l'expérience et une proportion importante des changements dans l'avantage salarial rattaché aux études postsecondaires, au cours de la période de 1963 à 1995, sont associés au changement dans la structure d'âge aux États-Unis. À partir des données pour les États-Unis pour la période de 1974 à 2004, Slack et Jensen (2008) ont démontré une association significative entre l'importance de la taille de la cohorte et l'incidence du sous-emploi, défini comme un manque involontaire de travail, le travail à temps partiel involontaire et les emplois faiblement rémunérés. Dans une étude plus récente aux États-Unis, Macunovich (2011) indiquait que les changements dans la taille relative de la cohorte représentaient environ 60 % de la baisse des salaires initiaux des femmes, tant en termes absolus que par rapport aux travailleurs en âge d'activité maximale, au cours de la période de 1968 à 1982, et 100 % de l'augmentation des salaires initiaux des femmes pour la période de 1982 à 2001.

Certaines études récentes ont tiré parti des variations de l'échéance et de l'ampleur des changements dans la taille de la cohorte des jeunes entre les pays. À partir de séries chronologiques transnationales portant sur la période de 1970 à 1994 aux États-Unis, au Canada et dans 13 autres pays occidentaux, Korenman et Neuman (2000) ont déterminé que les cohortes importantes de jeunes entraînent des augmentations importantes du taux de chômage relatif des jeunes. À partir des données de 17 pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) pour la période de 1960 à 1996, Bertola et coll. (2007) ont démontré qu'une augmentation de la taille de la cohorte entraînait une augmentation des taux de chômage des jeunes. En mettant l'accent sur 11 pays européens, pour la période de 1994 à 2001, Brunello (2010) a déterminé qu'une augmentation de 10 % de la taille de la cohorte est associée à une baisse de 0,7 % des gains horaires des diplômés d'études secondaires et à une baisse de 1,7 % pour les diplômés collégiaux.

On croit que la même approche analytique couplant la taille de la cohorte et la situation économique n'a pas été appliquée à l'association possible entre les niveaux annuels d'immigration et les résultats sur le marché du travail des immigrants des nouvelles cohortes. Toutefois, il y a des raisons de croire qu'il existe un effet de « taille de la cohorte ». Dans les ouvrages examinés précédemment, on fait l'hypothèse que, lorsqu'une cohorte de jeunes entre sur le marché du travail, ses membres font principalement concurrence à d'autres travailleurs inexpérimentés de cette cohorte pour les emplois de débutant. La situation est similaire pour les immigrants qui arrivent. Les nouveaux immigrants ont peu d'expérience de travail au Canada, voire pas du tout, et habituellement peu de scolarité au Canada à offrir dans leur recherche d'emploi. Ils doivent parfois aussi composer avec des problèmes de langue et de culture dans leur recherche. Ces problèmes limiteront dans une certaine mesure les types d'emplois auxquels ils peuvent accéder. Cela pourrait vraisemblablement faire en sorte que les immigrants « récents » soient considérés comme des substituts imparfaits des travailleurs canadiens ayant le même niveau de scolarité, comme l'ont déterminé Card (2009), Manacorda et coll. (2012), ainsi qu'Ottaviano et Peri (2012). Une étude canadienne récente montre que les nouveaux immigrants, tant hommes que femmes, titulaires d'un diplôme universitaire avaient des gains moyens au cours de leurs cinq premières années au Canada similaires à ceux des diplômés d'études secondaires nés au Canada (Bonikowska et coll., 2010).

Le degré de substituabilité entre les travailleurs canadiens et les travailleurs immigrants peut varier selon la répartition du revenu. Il se peut que les immigrants bien rémunérés parlent la langue et aient les autres compétences nécessaires pour concurrencer plus efficacement les travailleurs canadiens, mais il se peut que les immigrants peu rémunérés n'aient pas ces compétences nécessaires. Ainsi, selon les prévisions, l'effet de la « taille de la cohorte » serait faible parmi les immigrants bien rémunérés. Dans l'ensemble, les immigrants seraient en concurrence avec d'autres immigrants de leur cohorte d'arrivée, ou avec des immigrants qui

sont au Canada depuis peu. Cela est particulièrement vrai dans le cas des immigrants peu rémunérés.

De nombreuses études connexes ont examiné l'effet de l'immigration sur le bien-être économique de la population née au pays. Toutefois, ces études ne mettent pas l'accent sur les niveaux annuels d'immigration; elles examinent plutôt la taille de la population immigrante totale. Jusqu'à maintenant, il n'existe pas de consensus concernant les répercussions de l'immigration sur les résultats sur le marché du travail des personnes nées au Canada (voir : Borjas, 1999, 2003; Borjas et coll., 2012; Card, 2001, 2005, 2012). Par exemple, à partir des données de six recensements de la population au Canada pour la période de 1971 à 2001, Aydemir et Borjas (2007) ont utilisé la variation au fil du temps de la proportion d'immigrants selon le groupe de niveau de scolarité/d'expérience pour déterminer les répercussions de l'immigration sur les gains des personnes nées au Canada. Ils ont déterminé qu'une augmentation de 10 % de l'offre de main-d'œuvre attribuable à l'immigration dans un groupe de compétences particulières entraîne une réduction de 3 % des gains des travailleurs nés au Canada du même groupe. En comparaison, à partir d'autres stratégies d'estimation, Tu (2010) a analysé trois recensements au Canada pour la période de 1991 à 2001 et a conclu que les effets de l'immigration sur les salaires des travailleurs nés au Canada étaient non significatifs ou légèrement positifs.

Il existe un problème possible d'endogénéité dans l'estimation de l'effet des niveaux d'immigration sur les gains initiaux des immigrants. L'augmentation des salaires, par exemple, donnerait lieu à une augmentation de la taille de la cohorte. Il se peut que les immigrants soient plus motivés à venir au Canada lorsque la situation du marché du travail s'améliore. Le problème d'endogénéité n'est probablement pas grave pour un certain nombre de raisons. Tout d'abord, il faut parfois des années pour être admis au Canada, ce qui fait que les immigrants devraient anticiper les conditions futures du marché du travail. En deuxième lieu, la taille de la cohorte est déterminée principalement pas les quotas gouvernementaux. Depuis le début des années 1990, ces quotas sont indépendants des conditions économiques. Enfin, un tel biais d'endogénéité réduirait les effets négatifs de la taille de la cohorte sur les gains initiaux des immigrants. S'il existait, un tel biais d'endogénéité donnerait lieu à une sous-estimation de tout effet négatif de la taille de la cohorte.

3 Données, mesures et méthodes

3.1 Données

Les données au niveau de la personne de la présente étude sont tirées de la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM). Cette base combine les fiches d'établissement et les dossiers fiscaux annuels des immigrants qui sont arrivés au Canada depuis 1980. Les immigrants qui ont produit au moins une déclaration de revenu depuis 1980 sont inclus dans la base de données. À partir des fiches d'établissement des immigrants, la base de données comprend des données riches sur les caractéristiques des immigrants au moment de l'établissement, y compris l'âge, la scolarité, l'état matrimonial, le pays d'origine, la connaissance des langues officielles et la catégorie d'immigration (p. ex. travailleurs qualifiés, regroupement familial et réfugiés). À partir des dossiers fiscaux, la base de données recueille de l'information sur les gains et d'autres composantes du revenu, les impôts payés, l'état matrimonial actuel et le lieu géographique de résidence. Les dossiers fiscaux couvrent actuellement la période de 1982 à 2010, des années s'ajoutant au fur et à mesure que des données fiscales deviennent disponibles.

Les immigrants qui avaient de 25 à 54 ans au moment de leur arrivée au Canada et qui ont obtenu leur statut de résident permanent entre 1980 et 2009 sont inclus. Du fait de la restriction

concernant l'âge au moment de l'immigration, la majorité des immigrants de l'étude ont terminé leurs études à l'étranger. Un très petit nombre (environ 0,1 % de l'échantillon total) d'immigrants sont exclus de l'étude parce que l'on ne dispose pas de données sur leur scolarité, leur connaissance des langues officielles, leur pays de naissance ou leur sexe. La taille de l'échantillon sélectionné d'immigrants arrivés au cours d'une année donnée va de 32 800 pour l'année d'établissement 1983 à 146 300 pour l'année d'établissement 2001. Seuls les immigrants ayant touché au moins 1 000 \$ (en dollars constants de 1982) en gains d'emploi rémunéré une de leurs deux premières années complètes au Canada sont inclus dans l'échantillon utilisé pour l'analyse⁴. La taille de l'échantillon final se situe à environ 1,75 million d'années-personnes pour les hommes et 1,35 million d'années-personnes pour les femmes.

3.2 Mesures

3.2.1 Variable de résultat — gains d'un emploi rémunéré

La présente étude utilise les gains annuels d'un emploi rémunéré (salaires et traitements) pour les deux premières années complètes au Canada comme indicateurs des résultats sur le marché du travail des nouveaux immigrants⁵. Il y a trois raisons importantes de mettre l'accent sur les gains des immigrants au cours des années initiales suivant leur établissement. Tout d'abord, les gains initiaux des immigrants et d'autres résultats initiaux sur le marché du travail sont souvent utilisés comme critère pour évaluer l'efficacité des programmes de sélection des immigrants et pour apporter des rajustements aux politiques (Green et Worswick, 2010). En deuxième lieu, les résultats économiques au cours des premières années suivant l'arrivée peuvent avoir des répercussions sur la décision des immigrants de demeurer au Canada, de s'installer dans un autre pays ou de retourner dans leur pays d'origine. Enfin, les cohortes d'arrivée plus récentes comportent uniquement un nombre limité de points d'observation qui peuvent être utilisés avec fiabilité pour estimer leurs profils de croissance des gains. L'approche conventionnelle pour l'estimation de la croissance des gains dans le cas des immigrants nouvellement arrivés regroupe des données des cohortes plus distantes comportant de nombreuses années de données et des cohortes plus récentes en comportant peu. Cette approche mène souvent à une trajectoire de gains fortement biaisée pour les cohortes plus

4. L'établissement du seuil de gains minimum à une plus faible valeur a tendance à faire augmenter légèrement l'effet estimé de la taille de la cohorte. Par exemple, lorsque ce seuil a été établi à 500 \$, l'effet estimé de la taille de la cohorte a augmenté pour passer de -0,078 dans le modèle 2 du tableau 2 à -0,083. Lorsque le seuil a été ramené à 50 \$, l'effet estimé de la taille de la cohorte a augmenté pour s'établir à -0,087. Toutefois, l'effet estimé a augmenté de façon marquée, pour s'établir à -0,286 lorsque les immigrants n'ayant pas de gains (une valeur de 0,5 est attribuée afin de calculer le logarithme des gains) ont été inclus. Il existe deux explications possibles pour cette hausse importante. Tout d'abord, cela peut rendre compte des effets négatifs additionnels de la taille de la cohorte sur la probabilité d'emploi. En deuxième lieu, il pourrait s'agir d'un artifice des changements dans les tendances de déclaration des revenus. Voir la note de bas de page 6 pour des détails. Étant donné qu'il n'est pas possible de faire une distinction entre l'effet possible de la taille de la cohorte sur l'emploi et les répercussions possibles des changements dans les tendances de déclaration des revenus, il est prudent de ne pas utiliser le très important effet estimé. Toutefois, il est raisonnable de présumer que l'exclusion des immigrants n'ayant pas de gains sous-estimerait l'effet de la taille de la cohorte, parce que l'effet sur l'emploi ne serait pas pris en compte. C'est donc dire qu'une augmentation de la taille de la cohorte peut donner lieu à la fois à un taux d'emploi plus faible chez les immigrants de cette cohorte, et à une baisse des gains parmi ceux qui sont employés. L'exclusion de ceux qui n'ont pas de gains entraînerait l'exclusion de l'effet du « taux d'emploi ». La présente étude comporte des estimations conservatrices fondées sur un échantillon d'immigrants occupés ayant des gains non nuls. Ces résultats ne sont probablement pas affectés par les changements dans les tendances de déclaration des revenus, qui ont principalement des répercussions sur les tendances de déclaration des personnes n'ayant pas de gains ou ayant de très faibles gains.

5. Le choix de la première année complète, des deux premières années complètes ou des trois premières années complètes pour représenter les « premières années suivant l'immigration » fait peu de différences quant à l'effet estimé de la taille de la cohorte. Par exemple, si l'on utilise uniquement la première année complète, l'effet estimé de la taille de la cohorte du modèle 2 du tableau 1 pour les hommes immigrants demeure inchangé. Si on utilise les trois premières années complètes, l'effet estimé change légèrement, pour passer de -0,078 à -0,072.

récentes (Hou, 2013a). C'est pourquoi l'effet de la cohorte sur la croissance des gains des immigrants n'est pas examiné dans la présente étude.

Les gains annuels rendent compte de l'effet combiné des heures annuelles de travail (c.-à-d. les semaines de travail et la situation hebdomadaire de travail à temps plein/à temps partiel), des taux de rémunération horaire et des répercussions des primes et autres gains supplémentaires. La BDIM ne comprend pas de renseignements sur le temps de travail (semaines et heures de travail). Par conséquent, il n'est pas possible de faire une distinction entre les taux de rémunération et le temps de travail. Les gains annuels sont corrigés en fonction des dollars constants de 2009; on utilise l'Indice des prix à la consommation (IPC) de Statistique Canada pour calculer une mesure des gains réels. Afin de réduire l'influence des valeurs aberrantes, les gains annuels réels sont plafonnés à 300 000 \$. Le logarithme naturel des gains annuels réels est utilisé dans toutes les estimations de modèle.

Idéalement, on utiliserait le taux d'emploi comme variable de revenu additionnel. La BDIM ne comporte pas de mesures directes de l'activité sur le marché du travail. Par conséquent, la situation d'emploi peut être calculée uniquement à partir des données concernant le fait qu'une personne a eu des gains d'emploi non nuls pour une année donnée. Toutefois, par suite des changements dans les tendances de déclaration des revenus, ces mesures dérivées ne sont pas comparables au fil du temps⁶.

