



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 241

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-79125-8

Document de recherche

**Direction des études analytiques
documents de recherche**

Quartiers ethniques et croissance des gains des immigrants de sexe masculin de 1981 à 1996

par Casey R. Warman

Division des études sur la famille et le travail
24^e étage, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Toutes les opinions émises par les auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Quartiers ethniques et croissance des gains des immigrants de sexe masculin de 1981 à 1996

par

Casey R. Warman

11F0019MIF N° 241
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-79125-8

Division des études sur la famille et le travail
Statistique Canada
et
Département de science économique
Université Carleton

Comment obtenir d'autres renseignements:

Service national de renseignements: 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Février 2005

Ce projet s'inscrit dans le programme de recherche de la Division des études sur la famille et le travail de Statistique Canada. Le document a été complété lors de mon passage à Statistique Canada à titre de boursier de recherche. Je tiens à remercier Chris Worswick, Miles Corak, Ted McDonald, Kristine Pasnak, Mikal Skuterud et les participants au séminaire de Statistique Canada ainsi que l'assemblée de 2003 de l'Association canadienne d'économique pour leurs commentaires. J'aimerais remercier également la Division des études sur la famille et le travail de Statistique Canada pour l'accès aux données et le soutien financier fourni dans le cadre d'une allocation de recherche de Statistique Canada. Le présent document représente les vues de l'auteur et ne reflète pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

1.	Introduction	5
2.	Documentation reliée aux quartiers ethniques et immigrants	7
3.	Spécification des communautés ethniques	8
4.	Indices	9
5.	Mesures des groupes démographiques	10
6.	Spécification du modèle	12
7.	Résultats empiriques.....	15
7.1	Croissance du salaire moyen	16
7.2	Mouvement des travailleurs	17
7.3	Carrés de l'indice d'exposition et de l'indice relatif	20
7.4	Emploi	20
7.5	Autres spécifications des variables dépendantes.....	21
7.6	Autres mesures de la ségrégation résidentielle.....	24
7.7	Pays similaires	25
7.8	Effet de cohorte	26
8.	Conclusion.....	28
	Annexe 1	29
	Bibliographie.....	33

Résumé

Dans le présent document, nous examinons l'effet des quartiers ethniques sur la croissance des salaires ainsi que sur d'autres résultats obtenus sur le marché du travail par les immigrants de sexe masculin au Canada au moyen des données des recensements de 1981, 1986, 1991 et 1996. Même si nous établissons l'appartenance principalement d'après le pays de naissance, nous examinons également l'appartenance ethnique, la langue et l'appartenance à une minorité visible pour déterminer la robustesse des résultats. Conformément aux résultats observés aux États-Unis, nous constatons que les quartiers ethniques fondés sur le pays de naissance ont un effet négatif sur la croissance des salaires des immigrants au cours d'une période de dix ans. En outre, nous constatons que le modèle de croissance salariale est robuste à différentes périodes et différentes années de référence ainsi qu'à l'utilisation de la langue et de l'appartenance ethnique pour déterminer le groupe d'appartenance. Lorsque nous utilisons le pays de naissance comme indice d'appartenance, nous constatons que l'exposition a un effet négatif sur la croissance des gains totaux et hebdomadaires ainsi que sur les salaires initiaux des cohortes d'entrée. Même s'il y a peu de preuves de l'effet des quartiers ethniques sur l'évolution de l'emploi, nous constatons que l'exposition a un effet négatif sur les taux d'emploi à l'arrivée au pays des cohortes les plus récentes. En outre, même si l'effet global des quartiers ethniques sur la croissance des salaires est négatif, nous constatons que les quartiers ethniques ont un effet différent sur différentes cohortes, à savoir, un effet positif sur la croissance des salaires des cohortes plus récentes et un effet négatif sur celle des salaires des cohortes antérieures.

Codes du JEL : J15, J31, J61

Mots clés : Immigrants, gains, quartiers ethniques

1. Introduction

L'immigration continue de jouer un rôle important dans la société canadienne moderne. Les immigrants représentent une proportion croissante non seulement de la population en général, mais du marché du travail. On estime qu'à la fin de la décennie, l'immigration sera responsable de toute la nouvelle croissance de la population active¹. Étant donné l'importance croissante des immigrants pour la santé globale de l'économie canadienne, les résultats sur le marché du travail des immigrants méritent de retenir l'attention. Dans le présent document, nous examinons l'effet de la ségrégation résidentielle dans les quartiers ethniques sur les résultats obtenus par les immigrants sur le marché du travail.