3.2.2 Taille de la cohorte

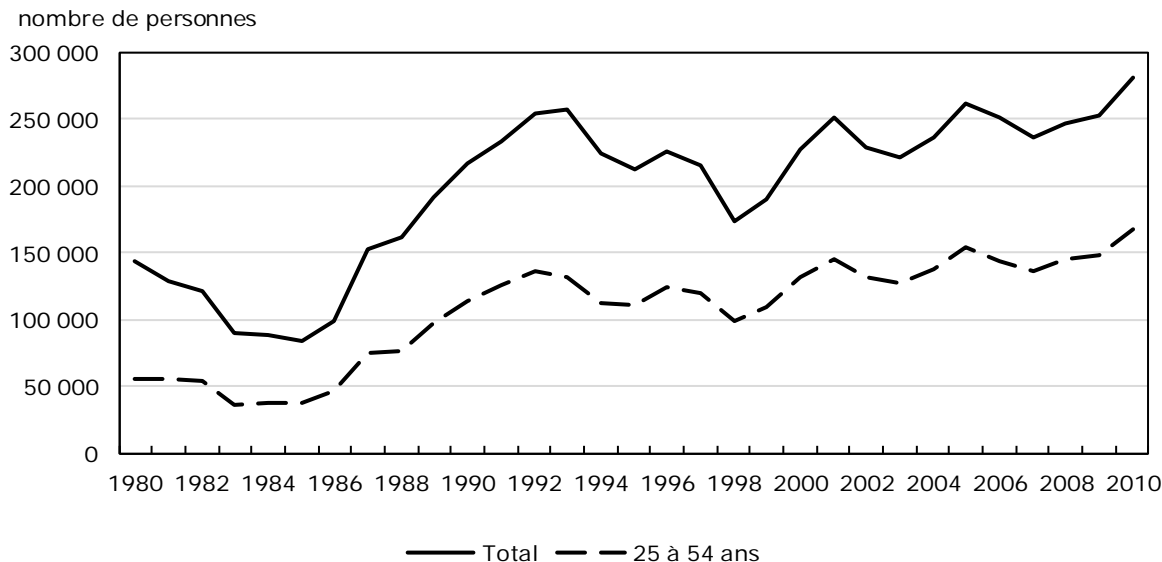
La variable explicative principale de la présente étude est la taille de la cohorte d'entrée ou le niveau annuel d'immigration. Suivant la procédure couramment utilisée dans les ouvrages publiés sur l'effet de la taille de cohorte de naissance, une moyenne mobile pondérée sur cinq ans sert à définir la taille de la cohorte pour les immigrants qui arrivent une année donnée (p. ex. Berger, 1985; Brunello, 2010; Welch, 1979; Wright, 1991). Cette moyenne mobile repose sur le principe que les gains d'une cohorte d'immigrants donnée (année d'établissement) sont affectés par la taille de cette cohorte, ainsi que par la taille des cohortes la précédant et la suivant immédiatement. Les immigrants qui sont arrivés des années consécutives sont susceptibles d'être en concurrence pour des emplois similaires, parce qu'ils font face à des problèmes similaires de langue, de reconnaissance des titres de compétence et d'absence d'expérience canadienne dans leur recherche d'emploi. On utilise des poids pour ne pas tenir compte de la taille des cohortes consécutives, selon l'hypothèse que le degré de substituabilité entre les immigrants des cohortes diminue au fur et à mesure des années écoulées depuis l'année d'établissement. Comme le démontre Wright (1991, p. 301), ces poids, même s'ils semblent arbitraires, sont « un premier choix logique » lorsqu'aucune information a priori n'est disponible concernant le degré approprié de substituabilité.

6. L'avènement du crédit pour taxe fédérale sur les ventes (CTVF) en 1986 et du crédit pour taxe sur les produits et services (CTPS) en 1989 ont incité davantage les personnes à faible revenu à produire des déclarations de revenu. Afin d'évaluer les répercussions de ces changements sur la comparabilité historique, l'étude comprend une comparaison des tendances dans la proportion de la population ayant des gains d'emploi de zéro, à partir du Recensement et de la banque de Données administratives longitudinales (DAL). La banque DAL et la BDIM utilisent toutes les deux les mêmes dossiers fiscaux comme données de source. La comparaison des estimations du Recensement et de la banque DAL de la proportion de la population ayant des gains d'emploi de zéro chez les hommes de 25 à 54 ans révèle des changements significatifs dans les tendances de déclaration des revenus dans la banque DAL par rapport au Recensement. Les changements apportés aux règles fiscales au début des années 1990 ont donné lieu à une augmentation de la proportion de la population ayant des gains nuls dans la banque DAL (ou la BDIM). Par exemple, en 1985, la proportion de la population estimée ayant des gains nuls était de 1,8 point de pourcentage plus faible dans la banque DAL que dans le Recensement. Toutefois, en 1995 et 2000, les proportions estimées dans la banque DAL étaient plus élevées de 1,2 et de 2,4 points de pourcentage, respectivement, que celles du Recensement. En 2005, lorsqu'on a récupéré des données sur le revenu des dossiers fiscaux pour la majorité des répondants au Recensement, les proportions estimées de gains nuls à partir des deux sources de données étaient les mêmes. Ces comparaisons laissent supposer que le taux d'emploi fondé sur des gains d'emploi non nuls de la banque DAL et de la BDIM entraînerait une surestimation des baisses dans les taux d'emploi d'une cohorte à l'autre.

Dans la présente étude, la taille de la cohorte d'immigration est définie comme $CS_{te} = (\frac{1}{9} * N_{(t-2)e} + \frac{2}{9} * N_{(t-1)e} + \frac{3}{9} * N_{te} + \frac{2}{9} * N_{(t+1)e} + \frac{1}{9} * N_{(t+2)e})$, où N_{te} correspond au nombre d'immigrants en âge d'activité maximale (25 à 54 ans) ayant un niveau de scolarité e qui sont arrivés l'année t . $N_{(t-1)e}$ et $N_{(t-2)e}$ représentent les nombres correspondants d'immigrants qui sont arrivés l'année 1 avant l'année t et l'année 2 avant l'année t , respectivement, tandis que $N_{(t+1)e}$ et $N_{(t+2)e}$ représentent les nombres correspondant à l'année 1 après l'année t et l'année 2 après l'année t , respectivement. Dans le cadre de l'étude, on a vérifié la sensibilité des résultats du modèle à d'autres spécifications d'années consécutives et de poids utilisées pour calculer la taille de la cohorte. Ces autres spécifications produisent des résultats qui ne sont pas qualitativement différents de ceux fondés sur la spécification choisie (voir la sous-section 4.3 concernant les tests de robustesse).

Trois niveaux de scolarité (diplôme universitaire, études postsecondaires partielles et diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur d'études) sont utilisés pour désagréger le niveau annuel d'immigration. C'est donc dire que la taille de la cohorte est définie conjointement selon l'année et le niveau de scolarité. On procède ainsi pour deux raisons essentielles. Tout d'abord, il est raisonnable de présumer que les immigrants ayant différents niveaux de scolarité participent à des segments différents du marché du travail, comme en font foi les différences de gains importantes selon le niveau de scolarité entre les immigrants (Aydemir et Skuterud, 2005; Bonikowska et coll., 2010). En deuxième lieu, les tendances dans le niveau annuel d'immigration diffèrent considérablement selon le niveau de scolarité. Dans le cas des immigrants globalement, après avoir connu une baisse au cours de la période de 1983 à 1986, les flux d'entrée annuels ont atteint un sommet au cours de la période de 1992 à 1993, puis ont diminué en 1998, avant d'augmenter à nouveau dans les années 2000 (graphique 1).

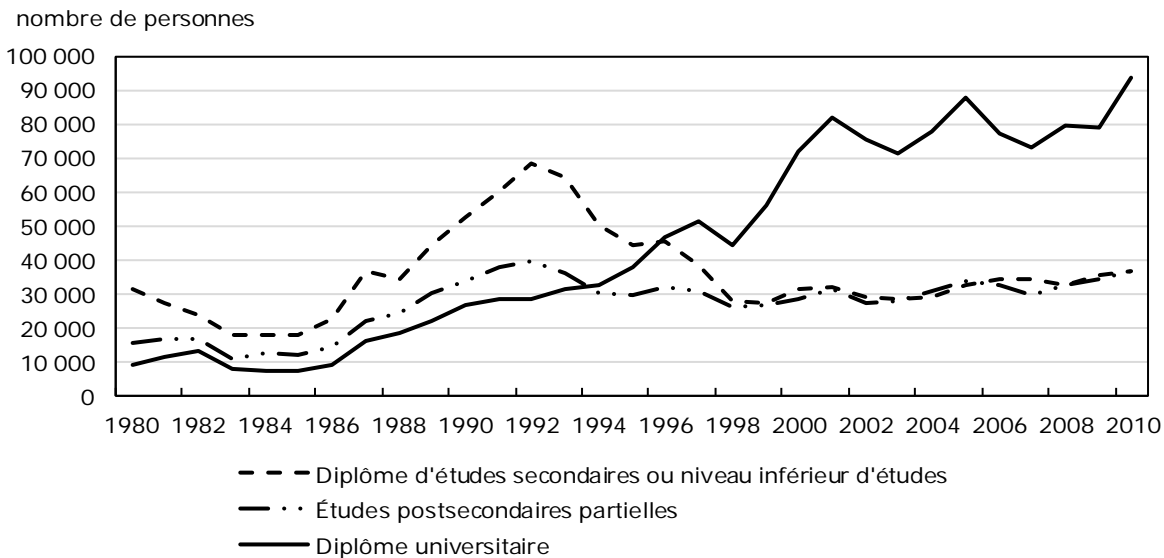
Graphique 1
Niveaux annuels d'immigration au Canada



Sources : Citoyenneté et Immigration Canada, *Faits et chiffres 2010* et fichiers d'établissement des immigrants.

La désagrégation de la tendance globale fait ressortir des tendances distinctes selon les niveaux de scolarité. Le nombre d'immigrants ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études a atteint un sommet en 1992, puis a diminué constamment jusqu'à la fin des années 1990, avant de se stabiliser (graphique 2)⁷. Une tendance similaire est observée parmi les immigrants ayant fait des études postsecondaires partielles, même si le sommet atteint est moins élevé au début des années 1990. Par contre, le nombre d'immigrants titulaires d'un diplôme universitaire a augmenté continuellement tout au long des années 1990, et particulièrement rapidement au cours de l'essor des technologies de l'information à la fin des années 1990, pour se stabiliser en général à des niveaux élevés pendant les années 2000 (graphique 2).

Graphique 2
Flux d'entrée annuels d'immigrants de 25 à 54 ans selon le
niveau de scolarité



Source : Citoyenneté et Immigration Canada, fichiers d'établissement des immigrants.

Ces tendances différentes selon les niveaux de scolarité font augmenter la variation de la taille de la cohorte et sont essentielles pour distinguer l'effet de la taille de la cohorte de l'effet

7. L'augmentation du nombre d'immigrants ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études à la fin des années 1980 et au début des années 1990 a coïncidé avec deux changements de politiques de Citoyenneté et Immigration Canada. La première est le « Programme d'élimination de l'arriéré », qui portait sur les demandes de réfugiés soumises avant l'entrée en vigueur de la *Loi sur des mesures de réforme équitables concernant les réfugiés*, et qui n'étaient pas résolues à ce moment-là. L'autre avait trait à l'élargissement des critères d'admission pour les enfants à charge pendant la période de 1988 à 1992. Afin de déterminer si les estimations du modèle sont fortement touchées par ces changements particuliers, l'étude a comparé les résultats avec et sans les immigrants admis en vertu de ces deux changements de politique. L'effet estimé de la taille de la cohorte pour les hommes augmente légèrement, pour passer de -0,078 dans l'échantillon complet à -0,082 dans l'échantillon sans les immigrants admis en vertu des deux programmes particuliers.

général de la cohorte⁸. Il existe évidemment d'autres façons de définir les cohortes. Les autres façons de définir la taille de la cohorte (p. ex. le niveau annuel d'immigration), et l'effet de ces autres options sur les résultats, sont abordées dans la sous-section 4.3, « Tests de robustesse ».

3.2.3 Autres variables agrégées utilisées pour contrôler les conditions macroéconomiques

Les modèles multidimensionnels comprennent aussi trois variables agrégées servant à contrôler l'effet des conditions macroéconomiques sur les tendances des gains des immigrants. Ces variables visent à rendre compte de l'effet de la période qui pourrait être confondu avec l'effet de la taille de la cohorte.

La première mesure est le taux de chômage des hommes en âge d'activité maximale (25 à 54 ans) l'année de leur établissement au Canada⁹. Ce taux de chômage est couramment utilisé pour rendre compte de la situation macroéconomique des immigrants au moment de leur établissement (p. ex. Aydemir, 2003; Chiswick et coll., 1997)¹⁰. Cette variable est incluse pour contrôler l'effet des conditions économiques au moment de l'établissement sur les gains des immigrants¹¹. Les taux de chômage de l'année d'arrivée sont mesurés au niveau régional (Toronto, Montréal, Vancouver et provinces) sur la base des destinations prévues des immigrants.

La deuxième mesure correspond aux taux de chômage de l'année courante pour les hommes en âge d'activité maximale (25 à 54 ans). Cette variable contrôle l'effet des changements dans les conditions économiques sur les profils de gains des immigrants les années suivant leur établissement au Canada. Les taux de chômage de l'année courante sont mesurés au niveau régional (Toronto, Montréal, Vancouver et provinces) et sont fondés sur le lieu géographique de résidence des immigrants pour une année de revenu donnée.

Même si les taux de chômage annuels des travailleurs en âge d'activité maximale rendent compte des fluctuations des conditions économiques générales liées aux cycles économiques, une mesure différente est utilisée pour rendre compte des variations à long terme pertinentes pour les nouveaux arrivants sur le marché du travail. Comme le montre le graphique 3, les gains réels des jeunes hommes (ceux de 20 à 34 ans) ont diminué du début des années 1980

8. Les « effets de la cohorte » ont trait aux différences entre les cohortes quant à la situation initiale et à la progression subséquente d'un résultat particulier (dans ce cas, les gains annuels), comme conséquences de facteurs environnementaux et de différences dans la composition de la population. Dans le cas des cohortes de nouveaux immigrants, en particulier, les effets de la cohorte sur les résultats sur le marché du travail peuvent découler de différences dans la composition démographique observée, les caractéristiques des immigrants non observées, la taille de la cohorte et la capacité d'absorption de l'économie canadienne (c.-à-d., la situation économique et la demande/l'offre de main-d'œuvre). Dans les modèles, l'étude répartit l'effet global de la cohorte en plusieurs composantes : les effets indépendants de la taille de la cohorte, les changements dans la composition démographique des immigrants, les conditions macroéconomiques et les effets résiduels de la cohorte (voir la discussion dans la sous-sous-section 3.2.4).

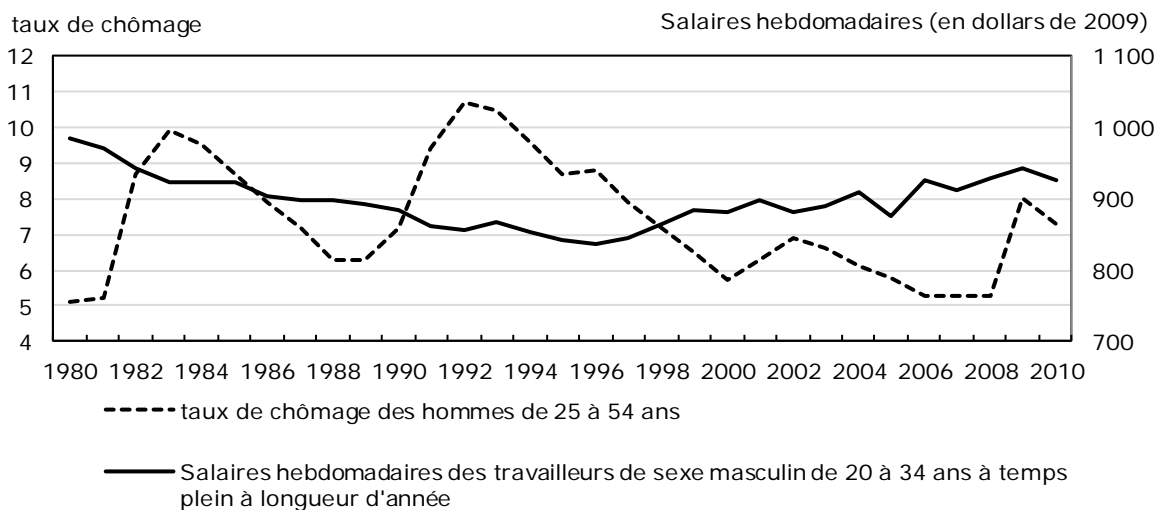
9. Les données sur le chômage sont téléchargées du tableau CANSIM 282-0211, qui est fondé sur les estimations de l'Enquête sur la population active.

10. L'utilisation des taux de chômage des groupes plus jeunes, qui rendent peut-être mieux compte de la situation économique des nouveaux arrivants sur le marché du travail, produit des résultats similaires parce que les tendances des taux de chômage pour les différents groupes d'âge sont fortement corrélées. Par exemple, au cours de la période visée par l'étude, les taux de chômage au niveau national pour les 25 à 29 ans et pour les 25 à 54 ans ont suivi une tendance presque identique (r de Pearson = 0,97).

11. Les taux d'emploi pourraient aussi être utilisés pour rendre compte des conditions macroéconomiques l'année de l'établissement. Les deux mesures sont fortement corrélées et les deux produisent des résultats très similaires. Pour la période couverte par la présente étude, le r de Pearson entre le taux de chômage et le taux d'emploi est de 0,92. Lorsque chaque mesure est incluse dans le modèle séparément, les coefficients sont du même ordre de grandeur. Le taux de chômage est associé négativement aux gains des immigrants, tandis que le taux d'emploi est associé positivement aux gains des immigrants. Lorsque les deux sont entrés dans le même modèle, les coefficients de taux d'emploi ne sont pas significatifs.

au milieu des années 1990, puis ont remonté dans une certaine mesure (Beaudry et Green, 2000; Morissette, 2008). Étant donné que les immigrants récents sont aussi des nouveaux arrivants sur le marché du travail au Canada, ils seront touchés de la même façon (Green et Worswick, 2010). La présente étude repose sur les gains hebdomadaires d'un emploi rémunéré à temps plein à longueur d'année des travailleurs de sexe masculin de 20 à 34 ans nés au Canada, pour contrôler les facteurs qui influencent les gains des nouveaux arrivants sur le marché du travail. Ces gains sont tirés de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de 1980 à 1995 et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1996 à 2010¹². Les tendances des gains hebdomadaires sont estimées pour six régions et corrigées par année d'âge et selon deux catégories de niveau de scolarité (avec ou sans diplôme universitaire)¹³. Les gains estimés sont en dollars constants de 2009. Cette variable est reliée aux immigrants individuellement sur la base de l'année de revenu et de la région de résidence.

Graphique 3
Taux de chômage annuels et salaires des jeunes travailleurs de
sexe masculin



Note : Les salaires hebdomadaires sont corrigés en fonction de l'âge et de la scolarité.

Sources : Statistique Canada, CANSIM, tableau 282-0211 (pour les taux de chômage), Enquête sur les finances des consommateurs de 1980 à 1995 et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996 à 2009 (pour les salaires hebdomadaires rajustés).

12. L'EFC a été interrompue après 1997, tandis que l'EDTR a été lancée en 1993. Ainsi, tant dans l'EFC que dans l'EDTR, on a recueilli des données pour les années 1993 à 1997. Les gains hebdomadaires observés pour les hommes dans le cadre de l'échantillon sélectionné à partir des deux sources diffèrent de 1,1 % à 1,6 % en 1994 et 1995, et de 1,9 % à 2,7 % en 1993, 1996 et 1997. Les estimations des gains hebdomadaires tirées des deux sources sont à peu près uniformes pour les années de chevauchement. Dans le cadre de la présente étude, on a choisi 1996 comme point de transition entre l'EFC et l'EDTR, parce que la taille de l'échantillon du groupe sélectionné a doublé, pour passer de 1 600 en 1995 à 3 230 en 1996 dans l'EDTR.

13. Les travailleurs de sexe masculin rémunérés à temps plein à longueur d'année et nés au Canada de chaque année de l'EFC et de l'EDTR sont regroupés pour estimer les gains hebdomadaires moyens au niveau régional, en tenant compte des différences dans l'âge et la scolarité au fil du temps et d'une région à l'autre. La taille de l'échantillon annuel du groupe sélectionné va de 1 900 à 5 900 dans l'EFC et de 2 000 à 3 400 dans l'EDTR. Étant donné que l'échantillon annuel n'est pas très grand, les provinces sont combinées en six régions : région de l'Atlantique; Québec; Ontario; Manitoba et Saskatchewan; Alberta; et Colombie-Britannique. Au moment de tenir compte de la scolarité, une seule variable fictive (« titulaire d'un diplôme universitaire » contre « niveaux plus faibles de scolarité ») est utilisée parce que les catégories détaillées ne sont pas compatibles au fil du temps, par suite des changements dans les classifications des programmes d'enseignement utilisées dans les enquêtes.

3.2.4 Effets résiduels de la cohorte

L'année d'établissement est une variable clé au niveau de la cohorte qui doit être contrôlée. Il est bien connu que les résultats sur le marché du travail se sont détériorés pour les cohortes successives de nouveaux immigrants au cours du dernier quart de siècle, en partie en raison des changements dans les caractéristiques des immigrants et d'un effet général de « nouvel arrivant sur le marché du travail » (Frenette et Morissette, 2005; Green et Worswick, 2010; Reitz, 2007). Lorsque l'on applique des contrôles à l'effet de « nouvel arrivant sur le marché du travail », aux conditions macroéconomiques et aux caractéristiques des immigrants, tous les effets de cohorte qui subsistent ont trait à des facteurs non observés, par exemple, les changements dans la transférabilité des compétences acquises à l'étranger ou des changements dans le marché du travail au Canada, qui peuvent avoir fait en sorte que celui-ci soit moins accommodant en ce qui a trait à la scolarité et à l'expérience de travail acquises à l'étranger. Ces effets résiduels de la cohorte peuvent aussi être corrélés à la taille de la cohorte, parce que le niveau d'immigration annuel a augmenté au cours du dernier quart de siècle, tandis que les résultats sur le marché du travail des immigrants récents se sont détériorés. Pour distinguer l'effet de la taille de la cohorte des effets résiduels de la cohorte, certaines hypothèses concernant les effets résiduels de la cohorte sont nécessaires.

Les effets résiduels de la cohorte sont considérés comme uniformes parmi tous les immigrants qui arrivent au cours d'une période de cinq ans. Cela permet de déterminer l'effet de la taille de la cohorte, grâce à la variation des niveaux annuels d'immigration à l'intérieur des périodes de cinq ans observées. Selon une approche conventionnelle, nous codons les années d'établissement (cohortes) en six périodes de cinq ans : 1980 à 1984, 1985 à 1989, 1990 à 1994, 1995 à 1999, 2000 à 2004, et 2005 à 2009. Cinq variables fictives sont créées en conséquence, 1995 à 1999 servant de période de référence. Les variables fictives de cohorte tiennent compte des différences entre les cohortes de cinq ans.

Parallèlement, on peut présumer que les effets résiduels de la cohorte augmentent d'une année à l'autre, ce qui rend compte de la possibilité que les changements dans la transférabilité des compétences acquises à l'étranger ou dans la capacité d'absorption du marché du travail au Canada se produisent graduellement. Par conséquent, les années d'établissement (cohortes) sont codées comme une tendance continue, c'est-à-dire une échelle d'intervalles dans laquelle 1980 est égale à 0 et 2009 à 29, ou des formes quadratique ou cubique d'échelle d'intervalles. Les résultats des tests montrent que l'effet estimé de la taille de la cohorte est légèrement plus faible lorsque les effets résiduels de la cohorte sont traités comme une tendance linéaire que lorsque les effets résiduels de la cohorte sont fondés sur des intervalles de cinq ans. Lorsque les effets résiduels de la cohorte sont considérés comme une forme quadratique ou cubique de la tendance linéaire, l'effet estimé de la tendance de la taille de la cohorte est aussi légèrement plus faible que celui fondé sur des intervalles de cinq ans (l'approche utilisée dans les résultats présentés.) Si on ne présume pas d'effets résiduels de la cohorte, en supposant que les contrôles des conditions macroéconomiques, de l'effet de nouvel arrivant sur le marché du travail et des changements dans les caractéristiques des immigrants tiennent compte de façon appropriée des différences dans les cohortes au fil du temps (c'est-à-dire qu'aucune variable d'effet de la cohorte n'est utilisée dans le modèle), l'effet estimé de la taille de la cohorte est environ deux fois plus important que lorsque l'effet de la cohorte est précisé selon six périodes de cinq ans¹⁴. Ces résultats laissent supposer que la spécification choisie pour l'effet de la cohorte (c.-à-d. l'utilisation des six variables fictives de cohorte de cinq ans) produit un effet de

14. Comme dans le modèle 2, tableau 1, l'effet estimé de la taille de la cohorte est de -0,078 lorsque les effets résiduels de la cohorte sont précisés comme étant constants à l'intérieur d'une période de cinq ans. Lorsque les effets résiduels de la cohorte sont représentés comme une tendance linéaire, l'effet estimé de la taille de la cohorte est de -0,068. Lorsque la tendance quadratique et la tendance cubique de l'effet résiduel de la cohorte sont précisées, l'effet estimé de la taille de la cohorte est de -0,069 et -0,071, respectivement. Si aucun effet résiduel de la cohorte n'est précisé, l'effet estimé de la taille de la cohorte est de -0,135.

taille de la cohorte très similaire aux options testées, et conservateur comparativement aux résultats découlant de l'exclusion de l'effet « résiduel de la cohorte ».

3.2.5 Variables de contrôle au niveau de la personne

Les modèles multidimensionnels comprennent aussi les variables démographiques suivantes pour chaque observation :

- (1) Années d'expérience possible sur le marché du travail à l'étranger. Cette variable est calculée ainsi : l'âge au moment de l'arrivée moins les années de scolarité moins 6.
- (2) État matrimonial pour chaque année d'imposition, regroupé en trois catégories : célibataire, séparé, divorcé, veuf, marié ou vivant en union libre.
- (3) Capacité autodéclarée de parler une langue officielle au moment de l'établissement, codée selon quatre catégories : anglais, français, anglais et français, ni anglais ni français. Le groupe de référence est « anglais ».
- (4) Catégorie d'immigrant. Cette variable est codée selon six catégories : regroupement familial, gens d'affaires, demandeurs principaux de la catégorie des travailleurs qualifiés, et autres immigrants (arriéré de demandes, aides familiaux et autres). La catégorie de référence est celle des « demandeurs principaux de la catégorie des travailleurs qualifiés ».
- (5) Niveau de scolarité au moment de l'établissement. Cette variable est regroupée en cinq catégories : niveau inférieur à une 11^e année, 11^e ou 12^e année, études postsecondaires partielles,; baccalauréat, et maîtrise ou doctorat. Le groupe de référence est « baccalauréat ».
- (6) Régions d'origine des immigrants. Cette variable est regroupée en 10 catégories : États-Unis, Caraïbes, Amérique centrale et Amérique du Sud, Europe du Nord et de l'Ouest, Europe du Sud et de l'Est, Afrique, Asie du Sud, Asie de l'Est, Asie du Sud-Est, autres pays asiatiques, et autres pays. Les États-Unis sont utilisés comme référence.
- (7) Lieu géographique de résidence chaque année d'imposition. Cette variable est regroupée en 14 catégories : Montréal, Toronto, Vancouver, les 10 provinces individuellement (sauf les trois villes mentionnées précédemment dans leurs provinces respectives), et les territoires combinés (Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut). Toronto est utilisé comme groupe de référence.