Même si les immigrants représentent une plus grande part de la population active au Canada, leur rendement sur le marché du travail s'est détérioré au cours des dernières décennies. La détérioration des résultats sur le marché du travail des cohortes récentes d'immigrants au Canada est bien documentée. Selon Baker et Benjamin (1994) ainsi que Bloom, Grenier et Gunderson (1995), les cohortes d'immigrants plus récentes se sont moins bien assimilées que les cohortes antérieures². Ce phénomène n'est pas particulier au Canada. Aux États-Unis, Borjas (1995) a constaté que le salaire à l'entrée des cohortes de 1970 et 1980 était inférieur à celui des cohortes antérieures et conclut qu'il existerait toujours un désavantage salarial pour les cohortes récentes par rapport aux personnes nées au pays. Cependant, même si la plupart des chercheurs constatent le plus faible rendement sur le plan économique des cohortes récentes d'immigrants, ils ne l'expliquent pas complètement. Les explications éventuelles pourraient comprendre l'évolution de la composition des catégories d'immigrants³, l'évolution de la composition des pays d'origine, les pays d'Asie et d'Afrique remplaçant ceux d'Europe de l'Ouest (De Silva, 1997a), la discrimination (Pendakur et Pendakur, 1998), les conditions macroéconomiques (McDonald et Worswick, 1997; McDonald et Worswick, 1998)⁴, et l'évolution du capital humain des immigrants (Coulson et Devoretz, 1993).

Une deuxième explication pourrait tenir à l'effet des modèles de répartition résidentielle sur les immigrants. Les immigrants ne s'établissent pas au hasard dans un endroit donné au pays. Au Canada, ils ont tendance à s'installer dans les grands centres urbains, et différents groupes ont tendance à se concentrer dans différents centres urbains. En outre, ces groupes d'immigrants ont tendance à former des quartiers ethniques dans ces centres urbains. Si ce regroupement empêche l'acquisition des compétences nécessaires au succès sur le marché du travail, la tendance des immigrants à se regrouper selon l'origine ethnique, la langue et le lieu de naissance pourrait aider à expliquer les faibles résultats obtenus par les cohortes récentes. En 1967, des modifications apportées à la politique canadienne d'immigration ont instauré un système de points et de

1. Étant donné que les immigrants représentent déjà 70 % de la croissance de la population active en 2001, selon les estimations de Statistique Canada (2003), d'ici 2011, la croissance dans sa totalité pourrait être attribuable aux immigrants.

2. Inversement, Grant (1999) conclut à une amélioration de l'assimilation des immigrants en ce qui a trait aux gains durant les années 80.

3. Green (1999) signale qu'il y a eu une évolution de la composition des catégories d'immigrants admis au Canada; par exemple, la proportion d'immigrants dans la catégorie des immigrants indépendants est passée de 70 % en 1973 à 20 % en 1992. Cependant, De Silva (1997b) conclut que les gains des différentes catégories d'immigrants convergent au fil du temps.

4. Selon McDonald et Worswick (1997), les conditions macroéconomiques ont un effet sur les différences entre les immigrants quant aux probabilités de chômage mais, au fil du temps, ces taux se rapprochent de ceux des hommes non immigrants. McDonald et Worswick (1998) concluent que les conditions macroéconomiques ont un effet sur le taux d'assimilation en ce qui a trait aux gains.

catégories qui a mis fin à l'immigration déterminée par le pays de naissance⁵. À la suite de cette modification de la politique d'immigration, d'importants changements sont survenus quant au pays d'origine des immigrants. Avant cette réorientation de la politique, les immigrants provenant de pays perçus comme étant similaires au Canada recevaient un traitement préférentiel. Les autres pays étaient considérés comme ayant des valeurs trop différentes des valeurs canadiennes pour permettre à leurs habitants de s'adapter à la société canadienne (Weinfeld et Wilkinson, 1999). Dans le passé, lorsque les pays d'origine étaient similaires au Canada sur les plans ethnique et culturel, la concentration des groupes ethniques et linguistiques n'avait pas d'effet sur l'interaction entre les immigrants et la population canadienne dans son ensemble. Au fur et à mesure que la composition des pays d'origine a évolué et que la langue et la culture des nouvelles cohortes sont devenues sensiblement différentes de celles des cohortes antérieures, les quartiers ethniques ont peut-être isolé les immigrants du marché du travail canadien général. Elles pourraient donc empêcher la transmission de capital humain des personnes nées au Canada aux immigrants, ce qui aurait un effet sur l'acquisition du type de compétences nécessaires au succès des immigrants sur le marché du travail canadien.