3.3 Méthodes

Les trois modèles de régression suivants sont estimés pour les hommes et les femmes séparément :

$$(1) \text{Logarithme des gains} = \beta_{cs} * \log(CS) + \Sigma\beta X + e$$

$$(2) \text{Logarithme des gains} = \beta_{cs} * \log(CS) + \Sigma\beta X + \beta_{ue} * U_{ent} + \beta_{uc} * U_{cur} + \beta_w * W + e$$

$$(3) \text{Logarithme des gains} = \beta_{cs} * \log(CS) + \Sigma\beta X + \beta_{ue} * U_{ent} + \beta_{uc} * U_{cur} + \beta_w * W + \gamma * \log(CS) * U_{ent} + e$$

Le premier modèle sert à vérifier s'il existe un effet important de taille de la cohorte — $\log(CS)$ — lorsque les caractéristiques individuelles des immigrants (X) sont prises en compte. Étant donné que des transformations logarithmiques sont utilisées pour les gains ainsi que pour la taille de la cohorte, le coefficient β_{cs} pour $\log(CS)$ est interprété comme représentant

l'élasticité. Par exemple, un coefficient de -0,10 peut être interprété comme le fait qu'une augmentation de 10 % de la taille de la cohorte est associée à une diminution de 1 % des gains des immigrants.

Le deuxième modèle sert à déterminer si un effet de taille de la cohorte subsiste une fois pris en compte les taux de chômage de l'année d'arrivée (U_{ent}), les taux de chômage de l'année courante (U_{cur}), et les gains hebdomadaires des jeunes travailleurs de sexe masculin nés au Canada (W). Le troisième modèle comprend le terme d'interaction entre la taille de la cohorte et les taux de chômage de l'année d'arrivée. Ce terme d'interaction vise à déterminer si l'effet de la taille de la cohorte varie selon les conditions économiques au moment de l'arrivée, par exemple, si l'effet est plus marqué en période de ralentissement économique.

Compte tenu de la nature multiniveaux des données, des erreurs-types robustes au niveau de la grappe sont estimées, afin de corriger la corrélation à l'intérieur des grappes (Angrist et Pischke, 2009; Wooldridge, 2003). La mise en grappes des observations associées aux variables au niveau du groupe entraînera généralement une sous-estimation des erreurs-types des coefficients et doit être corrigée, mais n'aura pas de répercussions sur l'ampleur des coefficients. La mise en grappes des observations selon l'année d'établissement et le niveau de scolarité (p. ex. $30 \times 3 = 90$ grappes) sert à corriger l'effet de la mise en grappes. Il s'agit de la mise en grappes associée à la variable de la taille de la cohorte, notre variable indépendante principale¹⁵.

Plutôt que d'utiliser une approche de « correction pour tenir compte de la mise en grappes » pour estimer les erreurs-types, on pourrait utiliser une approche en deux étapes (Angrist et Pischke, 2009). Dans le cadre de cette approche, on estime tout d'abord les résultats moyens au niveau du groupe, en contrôlant les différences au niveau du groupe dans les caractéristiques au niveau de la personne, puis on exécute des modèles de données groupées à la deuxième étape. Les exécutions non présentées de l'étude ont servi à comparer les résultats fondés sur l'approche de mise en grappes et l'approche en deux étapes. Lorsque toutes les variables au niveau du groupe sont fondées sur le même regroupement (par exemple, l'année d'établissement selon le niveau de scolarité), les deux approches produisent

15. Les variables agrégées de la présente étude comportent des types différents de mise en grappes multiniveaux. La mesure de la taille de la cohorte est mise en grappes selon la combinaison de l'année d'établissement et du niveau de scolarité. Les taux de chômage de l'année d'arrivée sont mis en grappes selon l'année d'établissement et selon la province d'établissement prévue et la principale région métropolitaine. Les taux de chômage de l'année courante sont mis en grappes selon l'année de revenu observée et selon la province ou la région métropolitaine principale de résidence l'année de production de la déclaration de revenu. Les gains hebdomadaires des jeunes hommes nés au Canada sont mis en grappes selon l'année de revenu et la région géographique. Ces unités non uniformes de mise en grappes pour les différentes variables n'ont pas de structure hiérarchique d'emboîtement et empêchent donc l'utilisation de stratégies conventionnelles de modélisation linéaire hiérarchique pour tenir compte de chaque niveau de mise en grappes dans un modèle unifié. On estime plutôt des modèles de régression linéaire comportant des erreurs-types robustes au niveau de la grappe, afin de corriger la corrélation à l'intérieur des grappes. Pour vérifier la robustesse des résultats, d'autres unités de mise en grappes sont vérifiées, en incluant les immigrants individuellement (pour tenir compte de la corrélation sérielle) l'année d'établissement selon le lieu d'établissement (pour les taux de chômage de l'année d'arrivée), l'année de revenu selon le lieu de résidence actuel (pour les taux de chômage de l'année courante), et l'année d'établissement selon le niveau de scolarité (pour la taille de la cohorte). En général, les erreurs-types estimées augmentent en même temps que le niveau agrégé de mise en grappes. Les erreurs-types les plus faibles découlent de l'utilisation des immigrants individuels comme unité de mise en grappes, et les erreurs-types les plus importantes découlent de l'utilisation de l'année d'établissement selon le niveau de scolarité comme unité. Les résultats à partir de l'année d'établissement selon le niveau de scolarité comme unité de mise en grappes sont présentés, parce que l'importance du coefficient de la variable de la taille de la cohorte est au centre de l'analyse et que les erreurs estimées sont les plus conservatrices. Par exemple, l'erreur-type associée au logarithme de la taille de la cohorte a augmenté pour passer de 0,0018 sans tenir compte de la mise en grappes, à 0,0022 lorsque les immigrants individuels ont été utilisés comme unité de mise en grappes, à 0,0086 lorsque l'unité est la combinaison de l'année d'établissement et des lieux d'établissement prévus, et à 0,0132, lorsque l'unité est la combinaison de l'année d'établissement et du niveau de scolarité.

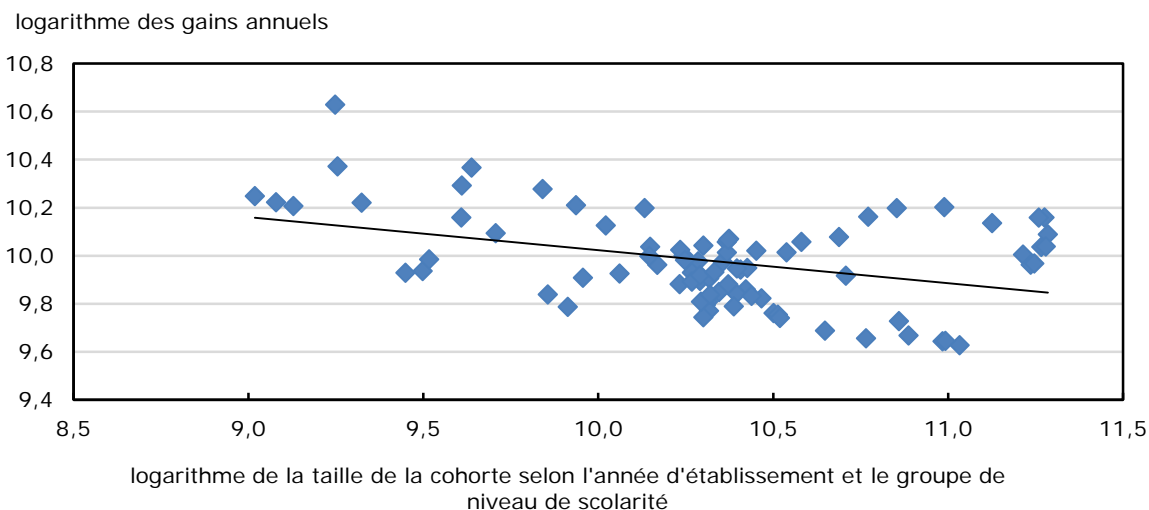
des coefficients presque identiques de la variable de la taille de la cohorte. La principale différence vient de ce que la dernière approche produit des erreurs-types plus conservatrices, environ 10 % plus élevées dans les données utilisées dans la présente étude. Étant donné que notre coefficient de taille de la cohorte est estimé de façon étroite, la différence dans les erreurs-types ne modifie pas nos conclusions. Comme l'ont suggéré Angrist et Pischke (2009), l'approche en deux étapes est préférable lorsque le nombre de groupes est petit (environ 40 ou moins). La présente étude comprend 90 groupes; par conséquent, l'approche en deux étapes n'entraîne pas de différence importante. Par ailleurs, les données utilisées dans la présente étude sont plus compliquées, parce que les trois variables de contrôle économique au niveau agrégé sont fondées sur des regroupements (soit selon l'année et la province, soit selon l'année et la région) différents de celui pour la variable de la taille de la cohorte. Cela complique la tâche de trouver un regroupement uniforme pour l'approche en deux étapes. Ainsi, l'étude estime le modèle au niveau micro et tient compte de la mise en grappes.

4 Résultats

4.1 Gains initiaux des hommes immigrants

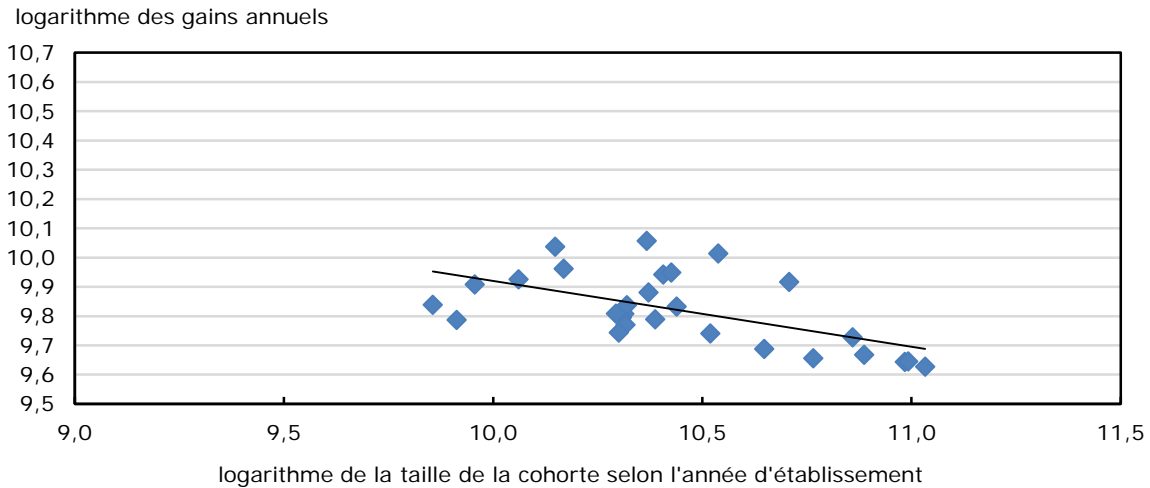
Dans les données brutes, lorsque l'on ne contrôle pas les caractéristiques au niveau de la personne et les conditions macroéconomiques, il existe une corrélation négative entre les gains initiaux moyens et la taille de la cohorte pour les hommes immigrants globalement, et à l'intérieur de chaque grand niveau de scolarité. C'est ce que l'on voit dans les graphiques 4 à 7, qui tracent le logarithme des gains moyens des immigrants de sexe masculin au cours de leurs deux premières années complètes au Canada par rapport au logarithme de la taille de la cohorte selon l'année d'établissement et le niveau de scolarité définis dans la sous-section 3.2. Aucune valeur aberrante évidente n'est observée.

Graphique 4
Taille de la cohorte et logarithme des gains observés les deux premières années complètes au Canada, immigrants de sexe masculin de 25 à 54 ans



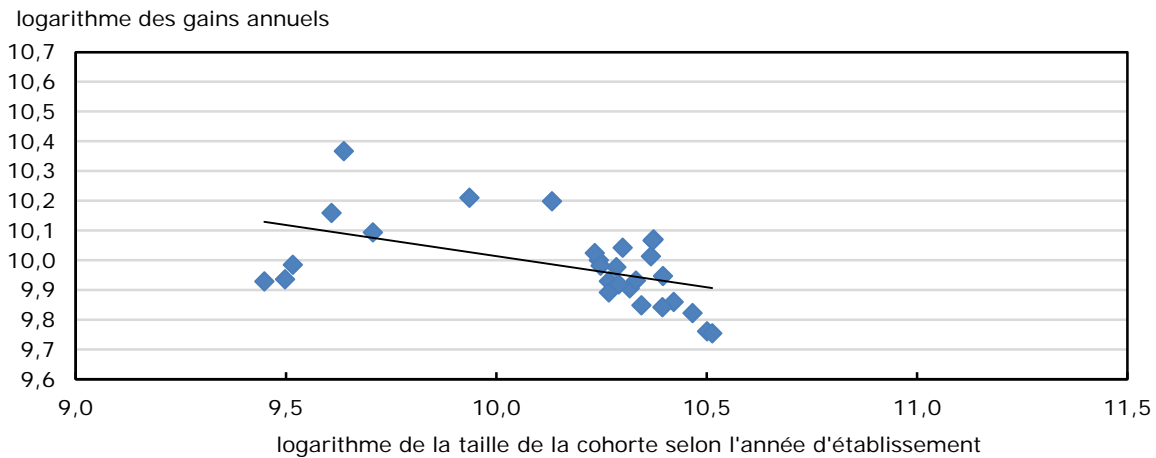
Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

Graphique 5
Taille de la cohorte et logarithme des gains observés les deux premières années complètes au Canada, immigrants de sexe masculin de 25 à 64 ans — Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur d'études



Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

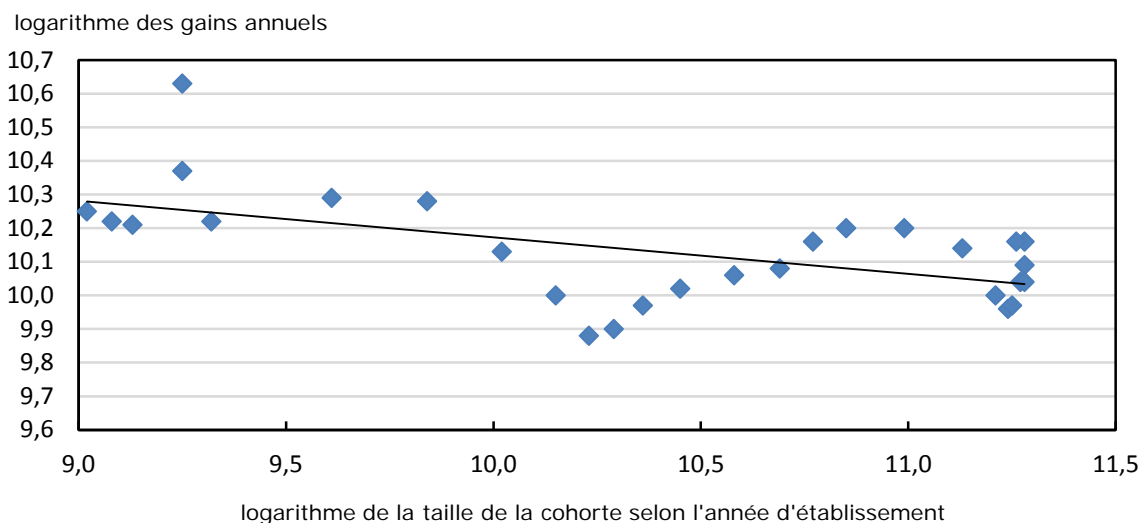
Graphique 6
Taille de la cohorte et logarithme des gains observés les deux premières années complètes au Canada, immigrants de sexe masculin de 25 à 64 ans — Études postsecondaires partielles



Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

Graphique 7

Taille de la cohorte et logarithme des gains observés les deux premières années complètes au Canada, immigrants de sexe masculin de 25 à 64 ans — Diplôme universitaire



Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

Les modèles multidimensionnels nous permettent de nous demander si l'association observée demeure significative une fois contrôlés les effets résiduels de la cohorte, les changements dans les caractéristiques des immigrants et les conditions macroéconomiques. Ces modèles nous permettront de nous demander si l'effet de la taille de la cohorte varie en même temps que les conditions macroéconomiques au moment de l'établissement.

Le tableau 1 présente les résultats des trois modèles de régression pour les hommes immigrants. Le modèle 1 comprend le logarithme de la taille de la cohorte ainsi que des variables fictives de cohorte et d'autres caractéristiques des immigrants. Le coefficient de la variable du logarithme de la taille de la cohorte est statistiquement significatif. Sa valeur de -0,086 signifie qu'une augmentation de 10 % de la taille de la cohorte, selon la définition qui précède, est associée à une baisse d'environ 0,86 % des gains initiaux annuels des immigrants de cette cohorte. Dans le modèle 2, où les taux de chômage de l'année d'arrivée, les taux de chômage de l'année courante et les salaires hebdomadaires des jeunes travailleurs de sexe masculin nés au Canada sont contrôlés, l'ampleur du coefficient du logarithme de la taille de la cohorte diminue légèrement, pour s'établir à -0,078. Ce petit changement signifie que l'effet de la taille de la cohorte est indépendant dans une large mesure de l'effet des trois variables économiques agrégées.

Tableau 1

Modèles de régression prédisant les gains initiaux des hommes immigrants de 25 à 64 ans

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste
Logarithme de la taille de la cohorte	-0,086 ***	0,019	-0,078 ***	0,013	-0,114 ***	0,028
Cohorte de 1980 à 1984	0,049	0,036	0,073 **	0,027	0,074 **	0,027
Cohorte de 1985 à 1989	0,106 ***	0,029	0,061 ***	0,016	0,062 ***	0,015
Cohorte de 1990 à 1994	-0,104 ***	0,023	0,065 ***	0,014	0,061 ***	0,013
Cohorte de 2000 à 2004	-0,027	0,028	-0,084 ***	0,015	-0,082 ***	0,015
Cohorte de 2005 à 2009	0,043	0,027	-0,063 ***	0,012	-0,060 ***	0,013
Années d'expérience à l'étranger	-0,003 ***	0,001	-0,003 ***	0,001	-0,003 ***	0,001
Niveau d'études inférieur au niveau secondaire	-0,066 ***	0,015	-0,067 ***	0,009	-0,071 ***	0,009
Diplôme d'études secondaires	-0,080 ***	0,018	-0,078 ***	0,011	-0,080 ***	0,011
Études postsecondaires partielles	-0,092 ***	0,017	-0,089 ***	0,011	-0,091 ***	0,010
Diplôme universitaire	0,016 *	0,008	0,021 **	0,007	0,021 **	0,007
Français	-0,197 ***	0,009	-0,182 ***	0,009	-0,182 ***	0,009
Anglais et français	-0,078 ***	0,008	-0,062 ***	0,007	-0,063 ***	0,007
Ni anglais ni français	-0,098 ***	0,008	-0,096 ***	0,008	-0,096 ***	0,008
Catégorie du regroupement familial	-0,312 ***	0,009	-0,297 ***	0,008	-0,297 ***	0,008
Catégorie des gens d'affaires	-0,354 ***	0,018	-0,331 ***	0,016	-0,331 ***	0,016
Conjoint ou personne à charge du travailleur qualifié	-0,252 ***	0,009	-0,245 ***	0,008	-0,245 ***	0,008
Réfugié	-0,396 ***	0,008	-0,383 ***	0,008	-0,383 ***	0,008
Autre catégorie	-0,191 ***	0,021	-0,219 ***	0,017	-0,217 ***	0,017
Célibataire	-0,177 ***	0,012	-0,171 ***	0,013	-0,172 ***	0,013
Séparé, divorcé ou veuf	-0,166 ***	0,010	-0,171 ***	0,010	-0,170 ***	0,010
Europe du Nord et de l'Ouest	0,014	0,018	0,002	0,017	0,001	0,017
Europe du Sud et de l'Est	-0,428 ***	0,031	-0,438 ***	0,030	-0,438 ***	0,030
Afrique	-0,536 ***	0,031	-0,550 ***	0,030	-0,551 ***	0,030
Asie de l'Est	-0,780 ***	0,037	-0,791 ***	0,036	-0,791 ***	0,036
Asie du Sud	-0,638 ***	0,033	-0,643 ***	0,033	-0,643 ***	0,033
Asie du Sud-Est	-0,501 ***	0,028	-0,508 ***	0,027	-0,508 ***	0,027
Asie de l'Ouest/Moyen-Orient	-0,746 ***	0,032	-0,754 ***	0,032	-0,754 ***	0,032
Caraïbes, Amérique centrale et Amérique du Sud	-0,504 ***	0,026	-0,514 ***	0,025	-0,514 ***	0,025

Voir les renseignements à la fin du tableau.

Tableau 1

Modèles de régression prédisant les gains initiaux des hommes immigrants de 25 à 64 ans (fin)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste
Autres pays	-0,236 ***	0,025	-0,238 ***	0,024	-0,238 ***	0,024
Taux de chômage de l'année d'arrivée	-0,029 ***	0,002	-0,087 *	0,037
Taux de chômage de l'année courante	-0,028 ***	0,003	-0,028 ***	0,003
Logarithme des salaires des jeunes hommes nés au Canada	0,881 ***	0,083	0,901 ***	0,083
Interaction du logarithme de la taille de la cohorte et des taux de chômage de l'année d'arrivée	0,006	0,004

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Note : Les effets fixes du lieu géographique sont compris dans tous les modèles. R carré du modèle 1 : 0,161; R carré des modèles 2 et 3 : 0,171.

Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

L'effet estimé de la taille de la cohorte n'est pas important; toutefois, il devrait être interprété dans le contexte des changements relativement importants dans les niveaux d'immigration au cours de la période à l'étude. Étant donné que la taille moyenne des cohortes d'arrivée d'immigrants en âge de travailler a augmenté, pour passer de 47 800 à 145 400 (soit une hausse de 1,11 point log), de la cohorte de 1980 à 1984 à la cohorte de 2005 à 2009 (voir le graphique 1), les changements dans la taille de la cohorte pourraient être associés à une baisse marquée des gains initiaux entre les immigrants qui sont arrivés dans les années 1980 et ceux qui sont arrivés dans les années 2000. Cet effet des changements dans la taille de la cohorte sur les différences de gains entre les cohortes d'arrivée est illustré au moyen d'une comparaison des résultats des modèles, avec et sans la taille de la cohorte. Lorsque la taille de la cohorte est incluse, comme dans le modèle 2, les gains initiaux de la cohorte d'établissement de 1980 à 1984 sont environ 7,3 % plus élevés que ceux du groupe de référence, la cohorte de 1995 à 1999. Lorsque la taille de la cohorte n'est pas incluse (modèle non présenté), la cohorte de 1980 à 1984 a des gains d'environ 14,6 % plus élevés que ceux de la cohorte de 1995 à 1999. Ces résultats laissent supposer que la différence dans la taille de la cohorte est associée à une baisse d'environ 7,3 % des gains initiaux entre la cohorte de 1980 à 1984 et celle de 1995 à 1999. De même, l'augmentation de la taille de la cohorte est à l'origine d'une baisse de 3,5 % des gains initiaux de la cohorte de 1985 à 1989 à la cohorte de 1995 à 1999, et d'une baisse de 2,0 % des gains initiaux de la cohorte de 1995 à 1999 à celle de 2005 à 2009. De la cohorte de 1980 à 1984 à celle de 2005 à 2009, les gains initiaux chez les hommes immigrants diminuent de 22,9 % lorsque les changements dans les caractéristiques des immigrants et les conditions macroéconomiques sont pris en compte (modèle non présenté). Cet écart se rétrécit à 13,6 % lorsque le changement dans la taille de la cohorte fait l'objet d'un autre contrôle (modèle 2, tableau 1). Ainsi, les changements dans la taille de la cohorte sont associés à une

baisse de 9,3 % des gains initiaux entre les immigrants de la cohorte de 1980 à 1984 et ceux de la cohorte de 2005 à 2009.

Les taux de chômage de l'année d'arrivée et les taux de chômage de l'année courante sont associés de façon négative aux gains initiaux des immigrants. Le coefficient de la variable du taux de chômage de l'année d'arrivée signifie qu'une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage de l'année d'établissement est associée à une baisse de 2,9 points de pourcentage des gains des immigrants qui arrivent cette année-là. Si on présume que le taux de chômage a augmenté de 4 points de pourcentage entre le sommet et le creux au cours d'une récession, une telle récession aurait tendance à faire diminuer les gains initiaux des immigrants de 11,6 %¹⁶. Le coefficient important associé au logarithme des salaires hebdomadaires des jeunes hommes nés au Canada laisse supposer que les tendances de gains des immigrants suivent de près celles des nouveaux arrivants sur le marché du travail nés au Canada. Une augmentation de 10 % des gains chez les jeunes hommes nés au Canada est associée à une hausse de 8,8 % des gains initiaux des immigrants (tableau 1).

Le terme d'interaction entre la taille de la cohorte et les taux de chômage de l'année d'arrivée n'est pas statistiquement significatif. Cela laisse supposer que l'effet de la taille de la cohorte ne varie pas selon les conditions macroéconomiques au moment de l'arrivée.

Les effets des autres variables démographiques sur les gains des immigrants sont généralement conformes aux résultats des études antérieures. L'expérience de travail acquise à l'étranger n'a pas de rendement positif sur les gains. Des niveaux de scolarité plus élevés et le fait de parler anglais sont associés à des gains plus élevés. Il y a des différences de gains importantes entre les différentes catégories d'immigrants. En ce qui a trait à la région d'origine, les hommes immigrants de l'Asie de l'Est, de l'Asie de l'Ouest/du Moyen-Orient et de l'Asie du Sud, ont les gains les plus faibles, suivis par ceux de l'Afrique, de l'Asie du Sud-Est, ainsi que des Caraïbes, des l'Amérique centrale et de l'Amérique du Sud.

4.2 Gains initiaux des femmes immigrantes

Chez les femmes, la taille d'une cohorte particulière est associée de façon négative, mais non significative, avec les gains initiaux des femmes de la même cohorte (modèle 1, tableau 2). Ce petit effet rend probablement compte du fait que les femmes immigrantes ont un taux d'activité sur le marché du travail plus faible que celui des hommes immigrants, et qu'elles ne font peut-être pas face au même degré de concurrence avec d'autres immigrants qui arrivent la même année¹⁷. Il est aussi possible qu'après leur établissement, les femmes immigrantes soient plus susceptibles que les hommes immigrants de reporter leur entrée sur le marché du travail au Canada et soient par conséquent moins affectées que les hommes immigrants par l'offre de main-d'œuvre de leur propre cohorte¹⁸.

L'inclusion des trois variables économiques agrégées rend le coefficient du logarithme de la taille de la cohorte statistiquement significatif (modèle 2, tableau 2). Comme pour les hommes, les taux de chômage de l'année d'arrivée sont associés négativement aux gains chez les femmes immigrantes. Les taux de chômage de l'année courante sont aussi associés de façon

16. Dans les récessions du début des années 1980, du début des années 1990 et des années 2000, le taux de chômage national des hommes de 25 à 54 ans a augmenté de 4,7, 4,4 et 2,7 points de pourcentage, respectivement, du sommet au creux de chacun des cycles.

17. Les estimations tirées du Recensement et de l'Enquête sur la population active montrent que, dans les années 1990 et 2000, le taux d'activité sur le marché du travail des femmes immigrantes qui sont au Canada depuis cinq ans ou moins était inférieur de 20 points de pourcentage à celui de leurs homologues de sexe masculin.