Certains auteurs soutiennent que les collectivités ethniques offrent un milieu accueillant aux nouveaux immigrants. En réduisant le choc culturel et linguistique et en fournissant des possibilités d'emploi, une collectivité ethnique peut offrir au nouvel immigrant un milieu qui lui permet d'obtenir plus facilement un succès initial dans son nouveau pays. L'immigrant qui réside à l'extérieur de son enclave peut avoir plus de difficultés durant la période d'adaptation initiale parce qu'il connaît mal le marché du travail local, alors qu'une collectivité ethnique peut fournir ces renseignements. Toutefois, le niveau de succès d'un immigrant qui choisit de résider dans une enclave peut se limiter aux possibilités qui s'offrent dans cette collectivité. Même s'il est plus facile pour un immigrant de s'adapter à la langue et à la culture communes de sa collectivité ethnique, l'adaptation à cette dernière n'encourage pas l'acquisition des compétences nécessaires au succès sur le marché du travail (Lazear, 1999). On ne prétend pas que les collectivités ethniques ont un niveau de capital humain inférieur, mais plutôt que les compétences présentes dans les quartiers ethniques sont moins facilement transférables au marché du travail canadien. Si une part relativement plus faible du capital humain d'une collectivité ethnique est transférable au marché du travail canadien, la croissance du revenu peut être plus faible chez les immigrants qui s'installent dans leur collectivité ethnique que chez ceux qui résident à l'extérieur de cette dernière. En outre, les immigrants qui vivent dans leur collectivité ethnique sont moins motivés à apprendre la langue dominante ou ont moins besoin de l'apprendre. L'immigrant qui réside à l'extérieur de son enclave, par contre, ne peut plus communiquer dans sa langue maternelle et doit donc mieux apprendre la langue dominante.

Dans le présent document, nous nous fondons sur les données du recensement canadien pour examiner l'effet des quartiers ethniques sur la croissance des salaires des immigrants de sexe masculin. Selon les données recueillies aux États-Unis, la ségrégation des groupes d'immigrants a un effet négatif sur leurs résultats sur le marché du travail. Borjas (2000) examine au moyen des données du recensement américain l'effet du choix du lieu de résidence sur la croissance des salaires des immigrants. Il conclut que le fait de résider dans une collectivité ethnique a un effet négatif statistiquement significatif sur la croissance des salaires de ces immigrants.

Dans le présent document, nous appliquons le modèle de Borjas (2000) au Canada. Pour permettre de comparer les résultats canadiens et ceux exposés dans l'étude de Borjas, nous examinerons un modèle de croissance des salaires moyens durant une période de dix ans allant de 1980 à 1990, en utilisant le pays de naissance comme indice de concentration. Nous examinerons

5. Pour un examen approfondi de l'histoire de la politique canadienne d'immigration, voir Green et Green (1995) et Green et Green (1999).

également les écarts par rapport à cette spécification afin de déterminer la robustesse des résultats. Les modèles comprenant le pays de naissance comme variable seront exécutés comme modèles de croissance sur cinq et quinze ans, et avec 1985 et 1990 comme années de référence. L'application de différentes années de référence et durées des modèles nous aidera à déterminer si les résultats sont robustes à différentes conditions macroéconomiques. L'utilisation d'une seule année de référence et d'une seule période ne permettrait peut-être pas de représenter correctement les effets de la ségrégation résidentielle si les conditions macroéconomiques avaient une incidence différente sur l'effet des quartiers ethniques sur les résultats obtenus sur le marché du travail. Les changements survenus quant au pays d'origine des immigrants constituent une autre raison d'inclure différentes années de référence.

Le modèle de Borjas a été exécuté pour les travailleurs ayant un salaire positif, mais nous examinerons également les travailleurs à plein temps⁶ lorsque 1980 est l'année de référence et le pays de naissance est l'indice de concentration. En prenant 1980 comme année de référence, nous estimerons également les modèles de croissance sur cinq, dix et quinze ans en utilisant l'appartenance ethnique, la langue maternelle et l'appartenance à une minorité visible comme indice de concentration. En outre, nous examinerons l'effet des quartiers ethniques sur d'autres activités sur le marché du travail, comme la croissance des gains et l'évolution de l'emploi.

Nous examinons aussi la question de la mobilité des travailleurs. Borjas (2000) s'est également penché sur cette question mais, étant donné l'intervalle de dix ans qui s'écoule entre recensements américains et la disponibilité de renseignements sur les mouvements sur une période de cinq ans seulement, il n'a pu examiner cette question en détail. Le recensement canadien comprend également des données sur le lieu de résidence des personnes cinq ans avant le recensement, mais il a l'avantage d'être mené tous les cinq ans. Par conséquent, nous pouvons tenir pleinement compte de l'effet du biais créé par la migration interne des travailleurs en utilisant les modèles de croissance sur cinq ans. Nous espérons déterminer à partir des résultats présentés dans le présent document si les quartiers ethniques sont un refuge où les immigrants peuvent prospérer dans leur nouveau pays ou si, au contraire, les quartiers ethniques empêchent les immigrants de progresser en les limitant aux seules possibilités économiques qu'offre l'enclave.

2. Documentation reliée aux quartiers ethniques et immigrants

Étant donné la diversité ethnique et culturelle croissante des grandes villes au Canada et aux États-Unis, les modèles de répartition résidentielle revêtent de l'intérêt lorsqu'il s'agit de déterminer les résultats des immigrants et de différents groupes selon le pays d'origine. La ségrégation résidentielle a été examinée sous le rapport de l'assimilation des immigrants sur le plan des taux salariaux et utilisée également pour expliquer d'autres résultats obtenus par les immigrants. À partir des données du recensement américain de 1990 et en utilisant la langue parlée à la maison comme approximation des réseaux sociaux, Bertrand, Luttmer et Mullainathan (2000) constatent que ces réseaux sociaux ont une incidence sur le recours à l'aide sociale. Chiswick et Miller (2002) utilisent également les données du recensement américain de 1990 pour examiner l'effet de la concentration linguistique sur le revenu du travail et la connaissance de l'anglais. Ils concluent que la concentration de personnes selon la langue parlée à la maison a un effet négatif sur les gains. En outre, ils constatent que la concentration de personnes de langues minoritaires a pour résultat une plus faible connaissance de l'anglais. En se fondant sur les données du recensement canadien de 1991, Chiswick et Miller (2001) concluent que la

6. Les travailleurs à temps plein sont ceux classés comme ayant travaillé au moins 40 semaines durant l'année.

concentration de personnes de la même langue maternelle a un effet négatif sur la connaissance des langues officielles au Canada.

Les quartiers ethniques n'ont pas un effet seulement sur les résultats obtenus par les immigrants. Selon Cutler et Glaeser (1997), non seulement la ségrégation a-t-elle un effet négatif sur l'emploi et les gains des Afro-américains, mais les quartiers ethniques ont un effet à la baisse sur les taux d'obtention du diplôme d'études secondaires et un effet à la hausse sur le nombre de mères seules dans ce groupe. Inversement, ils constatent que la ségrégation a un faible effet positif sur les résultats des Américains de race blanche.

Toutes les études ne révèlent pas d'effets de quartier sur les résultats obtenus sur le marché du travail par les habitants du quartier. Oreopoulos (2000), après correction pour tenir compte de l'effet des caractéristiques socioéconomiques, constate que les quartiers ont un effet négligeable sur les gains, les années de recours à l'aide sociale, le revenu et le niveau de scolarité des enfants vivant dans des logements subventionnés à Toronto.

Bien que la maximisation de l'utilité découlant du choix du lieu de résidence ne soit pas fondée uniquement sur le succès obtenu sur le marché du travail, nous examinerons la justification du choix du lieu de résidence sous le rapport de l'intégration au marché du travail. De nombreux facteurs non liés au marché influent sur la décision des immigrants de s'installer dans un endroit donné. Des facteurs sociaux peuvent influencer sur le choix du lieu de résidence. Les immigrants peuvent choisir d'habiter dans une enclave en raison de l'utilité du fait de partager la même langue, culture et religion. De plus, les quartiers ethniques peuvent amortir le choc de l'établissement dans un nouveau pays. Outre l'effet du lieu de résidence sur le revenu du marché, d'autres considérations économiques non liées au marché du travail entrent en cause dans la décision d'habiter dans un quartier à concentration ethnique. Aux avantages liés au marché du travail comme les renseignements sur les possibilités d'emploi et l'absence de discrimination viennent s'ajouter d'autres avantages comme les prix plus faibles des produits ethniques marchands et non marchands. Le coût des produits ethniques⁷ est inférieur dans les collectivités ethniques en raison d'économies d'échelle. Par exemple, le coût par habitant de la construction d'une église ou d'un centre communautaire est plus faible dans une collectivité ethnique plus nombreuse. En outre, il coûte moins cher d'importer et de produire des produits ethniques dans une région où le groupe ethnique est plus important, puisqu'on peut acheter ou produire un plus gros volume de produits. Par ailleurs, les produits ethniques non seulement coûtent plus cher à l'extérieur de l'enclave, il se peut qu'ils ne soient même pas disponibles. Il peut être trop cher d'importer ou de produire des produits ethniques marchands et non marchands dans un secteur qui ne comprend qu'un petit nombre de personnes appartenant à un groupe ethnique donné.

Le présent document ne porte que sur le succès des immigrants sur le marché du travail, qui est un aspect important de leur décision de maximisation de l'utilité. Si les quartiers ethniques devaient nuire au rendement des immigrants sur le marché du travail, les produits ethniques et les aspects non liés au marché d'un quartier pourraient aider à compenser le plus faible taux de croissance des salaires et établir un rapport d'égalité entre l'utilité de vivre dans une enclave ethnique et l'utilité de vivre à l'extérieur.