18. Par exemple, le taux d'activité sur le marché du travail des femmes immigrantes récentes qui sont arrivées à la fin des années 1990 était de 65 % de la 1^{re} année à la 5^e année suivant leur établissement et passait à 74 % de la 11^e à la 15^e année. En comparaison, parmi les hommes immigrants récents, le taux commençait plus haut, à 86 %, mais n'augmentait que de 4 points de pourcentage après 10 ans.

significative aux gains des femmes immigrantes, même si l'effet est beaucoup plus faible que chez les hommes immigrants. Par ailleurs, les gains des femmes immigrantes comportent une association étroite avec le logarithme des gains hebdomadaires des jeunes hommes nés au Canada; cela laisse supposer que les conditions macroéconomiques qui ont des répercussions sur les salaires des nouveaux arrivants sur le marché du travail en général affectent aussi les salaires des femmes nouvelles immigrantes.

Tout comme pour les résultats chez les hommes immigrants, le terme d'interaction entre la taille de la cohorte et les taux de chômage de l'année d'arrivée n'est pas statistiquement significatif.

Les effets des facteurs démographiques au niveau de la personne sur les gains initiaux des femmes immigrantes vont généralement dans la même direction que pour les hommes, même si l'ampleur peut différer. Les rendements du niveau de scolarité plus élevé sur les gains sont beaucoup plus importants chez les femmes immigrantes que chez les hommes immigrants. Il s'agit d'une observation générale qui s'applique aussi à la population née au Canada. Par contre, les différences de gains selon la région d'origine sont beaucoup plus faibles chez les femmes immigrantes que chez les hommes immigrants. Il est intéressant de constater que l'état matrimonial n'a que peu d'effet sur les gains des femmes immigrantes. Si cela se trouve, les femmes immigrantes mariées gagnent moins que les célibataires. Les hommes immigrants mariés, toutefois, gagnent 17 % de plus que les hommes immigrants séparés, divorcés ou veufs, et 17 % de plus que les hommes immigrants célibataires¹⁹.

19. Parmi les explications possibles figure le fait que les hommes immigrants mariés travaillent davantage que les hommes immigrants célibataires, divorcés ou veufs, parce qu'ils doivent subvenir aux besoins de leur famille. Il convient de souligner que les gains annuels sont la variable de résultats et sont déterminés conjointement par les heures de travail et les taux de rémunération. À partir des données combinées de l'Enquête sur la population active de mai et novembre, de 2006 à 2012, un modèle comportant un logarithme des salaires horaires comme résultat, avec des contrôles pour tenir compte du statut à temps plein et d'autres variables sociodémographiques, est aussi estimé. Les résultats montrent que le taux de rémunération des hommes mariés immigrants n'est que de 4 % supérieur à celui des hommes immigrants séparés, divorcés ou veufs, et de 5 % supérieur à celui des hommes immigrants célibataires. Ces différences sont beaucoup plus faibles que celles fondées sur les gains annuels. Dans le cas des femmes immigrantes, les salaires horaires comportent aussi de très faibles écarts selon l'état matrimonial.

Tableau 2

Modèles de régression prédisant les gains initiaux des femmes immigrantes de 25 à 64 ans

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste
Logarithme de la taille de la cohorte	-0,027	0,015	-0,027 *	0,010	-0,050 *	0,022
Cohorte de 1980 à 1984	0,050	0,030	0,043 *	0,020	0,044 *	0,020
Cohorte de 1985 à 1989	0,109 ***	0,021	0,070 ***	0,014	0,070 ***	0,014
Cohorte de 1990 à 1994	-0,031	0,016	0,062 ***	0,011	0,060 ***	0,010
Cohorte de 2000 à 2004	-0,019	0,018	-0,059 ***	0,010	-0,058 ***	0,010
Cohorte de 2005 à 2009	0,032	0,017	-0,047 ***	0,008	-0,045 ***	0,009
Années d'expérience à l'étranger	-0,001 ***	0,000	-0,001 ***	0,000	-0,001 ***	0,000
Niveau d'études inférieur au niveau secondaire	-0,138 ***	0,012	-0,137 ***	0,008	-0,140 ***	0,008
Diplôme d'études secondaires	-0,128 ***	0,017	-0,127 ***	0,013	-0,128 ***	0,012
Études postsecondaires partielles	-0,105 ***	0,014	-0,104 ***	0,009	-0,105 ***	0,009
Diplôme universitaire	0,078 ***	0,005	0,080 ***	0,005	0,080 ***	0,005
Français	-0,129 ***	0,008	-0,118 ***	0,008	-0,117 ***	0,008
Anglais et français	0,042 ***	0,007	0,054 ***	0,007	0,053 ***	0,007
Ni anglais ni français	-0,113 ***	0,009	-0,110 ***	0,009	-0,110 ***	0,009
Catégorie du regroupement familial	-0,260 ***	0,010	-0,254 ***	0,010	-0,254 ***	0,010
Catégorie des gens d'affaires	-0,316 ***	0,012	-0,301 ***	0,012	-0,301 ***	0,012
Conjoint ou personne à charge de la travailleuse qualifiée	-0,206 ***	0,011	-0,209 ***	0,011	-0,209 ***	0,011
Réfugiée	-0,307 ***	0,012	-0,303 ***	0,011	-0,303 ***	0,011
Autre catégorie	-0,175 ***	0,018	-0,197 ***	0,017	-0,197 ***	0,017
Célibataire	0,051 ***	0,010	0,057 ***	0,011	0,057 ***	0,011
Séparée, divorcée ou veuve	0,018 *	0,007	0,015	0,007	0,015	0,007
Europe du Nord et de l'Ouest	-0,138 ***	0,017	-0,145 ***	0,017	-0,145 ***	0,017
Europe du Sud et de l'Est	-0,411 ***	0,025	-0,417 ***	0,025	-0,417 ***	0,025
Afrique	-0,394 ***	0,025	-0,402 ***	0,024	-0,403 ***	0,024
Asie de l'Est	-0,483 ***	0,036	-0,490 ***	0,036	-0,490 ***	0,036
Asie du Sud	-0,559 ***	0,028	-0,560 ***	0,029	-0,560 ***	0,029
Asie du Sud-Est	-0,405 ***	0,024	-0,409 ***	0,024	-0,409 ***	0,024
Asie de l'Ouest/Moyen-Orient	-0,595 ***	0,027	-0,601 ***	0,027	-0,601 ***	0,027
Caraiïbes, Amérique centrale et Amérique du Sud	-0,412 ***	0,021	-0,418 ***	0,021	-0,418 ***	0,021

Voir les renseignements à la fin du tableau.

Tableau 2

Modèles de régression prédisant les gains initiaux des femmes immigrantes de 25 à 64 ans (fin)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste	coefficient	erreur- type robuste
Autres pays	-0,144 ***	0,022	-0,141 ***	0,021	-0,141 ***	0,021
Taux de chômage de l'année d'arrivée	-0,025 ***	0,002	-0,063 *	0,030
Taux de chômage de l'année courante	-0,009 **	0,003	-0,009 **	0,003
Logarithme des salaires des jeunes hommes nés au Canada	0,606 ***	0,076	0,618 ***	0,077
Interaction du logarithme de la taille de la cohorte et des taux de chômage de l'année d'arrivée	0,004	0,003

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Note : Les effets fixes du lieu géographique sont compris dans tous les modèles. R carré du modèle 1 : 0,108; R carré des modèles 2 et 3 : 0,113.

Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants.

4.3 Tests de robustesse

Un certain nombre de tests de robustesse ont été présentés précédemment. Tout d'abord, dans le cadre de l'étude, on a utilisé une approche de régression en deux étapes qui produit des erreurs-types plus fiables que l'estimation en grappes. En deuxième lieu, on a utilisé une forme fonctionnelle quadratique ou cubique plutôt qu'un effet constant sur un intervalle de cinq ans, afin d'estimer l'effet résiduel de la cohorte. Ces différentes approches ont produit des résultats au chapitre de l'effet de la taille de la cohorte très similaires à ceux présentés dans la section précédente.

Dans le cadre de l'étude, on a aussi vérifié la sensibilité des estimations du modèle à deux autres types de spécifications de taille de cohorte. Le premier type a trait aux hypothèses de substituabilité entre les immigrants qui arrivent des années consécutives. Le modèle 2 est estimé dans le tableau 1 pour les hommes immigrants, en remplaçant la mesure de la taille de la cohorte par les autres mesures suivantes :

$$(1) CS_{te} = N_{te}$$

$$(2) CS_{te} = \left(\frac{1}{3} * N_{(t-1)e} + \frac{2}{3} * N_{te}\right)$$

$$(3) CS_{te} = \left(\frac{1}{6} * N_{(t-2)e} + \frac{1}{3} * N_{(t-1)e} + \frac{1}{2} * N_{te}\right)$$

$$(4) CS_{te} = \left(\frac{1}{4} * N_{(t-1)e} + \frac{1}{2} * N_{te} + \frac{1}{4} * N_{(t+1)e} \right)$$

$$(5) CS_{te} = \left(\frac{1}{3} * N_{(t-1)e} + \frac{1}{2} * N_{te} + \frac{1}{6} * N_{(t+1)e} \right)$$

La première spécification repose sur le principe d'absence de substitution entre les immigrants qui arrivent des années consécutives. Les autres spécifications reposent sur le principe de degrés variés de substitution avec les immigrants arrivant d'autres années : la deuxième spécification repose sur une certaine substitution avec l'année précédente; la troisième, avec les deux années précédentes, la quatrième, avec l'année précédente et l'année suivante; et la cinquième, avec l'année précédente et l'année suivante, mais en donnant plus de poids à l'année précédente.

Les résultats de ces autres spécifications sont présentés dans la partie gauche du tableau 3. Le résultat de la spécification originale de l'étude (taille de la cohorte comme moyenne mobile pondérée sur cinq ans) est présenté au bas du tableau. Trois observations majeures découlent de ces résultats. Tout d'abord, si l'on autorise un certain degré de substitution entre les immigrants qui arrivent des années consécutives, on obtient un effet estimé plus important de la taille de la cohorte. En deuxième lieu, l'effet estimé de la taille de la cohorte augmente au fur et à mesure que le nombre d'années consécutives utilisées dans la définition de la cohorte augmente pour passer de deux à trois, puis à cinq. En troisième lieu, les résultats des trois ensembles de poids utilisés pour calculer la moyenne mobile sur trois ans (c.-à-d. les mesures 3, 4 et 5) sont très similaires. Cela laisse supposer que le choix des poids, même s'il est arbitraire, ne modifie pas de façon considérable l'effet estimé de la taille de la cohorte.

Tableau 3

Tests de robustesse des effets des différentes mesures de la taille de la cohorte sur les gains initiaux des hommes immigrants

	Taille de la cohorte désagrégée selon le niveau de scolarité		Taille de la cohorte désagrégée selon le niveau de scolarité et le groupe d'âge	
	coefficient	erreur-type robuste	coefficient	erreur-type robuste
Spécification 1 : Taille de la cohorte de l'année courante	-0,063 ***	0,013	-0,044 ***	0,009
Spécification 2 : Moyenne mobile sur deux ans de l'année courante et de l'année précédente	-0,070 ***	0,013	-0,048 ***	0,009
Spécification 3 : Moyenne mobile sur trois ans de l'année courante et des deux années précédentes	-0,076 ***	0,013	-0,052 ***	0,009
Spécification 4 : Moyenne mobile sur trois ans de l'année courante et des deux années avoisinantes	-0,071 ***	0,013	-0,048 ***	0,009
Spécification 5 : Moyenne mobile sur trois ans de l'année courante et des deux années avoisinantes, en favorisant l'année précédente	-0,072 ***	0,013	-0,049 ***	0,009
Spécification 6 : Moyenne mobile sur cinq ans	-0,078 ***	0,013	-0,051 ***	0,009

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

Note : Tous les modèles comprennent aussi des variables de contrôle du modèle 2 du tableau 1.

Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants.

Un test de robustesse additionnel a fait intervenir la définition de *cohorte*²⁰. Dans les résultats présentés précédemment, les cohortes étaient définies sur la base de l'année d'établissement et du niveau de scolarité. Mais on aurait pu arguer que le groupe d'âge devait aussi être pris en compte dans la définition des cohortes. Cela peut venir du fait que les nouveaux immigrants plus jeunes ne recherchent pas les mêmes types d'emplois que les nouveaux immigrants plus âgés et plus expérimentés. Ces estimations fondées sur une désagrégation selon le niveau de scolarité, le groupe d'âge et l'année d'établissement, sont présentées dans la partie droite du tableau 3²¹. Ces effets estimés de la taille de la cohorte sont plus faibles que ceux fondés sur une désagrégation selon le niveau de scolarité et l'année d'établissement seulement. Ces résultats laissent supposer qu'il est trop restrictif de présumer que les immigrants plus âgés et plus jeunes qui arrivent la même année et qui ont le même niveau de scolarité ne se feront pas concurrence dans le même segment du marché du travail. Parmi les personnes nées au

20. Outre les diverses définitions de cohortes pour lesquelles des tests de robustesse ont été produits, on pourrait envisager la définition d'une cohorte à un niveau géographique plus petit, comme la ville/province plutôt qu'à l'échelle nationale. Une telle approche comporte un certain nombre de problèmes et a, par conséquent, été évitée. Tout d'abord, au cours de la première année suivant l'établissement, une proportion importante (environ 20 %) des immigrants ne résident pas dans les faits à leur destination « prévue », ce qui introduit une erreur dans les estimations produites à l'échelon régional. En deuxième lieu, la mobilité des immigrants demeure élevée les premières années suivant l'établissement. Ainsi, les salaires observés de nombreux immigrants rendent compte des conditions qui prévalent dans leur collectivité nouvellement sélectionnée, plutôt que la taille de la cohorte ou d'autres aspects de la région prévue ou sélectionnée à l'origine. Enfin, il y a peu de variations régionales dans les tendances de la taille de la cohorte. Jusqu'à très récemment, les proportions d'immigrants s'établissant dans les divers endroits (p. ex, les régions métropolitaines de recensement de Toronto, Montréal et Vancouver) ont été assez stables. Ainsi, la désagrégation de la taille de la cohorte selon la ville/province contribue à faire augmenter la variation dans la taille de la cohorte au-delà des tendances nationales.