3. Spécification des communautés ethniques

Borjas (2000) utilise la région métropolitaine de recensement (RMR) comme l'unité géographique aux fins de son analyse. On peut trouver que la RMR est une région trop grande

7. Pour un examen plus détaillé des produits ethniques, voir Chiswick et Miller (2002).

pour être considérée comme un quartier, mais des unités géographiques plus petites peuvent présenter des problèmes encore plus graves. Une unité géographique plus petite, comme le secteur de recensement, peut permettre de dresser un tableau plus exact d'un quartier, mais il est alors difficile de tenir compte de l'effet de l'interaction entre un groupe donné dans un quartier et le même groupe dans un autre quartier. Prenons par exemple une personne qui appartient au groupe ethnique *X*. Si cette personne habite dans le quartier *A*, où il y a une faible concentration de personnes du même groupe ethnique *X*, mais à proximité du quartier *B*, où il y a une forte concentration de personnes appartenant à ce même groupe, rien ne l'empêche de fréquenter des personnes appartenant au groupe *X* dans le quartier *B*. En outre, étant donné le faible coût du transport à l'intérieur d'une RMR, il est difficile de déduire que des personnes appartenant au même groupe ethnique *X* habitant dans des quartiers avoisinants sont plus susceptibles d'avoir des contacts que si elles habitaient dans des quartiers situés plus loin l'un de l'autre (jusqu'à une certaine distance). Il est difficile de supposer que l'interaction entre des personnes qui habitent à cinq minutes de marche à pied l'une de l'autre est plus probable que l'interaction entre des personnes qui habitent à cinq minutes en voiture l'une de l'autre.

Cependant, il n'est pas nécessaire de tenir compte de l'effet de l'interaction entre quartiers lorsqu'on utilise la RMR comme l'unité géographique. Les distances entre RMR sont grandes, de sorte qu'une interaction entre des personnes appartenant au même groupe *X* dans différentes RMR est peu probable. Le temps et le coût des déplacements entre RMR sont beaucoup plus élevés qu'à l'intérieur de celles-ci, de sorte que les contacts fréquents sont peu probables⁸. C'est la fréquence de l'interaction entre des personnes du même pays d'origine qui importe, non leur proximité spatiale. Des unités géographiques plus petites, comme les secteurs de recensement, peuvent être davantage pertinentes pour l'étude de groupes qui sont moins mobiles et dont les interactions doivent se passer dans une région plus petite. Par exemple, les enfants sont limités par leurs moyens de transport, de sorte que leur interaction se limite à leur voisinage et à l'école. Il peut être approprié de mener une étude des effets de quartier sur les enfants au niveau du secteur de recensement, mais dans le cas des personnes plus mobiles, il est préférable de la mener au niveau de la RMR.

4. Indices

Borjas (2000) utilise deux indices pour mesurer le regroupement des immigrants⁹. L'indice principal est l'indice d'exposition qui donne la fraction de la population de 18 à 64 ans dans chaque région métropolitaine selon le pays de naissance. Les hommes et les femmes dans ce groupe d'âge sont inclus dans le calcul des indices sans égard à leur situation d'activité, étant donné les externalités du capital humain auxquelles ils peuvent donner lieu¹⁰. Le deuxième indice est l'indice de regroupement relatif qui déflate l'indice d'exposition en le divisant par le pourcentage de la population totale étudiée que représente chaque groupe selon le pays d'origine. L'indice d'exposition est ainsi rajusté en fonction de la proportion du groupe *i* dans la population à l'étude. Si l'indice de regroupement relatif est supérieur à 1, alors un pourcentage plus élevé d'immigrants du pays *i* habite dans la région métropolitaine *j* relativement à la moyenne des régions métropolitaines étudiées. Si l'indice de regroupement relatif est égal à 1, alors le

8. L'interaction physique n'est peut-être pas le seul moyen de transmission du capital humain. Le recours aux télécommunications, par exemple, pourrait changer le concept des collectivités ethniques. Étant donné les coûts décroissants des appels interurbains et l'avènement d'Internet, les communications entre RMR sont devenues moins coûteuses. Bien que l'interaction non physique soit importante, toutefois, elle dépasse le cadre de la présente étude.

9. Pour une explication plus détaillée des indices, voir Borjas (2000).

10. Les résidents en établissement sont exclus de l'analyse.

pourcentage de personnes en provenance du pays i dans la région métropolitaine j est égal à la moyenne de la population étudiée. Enfin, si l'indice de regroupement est inférieur à 1, alors la proportion de personnes provenant du pays d'origine i dans la région métropolitaine j est inférieure à la proportion de membres du groupe du pays d'origine i dans la région métropolitaine j qui serait prévue si le groupe était attribué au hasard à l'une des RMR étudiées selon la population de la RMR.

On trouvera au tableau A un échantillon de l'indice d'exposition et de l'indice relatif selon le pays d'origine. À Montréal, les immigrants en provenance du Royaume-Uni représentent 1,2 % de la population comparativement à plus de 10,0 % de la population à Victoria. Pour obtenir l'indice relatif pour les immigrants du Royaume-Uni, nous divisons l'indice d'exposition par le pourcentage de la population totale étudiée que représentent les immigrants du Royaume-Uni (environ 4,9 % de la population en âge de travailler). L'indice relatif montre que, si les immigrants en provenance du Royaume-Uni sont sous-représentés à Montréal, ils sont surreprésentés à Victoria où ils représentent plus de deux fois la proportion de la population en âge de travailler dans cette ville comparativement à leur proportion à l'échelle nationale. Les immigrants finlandais, pour leur part, représentent environ 0,12 % de la population en âge de travailler en milieu urbain, alors qu'à Thunder Bay ils représentent 2,4 % de la population et ont un indice relatif juste au-dessous de 20.

Nous examinons également les carrés de l'indice d'exposition et de l'indice relatif. La concentration d'immigrants peut avoir un effet non linéaire sur l'assimilation économique des immigrants. Si la concentration d'immigrants a un effet négatif sur la croissance des salaires, alors on peut s'attendre à ce que des niveaux de concentration plus faibles aient un effet négatif moindre sur les salaires qu'un niveau de concentration moyen. Lorsque les niveaux de concentration sont très faibles, il se peut qu'il n'y ait pas de ségrégation si la collectivité est trop petite. En outre, de faibles niveaux de concentration peuvent fournir suffisamment de renseignements sur le marché du travail local sans empêcher l'acquisition des connaissances et compétences requises sur le marché du travail canadien. Une plus forte concentration peut avoir un effet négatif sur les gains. Cela se produit si l'apprentissage de la langue et de la culture dominantes procure un avantage mais l'acquisition de ces compétences est réduite du fait d'une proportion plus élevée d'interactions entre les membres du même groupe ethnique. Inversement, des niveaux de concentration très élevés peuvent avoir un effet négatif moindre ou même un effet positif sur l'intégration des immigrants au marché du travail. Si un groupe ethnique représente une très forte proportion de la population d'une ville, alors l'apprentissage de la langue ou de la culture du pays peut être moins nécessaire ou avantageuse.

5. Mesures des groupes démographiques

Le groupe d'immigrants est classé comme étant l'échantillon de travailleurs nés à l'étranger qui appartiennent au groupe démographique i , habitent dans la région métropolitaine j et sont arrivés au Canada en l'année civile k . Ils sont regroupés selon le pays de naissance, l'appartenance ethnique, la langue et l'appartenance à une minorité visible. Les RMR sont fondées sur la définition utilisée aux fins du Recensement de 1981.

En application de la méthode de Borjas (2000), nous utilisons le pays de naissance comme la principale mesure de la ségrégation résidentielle. Toutefois, nous examinons également la langue, l'appartenance ethnique et l'appartenance à une minorité visible. Ces définitions additionnelles des groupes démographiques sont incluses pour deux raisons. En premier lieu, comme les recensements canadiens utilisés aux fins de la présente analyse ne comprennent pas une question

Tableau A : Indices d'exposition et de regroupement relatif de certains groupes selon le pays de naissance et la RMR en 1981

Indice d'exposition ($\times 100$) = $N_{ij}/N_j (\times 100)$								
RMR	Pays d'origine du groupe							
	R.-U.	Italie	Allemagne	Portugal	Inde	Grèce	Finlande	Jamaïque
Montréal	1,224	3,931	0,525	0,816	0,346	1,328	0,017	0,253
Ottawa	3,963	1,552	0,912	0,680	0,608	0,257	0,034	0,322
Toronto	8,133	7,388	1,694	2,679	1,561	1,789	0,170	2,083
Kitchener	5,965	0,690	2,851	3,576	0,689	0,412	0,043	0,358
Thunder Bay	2,534	4,470	1,249	0,504	0,202	0,175	2,353	0,000
Winnipeg	3,448	1,056	1,671	1,211	0,496	0,284	0,051	0,288
Calgary	5,489	1,146	1,771	0,258	0,800	0,264	0,064	0,294
Vancouver	7,843	1,572	1,959	0,579	1,965	0,351	0,268	0,155
Victoria	10,386	0,375	1,335	0,463	0,865	0,105	0,056	0,109
Indice de regroupement relatif = $[N_{ij} / N_j] \div [N_i / N]$								
RMR	Pays d'origine du groupe							
	R.-U.	Italie	Allemagne	Portugal	Inde	Grèce	Finlande	Jamaïque
Montréal	0,251	1,145	0,421	0,728	0,415	1,582	0,144	0,400
Ottawa	0,811	0,452	0,733	0,606	0,729	0,305	0,288	0,509
Toronto	1,665	2,153	1,362	2,391	1,873	2,130	1,440	3,298
Kitchener	1,221	0,201	2,291	3,191	0,826	0,491	0,365	0,567
Thunder Bay	0,519	1,302	1,004	0,450	0,242	0,209	19,936	0,000
Winnipeg	0,706	0,308	1,342	1,081	0,596	0,338	0,436	0,457
Calgary	1,124	0,334	1,423	0,231	0,960	0,314	0,540	0,466
Vancouver	1,605	0,458	1,574	0,517	2,359	0,418	2,272	0,246
Victoria	2,126	0,109	1,073	0,413	1,038	0,125	0,472	0,173