21. Quatre groupes d'âge sont précisés dans la désagrégation : 25 à 29 ans; 30 à 34 ans; 35 à 44 ans; et 45 à 54 ans.

Canada, les travailleurs plus jeunes et plus âgés ne sont pas des substituts parfaits et ne se font peut-être par concurrence directement sur le marché du travail. Toutefois, parmi les immigrants, des études antérieures ont montré que le rendement de l'expérience acquise à l'étranger au chapitre des gains a diminué pour se situer à près de zéro depuis les années 1990 (Green et Worswick, 2010; Hou, 2013b; Schaafsma et Sweetman, 2001). Cela laisse supposer que les immigrants qui ont le même niveau de scolarité, mais qui arrivent à des âges différents (c.-à-d. les années d'expérience de travail avant d'arriver au Canada), se font concurrence pour les mêmes types d'emploi, souvent des emplois de débutants, sur le marché du travail.

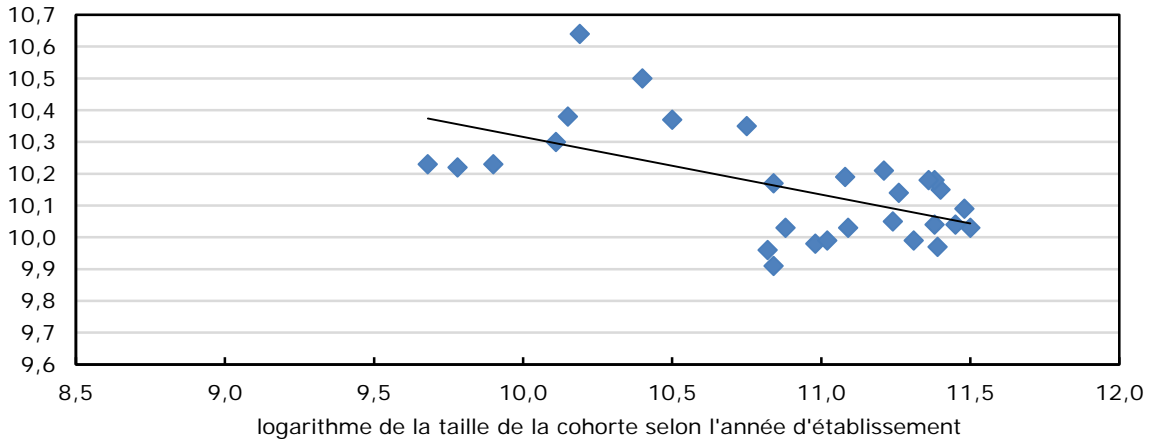
Une troisième définition de la taille de la cohorte est liée à la catégorie d'immigrant. Les immigrants des différentes catégories d'admission peuvent être à la recherche de types d'emploi différents et afficher des comportements différents sur le marché du travail. Par exemple, les immigrants de la catégorie du regroupement familial ne recherchent peut-être pas les types d'emploi professionnels que recherchent les immigrants de la catégorie économique. Au niveau bidimensionnel, des corrélations importantes ressortent entre la taille de la cohorte selon la catégorie d'immigrant et les gains (graphiques 8 à 10). Les modèles fondés sur la désagrégation de quatre grandes catégories d'admission (immigrants économiques, regroupement familial, réfugiés et autres), dans lesquels sont contrôlés les changements dans la composition démographique des immigrants, mais sans inclure les effets résiduels de la cohorte, montrent qu'une augmentation de 10 % de la taille de la cohorte est associée à une baisse de 1,1 % des gains initiaux des hommes immigrants. Toutefois, cet effet se rapproche de zéro une fois que des contrôles tenant compte de l'effet résiduel de la cohorte sont appliqués²². Cela est vraisemblable parce qu'il n'y a pas de variation suffisamment importante dans les tendances temporelles entre les catégories d'immigrants pour qu'il soit possible de faire une distinction entre l'effet de la taille de la cohorte et l'effet général de la cohorte²³.

22. Si l'effet résiduel de la cohorte est précisé comme une tendance linéaire plutôt que comme six périodes de cinq ans, une augmentation de 10 % de la taille de la cohorte est associée à une baisse de 0,2 % des gains des hommes immigrants. Si la forme quadratique ou cubique des effets résiduels de la cohorte est précisée, encore une fois, l'effet de la taille de cohorte estimé se situe à environ 0,2 %.

23. Une proportion d'environ 79 % de la variance dans la taille de cohorte désagrégée selon la catégorie d'immigrant peut être attribuée aux six variables fictives de cohorte d'immigrants de cinq ans et aux variables de la catégorie d'immigrant. Par contre, une proportion de 65 % de la variance dans la taille de la cohorte désagrégée selon le niveau de scolarité peut être attribuée aux six variables de cohorte d'immigrant sur cinq ans et aux variables de scolarité des immigrants. Autrement dit, lorsque l'on contrôle l'effet général de la cohorte, la variation dans la taille de la cohorte à l'intérieur des catégories d'immigrants est beaucoup plus faible que la variation dans la taille de la cohorte à l'intérieur des trois niveaux de scolarité.

Graphique 8
Taille de la cohorte et logarithme des gains observés les deux premières années complètes au Canada, immigrants de sexe masculin de 25 à 64 ans — Catégorie de l'immigration économique

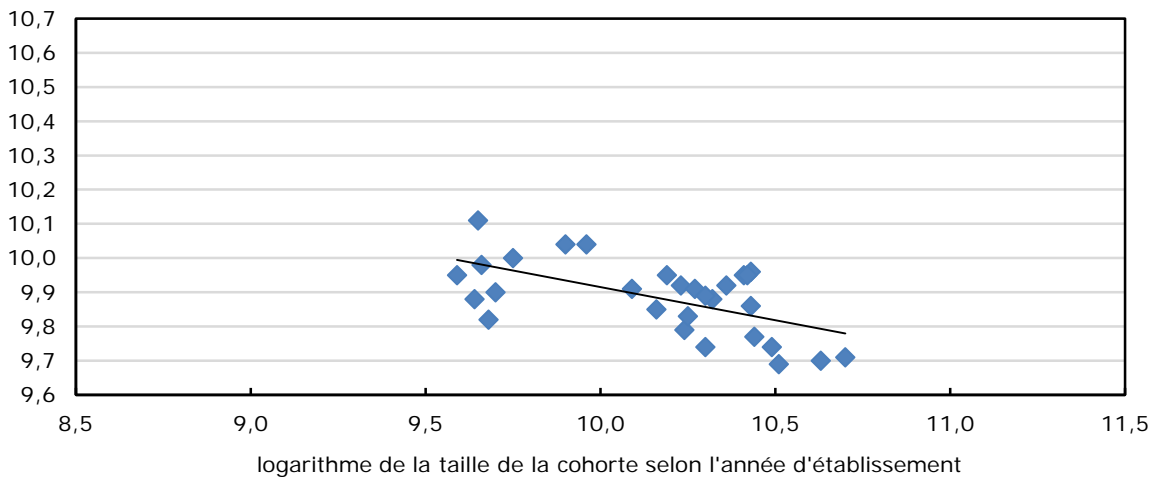
logarithme des gains annuels



Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

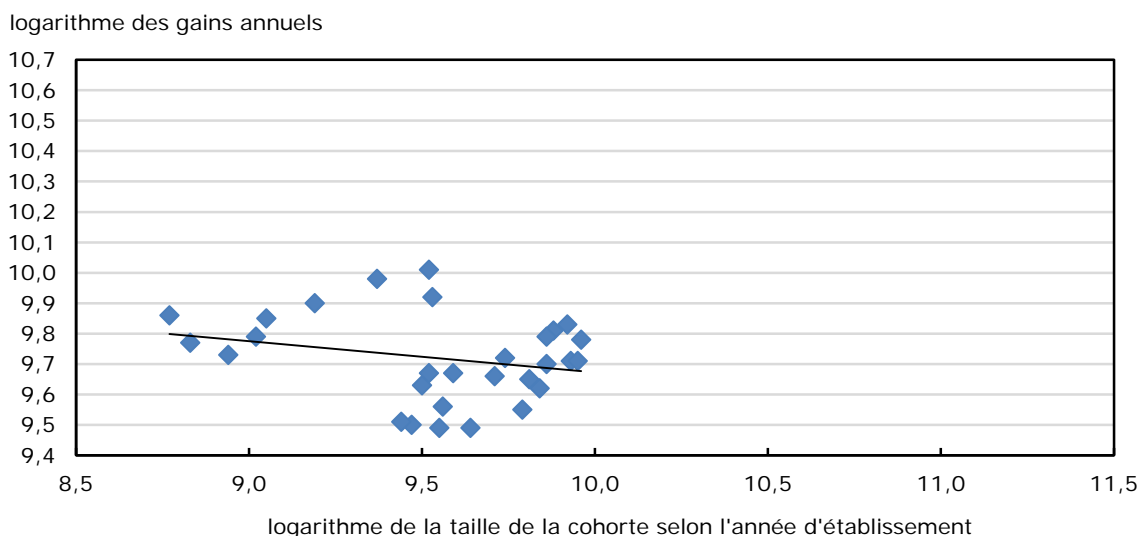
Graphique 9
Taille de la cohorte et logarithme des gains observés les deux premières années complètes au Canada, immigrants de sexe masculin de 25 à 64 ans — Catégorie du regroupement familial

logarithme des gains annuels



Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

Graphique 10
Taille de la cohorte et logarithme des gains observés les deux premières années complètes au Canada, immigrants de sexe masculin de 25 à 64 ans — Réfugiés



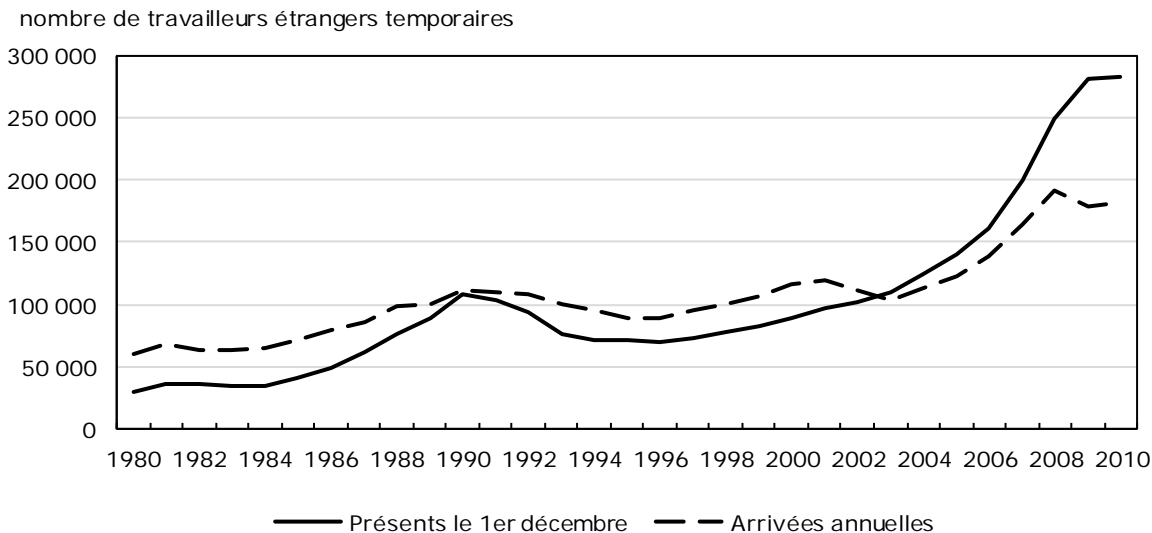
Source : Statistique Canada, Base de données longitudinales sur les immigrants, 1982 à 2009.

Une autre considération a trait aux répercussions possibles des travailleurs étrangers temporaires. Si ces travailleurs font concurrence aux immigrants admis au chapitre des emplois, la taille de cohorte appropriée devrait peut-être aussi inclure les travailleurs temporaires. Cette possibilité est examinée en ajoutant la taille annuelle de la population de travailleurs étrangers temporaires selon la province de destination (qu'il s'agisse des arrivées annuelles ou du nombre présent au 1^{er} décembre de chaque année) au modèle 2, tableau 1. L'effet de cette variable ajoutée sur les gains des immigrants n'est pas statistiquement significatif. Son inclusion ne modifie pas non plus l'effet de la taille de la cohorte d'immigrants. Cela est probablement dû au fait que la variation annuelle du nombre de travailleurs étrangers temporaires était généralement faible jusqu'en 2004 (graphique 11). Autrement dit, la variation annuelle des gains des immigrants n'est pas corrélée à la variation annuelle de la taille de la population de travailleurs étrangers temporaires. Par ailleurs, de tout temps, les immigrants admis ont eu tendance à se regrouper dans les grandes régions métropolitaines, tandis que les travailleurs temporaires sont plus susceptibles de s'installer dans d'autres régions. Cela réduit la concurrence directe au chapitre des emplois entre les deux groupes.

L'analyse à ce point est limitée à l'effet de la taille de la cohorte sur les gains initiaux moyens. Les résultats sont-ils robustes dans l'ensemble de la répartition des gains? En appliquant le modèle 2 du tableau 1 aux divers points de la répartition des gains initiaux, la présente étude montre que l'effet de la taille de la cohorte est assez uniforme dans l'ensemble de la répartition des gains, sauf au sommet, où il est plus faible. Par exemple, chez les hommes, une augmentation de 10 % de la taille de la cohorte est associée à une baisse de 0,49 % des gains initiaux au 90^e centile des gains, à une baisse de 0,82 % au 75^e centile, à une baisse de 0,81 % à la médiane, à une baisse de 0,89 % au 25^e centile, et à une baisse de 0,79 % au 10^e centile. De même, des tendances uniformes dans la répartition des gains sont observées chez les femmes immigrantes, même si l'effet de la taille de la cohorte sur les gains initiaux est plus faible que pour les hommes, comme il est noté précédemment. L'effet plus faible de la taille de la cohorte au sommet de la répartition des gains peut être attribuable au fait que les immigrants bien rémunérés sont plus susceptibles de parler la langue et d'avoir les autres compétences nécessaires pour concurrencer les travailleurs nés au Canada. Par conséquent, ces immigrants

bien rémunérés sont moins susceptibles de concurrencer principalement les immigrants qui sont arrivés dans la même cohorte.