sur le pays de naissance des parents du répondant, les membres d'une collectivité qui ne sont pas des immigrants mais dont les parents sont nés à l'extérieur du Canada ne sont pas pris en compte dans le calcul des indices. La proportion que représente un groupe d'origine donnée sera donc sous-estimée. Cette erreur dans le calcul des indices sera particulièrement prononcée dans le cas des groupes d'immigrants plus traditionnels et moins prononcée dans le cas des groupes d'immigrants arrivés plus récemment. Par conséquent, nous examinerons aussi l'appartenance ethnique, la langue et l'appartenance à une minorité visible, puisque nous pouvons calculer la situation des Canadiens de deuxième génération pour ces variables de groupe d'origine.

Ces mesures supplémentaires se révèlent utiles lorsque le pays de naissance ne donne pas nécessairement un groupe homogène qui, par conséquent, ne représente peut-être pas exactement une « collectivité ». Dans de nombreux cas, des personnes qui sont nées dans le même pays parlent des langues différentes et ont différentes cultures et différents antécédents ethniques. Par exemple, l'ancienne Yougoslavie était composée de plusieurs groupes ethniques et linguistiques différents. En outre, une culture, langue et appartenance ethnique communes peuvent dépasser les frontières d'un pays. Si des personnes originaires d'un même pays parlent des langues différentes et des personnes originaires de différents pays parlent la même langue, l'idée d'une collectivité fondée sur le pays de naissance se trouve marginalisée. Nous examinons également la question de l'appartenance ethnique. Dans de nombreux cas, les personnes nées dans un même pays peuvent appartenir à des groupes ethniques qui ont des conflits ethniques et dont il est peu probable qu'ils

se fréquentent (par exemple, les Croates et les Serbes dans l'ancienne Yougoslavie). En outre, l'appartenance ethnique dépasse les frontières des pays et des personnes d'une même appartenance ethnique peuvent être originaires de différents pays. Par exemple, dans le Recensement de 1981, les immigrants juifs déclarent plus de 100 différents pays de naissance, y compris des pays aussi divers que l'Australie, le Chili, la Jamaïque et l'Égypte.

Bien que la classification selon la minorité visible puisse être trop générale pour être considérée comme un regroupement, l'appartenance à une minorité visible peut donner un niveau d'appartenance et d'interaction qui n'est pas mesuré par l'appartenance ethnique, le pays de naissance ou la langue maternelle et que nous devons donc analyser. Dans leur étude américaine de 1997, Cutler et Glaeser examinent les effets des quartiers noirs; pour notre part, cependant, nous élargissons l'analyse de régression de manière à inclure tous les groupes de minorités visibles identifiables comme la mesure d'appartenance (voir l'annexe 1). En outre, selon divers ouvrages publiés au Canada, les membres des minorités visibles ont un désavantage sur le plan des gains par rapport aux hommes de race blanche, particulièrement les hommes membres des minorités visibles (Pendakur et Pendakur, 1998; Pendakur et Pendakur, 2002). Après correction pour tenir compte de l'effet des études, de l'expérience professionnelle et d'autres variables démographiques, Hum et Simpson (1999) concluent que les hommes de race noire sont les seuls membres d'une minorité visible nés au Canada dont l'écart salarial est négatif et statistiquement significatif. Toutefois, ils constatent que plusieurs groupes d'immigrants membres de minorités visibles ont un désavantage salarial négatif statistiquement significatif. Potentiellement, une partie de ce désavantage pourrait être attribuable au regroupement des immigrants membres de minorités visibles, si le regroupement a un effet sur l'accumulation de capital humain et les possibilités sur le marché du travail.