Graphique 11
Tendances relatives au nombre de travailleurs étrangers temporaires



Source : Citoyenneté et Immigration Canada.

5 Conclusion

La présente étude est axée sur l'effet des niveaux d'immigration sur un aspect des résultats sur le marché du travail des immigrants, leurs gains initiaux. Une association statistiquement significative ressort entre la taille d'une cohorte d'arrivée et les gains initiaux (au cours des deux premières années complètes au Canada) chez les immigrants en âge d'activité maximale de cette cohorte. La taille de la cohorte correspond au nombre d'immigrants en âge d'activité maximale qui arrivent une année particulière et à un niveau de scolarité donné. Une augmentation de 10 % de la taille de la cohorte est associée à une baisse d'environ 0,8 % des gains initiaux réels chez les hommes immigrants de cette cohorte et à une baisse d'environ 0,3 % chez les femmes immigrantes²⁴. Ces effets sont uniformes dans la majeure partie de la répartition des gains initiaux des immigrants, même s'ils sont légèrement plus faibles au sommet. Les contrôles pour tenir compte des différences entre les cohortes dans les caractéristiques des immigrants, les conditions macroéconomiques et les effets résiduels de la cohorte sont utilisés dans ces estimations.

Aucun autre document n'aborde cette question directement, ce qui fait qu'il n'y a pas d'autres estimations avec lesquelles comparer ces résultats. Toutefois, même si l'accent est mis sur l'effet sur les salaires de la population immigrante *totale*, et non pas uniquement des niveaux d'immigration *annuels*, les travaux antérieurs vont dans le sens des constatations du présent document. Card (2009) concluait qu'à l'intérieur des groupes de niveau de scolarité, les

24. Comme il est noté dans la section 4 concernant les résultats et la robustesse, et comme c'est habituellement le cas en économétrie, les spécifications de modèle différentes ont donné lieu à des estimations de paramètre légèrement différentes. L'ampleur de l'effet de la taille de la cohorte est une « estimation », considérée comme la plus raisonnable parmi les options possibles à partir de diverses spécifications de modèle.

immigrants et les travailleurs canadiens sont considérés comme des substituts imparfaits, ce qui fait que les niveaux d'immigration ont relativement peu d'effet sur les salaires des travailleurs canadiens, même s'ils peuvent affecter les salaires des autres immigrants. Manacorda et coll. (2012) ont aussi déterminé que l'augmentation du nombre d'immigrants au Royaume-Uni a principalement eu pour résultat de réduire les salaires des immigrants, tout en ayant peu d'effet sur les salaires des personnes nées au pays. L'effet de l'immigration sur les salaires dépend en partie de qui fait concurrence à qui sur le marché du travail. Manacorda et coll. ont conclu que les immigrants et les personnes nées au Canada sont des substituts imparfaits. Cela est particulièrement vrai pour les immigrants récents. Les immigrants récents peuvent se faire davantage concurrence entre eux qu'avec les personnes nées au pays pour les emplois. Ottaviano et Peri (2012) sont arrivés à des résultats similaires pour les États-Unis, concluant que l'augmentation du nombre d'immigrants entraîne une réduction significative des salaires des immigrants précédents.

L'effet estimé de la taille de la cohorte sur les gains initiaux n'est pas important. Toutefois, l'intégration de l'effet dans le contexte des changements dans la taille de la cohorte depuis les années 1980 peut aider à son interprétation. La présente analyse laisse supposer que la très forte augmentation des niveaux d'immigration entre la cohorte de 1980 à 1984 et celle de 2005 à 2009 aurait donné lieu à une baisse d'environ 9 % des gains initiaux moyens entre ces deux cohortes d'arrivée d'hommes immigrants, et à une baisse d'environ 3 % pour les femmes. Un certain nombre d'explications de la diminution des gains des immigrants depuis le début des années 1980 ont été présentées dans des recherches antérieures (Picot et Sweetman, 2005)²⁵. Le présent document fait état d'une autre possibilité, particulièrement pour les immigrants titulaires d'un diplôme universitaire, dont la taille de la cohorte a augmenté le plus et dont les gains ont diminué le plus au cours des dernières décennies.

Nos résultats montrent aussi que l'effet de la taille de la cohorte sur les gains initiaux ne semble pas varier en fonction des conditions macroéconomiques générales. L'augmentation de la taille de la cohorte a tendance à exercer une pression à la baisse sur les gains initiaux des immigrants de la même façon pendant les périodes de récession et d'expansion économique. Ce résultat doit être interprété avec précaution. Les gains initiaux des immigrants sont affectés par de nombreux facteurs autres que la taille de la cohorte, comme les caractéristiques des immigrants d'une cohorte d'arrivée et les conditions économiques. Par exemple, en période d'expansion économique, une augmentation des niveaux d'immigration ne signifie par nécessairement que les gains initiaux des immigrants diminueront. La pression à la baisse sur les salaires de l'augmentation des niveaux d'immigration peut être plus que compensée par l'augmentation des gains associée à l'amélioration des conditions économiques, ce qui mène à une augmentation globale des gains initiaux chez les immigrants. De même, en période de récession, l'effet négatif sur les salaires de la détérioration des conditions économiques pour les nouveaux immigrants peut être partiellement contrebalancé par une réduction de la taille de la cohorte d'arrivée.

25. Il y a d'autres facteurs outre la taille de la cohorte d'immigrants qui auraient eu des répercussions sur les gains initiaux des immigrants au cours de ces périodes.

Bibliographie

Abbott, M., et C. Beach. 2011. *Do admission criteria and economic recessions affect immigrant earnings?* Étude n° 22 de l'IRRP. Montréal : Institut de recherche en politiques publiques.

Angrist, J., et J.-S. Pischke. 2009. *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton, New Jersey : Princeton University Press.

Aydemir, A. 2003. « Effects of business cycles on the labour market participation and employment rate assimilation of immigrants » Dans *Canadian Immigration Policy of the 21st Century*, publié sous la direction de C. Beach, A. Green et J. Reitz., p. 373 à 412. Montréal : McGill-Queen's University Press.

Aydemir, A., et G.J. Borjas. 2007. « Cross-country variation in the impact of international migration: Canada, Mexico, and the United States ». *Journal of the European Economic Association* 5 (4) : 663 à 708.

Aydemir, A., et M. Skuterud. 2005. « Explaining the deteriorating entry earnings of Canada's immigrant cohorts: 1966-2000 ». *Canadian Journal of Economics* 38 (2) : 641 à 672.

Beaudry, P., et D. Green. 2000. « Cohort patterns in Canadian earnings: Assessing the role of skill premia in inequality trends ». *Canadian Journal of Economics* 33 : 907 à 936.

Berger, M. 1985. « The effect of cohort size on earnings growth: A re-examination of the evidence ». *Journal of Political Economy* 93 (3) : 561 à 573.

Bertola, G., F.D. Blau, et L.M. Kahn. 2007. « Labor market institutions and demographic employment patterns ». *Journal of Population Economics* 20 : 833 à 867.

Bloom, D., R. Freeman, et S. Korenman. 1988. « The labour-market consequences of generational crowding ». *European Journal of Population* 3 : 131 à 176.

Bonikowska, A., F. Hou, et G. Picot. 2011. « A Canada-US comparison of labour market outcomes among highly educated immigrants ». *Canadian Public Policy* 37 (1) : 25 à 48.

Borjas, G. 1999. « The economic analysis of immigration ». Dans *Handbook of Labour Economics*, publié sous la direction de O.C. Ashenfelter et D. Card, volume 3, chapitre 28, p. 1697 à 1760. Amsterdam : Pays-Bas.

Borjas, G. 2003. « The labour demand curve is downward sloping: Re-examining the impact of immigration on the labour market ». *Quarterly Journal of Economics* 118 : 1335 à 1374.

Borjas, G., G. Hanson, et J. Grogger. 2012. « Comment: On estimating elasticities of substitution ». *Journal of European Economic Association* 10 (1) : 198 à 210.

Brunello, G. 2010. « The effect of cohort size on European earnings ». *Journal of Population Economics* 23 : 273 à 290.

Card, D. 2001. « Immigrant inflows, native outflows, and the local labour market impacts of higher immigration ». *Journal of Labour Economics* 19 (1) : 22 à 63.

Card, David. 2005. « Is the new immigration really so bad? ». *Economic Journal* 115 : F00–F323.

Card, David. 2009. « Immigration and Inequality ». National Bureau of Economic Research, Working Paper Series 14683. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Card, D. 2012. « Comment: the elusive search for negative wage impacts of immigration ». *Journal of European Economic Association* 10 (1) : 211 à 215.

Chiswick, B., Y. Cohen, et T. Zach. 1997. « The labor market status of immigrants: effects of the unemployment rate at arrival and duration of residence ». *Industrial and Labor Relations Review* 50 (2) : 289 à 303.

Conference Board du Canada. 2010. *Canadian Outlook Long-Term Economic Forecast : 2010*. Ottawa : Conference Board du Canada.

Dooley, M. 1986. « The overeducated Canadian? Changes in the relationship among earnings, education, and age for Canadian men: 1971-81 ». *Canadian Journal of Economics* 14 (1) : 142 à 159.

Easterlin, R. 1987. *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*. 2^e édition. Chicago : University of Chicago Press.

Frenette, M., et R. Morissette. 2005. « Will they ever converge? Earnings of immigrant and Canadian-born workers over the last two decades ». *International Migration Review* 39 : 228 à 258.

Grady, P. 2009. « Is Canadian immigration too high? A labour market and productivity perspective ». Dans *The Effect of Mass Immigration on Canadian Living Standards and Society*, publié sous la direction de Herbert Grubel, p. 73 à 96. Vancouver : Fraser Institute.

Green, A. 2004. « Beyond harmonization: How U.S. immigration rules would have worked in Canada ». *Policy Matters* 5 (4) : 1 à 32. Montréal : Institut de recherche en politiques publiques.

Green, A., et D. Green. 1999. « The economic goals of Canada's immigration policy: Past and present ». *Canadian Public Policy* 25 (4) : 425 à 451.

Green, D., et C. Worswick. 2010. « Entry earnings of immigrant men in Canada: The roles of labour market entry effects and returns to foreign experience ». Dans *Canadian Immigration: Economic Evidence for a Dynamic Policy Environment*, publié sous la direction de T. McDonald, E. Ruddick, A. Sweetman et C. Worswick, chapitre 4 : p. 77 à 100. Montréal et Kingston : McGill-Queen's University Press.

Hou, F. 2013a. « Studying immigrant earnings with alternative data sources and model specifications: A reply ». *Canadian Studies in Population* 40 (3) : 166 à 173.

Hou, F. 2013b. « Entry earnings of Canada's immigrants over the past quarter century: the roles of changing characteristics and returns to skills ». *Canadian Studies in Population* 40 (3) : 149 à 163.

Korenman, S., et D. Neuman. 2000. « Cohort crowding and youth labor markets: A cross-sectional analysis ». Dans *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, publié sous la direction de David Blanchflower et Richard Freeman, p. 57 à 106. Chicago : National Bureau of Economic Research et Chicago University Press.

Macunovich, D. 1999. « The fortunes of one's birth: Relative cohort size and the youth labor market in the United States ». *Journal of Population Economics* 12 : 215 à 272.

- Macunovich, D. 2011. *Relative cohort size, relative income, and women's labor force participation 1968-2010*. IZA Discussion Paper no. 5913. Bonn : The Institute for the Study of Labor.
- Manacorda, M., A. Manning, et J. Wadsworth. 2012. « The impact of immigration on the structure of wages: Theory and evidence from Britain ». *Journal of European Economic Association* 10 (1) : 120 à 151.
- Morissette, R. 2008. « Les gains au cours de la dernière décennie ». *L'emploi et le revenu en perspective* 9 (2) : 12 à 24. Produit n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.
- Ottaviano, G., et G. Peri. 2012. « Rethinking the Effect of Immigration on Wages ». *Journal of the European Economic Association* 10 (1) : 152 à 197.
- Picot, G., et A. Sweetman. 2005. *Dégradation du bien-être économique des immigrants et causes possibles : mise à jour 2005*. Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 262. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.
- Picot, G., et A. Sweetman. 2012. *Making it in Canada: Immigration outcomes and policies*. Étude de l'IRPP n° 29. Montréal : Institut de recherche en politiques publiques.
- Reitz, J. 2007. « Immigrant employment success in Canada, Part II: Understanding the decline ». *Journal of International Migration and Integration* 8 : 37 à 62.
- Saunders, D. « The Immigrant answer: What would a Canada of 100 million feel like? ». *The Globe and Mail*, 18 mai 2012, p. A7.
- Schaafsma, J., et A. Sweetman. 2001. « Immigrant earnings: Age at immigration matters ». *Canadian Journal of Economics* 34 : 1066 à 1099.
- Slack, T., et L. Jensen. 2008. « Birth and fortune revisited: A cohort analysis of underemployment, 1974–2004 ». *Population Research and Policy Review* 27 : 729 à 749.
- Tu, J. 2010. *The impact of immigration on the labour market outcomes of native-born Canadians*. IZA Discussion Paper no. 5129. Bonn : The Institute for the Study of Labor.
- Welch, F. 1979. « Effects of cohort size on earnings: The Baby Boom babies' financial bust ». *Journal of Political Economy* 87 (5) : s65 à s97.
- Wooldridge, J. 2003. « Cluster-sample methods in applied econometrics ». *American Review of Economics* 93 (2) : 133 à 138.
- Wright, R. 1991. « Cohort size and earnings in Great Britain ». *Journal of Population Economics* 4 : 295 à 305.