6. Spécification du modèle

Nous utilisons les données des recensements canadiens de 1981, 1986, 1991 et 1996 portant sur le cinquième de l'ensemble de la population canadienne pour estimer les résultats économiques des immigrants de sexe masculin¹¹. Initialement, le résultat économique est défini comme étant la croissance salariale de la cellule d'immigrants (i,j,k) et est estimé au moyen du modèle suivant :

$$(1) \quad \Delta \log W_{ijk} = \alpha \log W_{ijk}(t_0) + \beta X_{ijk} + \delta S_{ij} + \eta_i + \tau_j + \gamma_k + \mu_{ijk}$$

La variable dépendante pour la régression est le taux de croissance du salaire horaire moyen des immigrants appartenant au groupe i, qui habitent dans la RMR j et qui font partie de la cohorte k¹². Nous procédons à la régression sur une période de cinq, dix et quinze ans lorsque 1980 est l'année de référence, sur une période de dix et cinq ans lorsque 1985 est l'année de référence et sur une période de cinq ans lorsque 1990 est l'année de référence¹³. Pour le modèle de croissance sur cinq ans, nous avons calculé le logarithme du salaire horaire moyen des travailleurs de 15 à 59 ans dans la cellule (i,j,k) pour l'année de référence dans les recensements canadiens respectifs, puis nous avons calculé le logarithme du salaire horaire moyen des travailleurs de 23 à 64 ans

11. Nous n'examinons pas l'effet des quartiers ethniques sur les gains des immigrantes à cause de la nature complexe des décisions des femmes en ce qui a trait au marché du travail.

12. Nous calculons le taux horaire de salaire pour chaque travailleur en divisant le salaire et traitement total de chaque travailleur par le produit du nombre de semaines travaillées durant l'année de référence et le nombre total d'heures travaillées durant la semaine de référence. Le taux horaire = (salaire-traitement total)/(semaines travaillées × heures par semaine)

13. Nous avons converti les salaires en dollars de 1992 au moyen de l'IPC (indice canadien des prix à la consommation).

pour les mêmes cellules dans le recensement suivant. Pour le modèle de croissance sur dix ans, nous avons calculé le logarithme du salaire horaire moyen des travailleurs de 18 à 54 ans pour la cellule (i,j,k) pour l'année initiale, puis le logarithme du salaire horaire moyen pour les travailleurs de 28 à 64 ans pour les mêmes cellules dix ans plus tard. Enfin, pour le modèle de croissance sur 15 ans, nous avons calculé la moyenne logarithmique du salaire initial pour les travailleurs de 18 à 49 ans pour les cellules en 1980 puis pour les travailleurs de 33 à 64 ans pour les mêmes cellules en 1995. Pour les régressions, nous avons corrigé des erreurs-types pour l'hétéroscédasticité en utilisant la méthode de White (1980). Nous avons pondéré la régression par le nombre total de fréquences de tous les groupes ($\sum F_{ijk}$) multiplié par le total des poids du recensement pour chaque groupe (W_{ijk}) divisé par la somme totale des poids pour tous les groupes ($\sum W_{ijk}$). La sommation pour tous les groupes d'âge est égale à $\sum F_{ijk}$ ¹⁴. Il en résulte une nouvelle pondération des poids de fréquence par la proportion des poids du recensement compris dans chaque cellule.

Pour permettre de comparer nos résultats avec ceux de Borjas (2000) et pour tenir compte de l'effet de la composition démographique des cellules, nous avons inclus dans la régression les variables de niveau de scolarité et de répartition selon l'âge. Ces variables démographiques permettent également de tenir compte de l'effet d'une sélection automatique possible des immigrants qui s'installent dans les quartiers ethniques. Si les immigrants ne s'installent pas de façon aléatoire en ce qui a trait à la capacité, l'effet des quartiers ethniques sur la croissance des salaires pourrait être biaisé. Si les immigrants plus âgés et moins instruits ont une plus forte propension à résider dans des quartiers ethniques, alors si nous constatons que les quartiers ethniques ont un effet négatif, ces résultats économiques pourraient être attribuables non aux quartiers ethniques, mais à la productivité de l'immigrant. Les variables de niveau de scolarité et de répartition selon l'âge permettent de tenir compte de l'effet de la partie observable de la sélection automatique. Pour le niveau de scolarité, nous avons calculé la proportion des immigrants dans la cellule ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau de scolarité moins élevé, un diplôme d'école professionnelle ou de métier ou un diplôme collégial, et un diplôme universitaire¹⁵. Pour les modèles de croissance sur 5 ans, nous avons calculé la proportion de travailleurs âgés de 26 à 36 ans, 37 à 47 ans et 48 à 59 ans, tandis que pour le modèle de croissance sur 10 ans, nous avons calculé la proportion de travailleurs âgés de 25 à 34 ans, 35 à 44 ans et 45 à 54 ans. Pour les modèles de croissance sur 15 ans, nous avons calculé la proportion de travailleurs âgés de 25 à 33 ans, 34 à 43 ans et 44 à 49 ans. Néanmoins, une sélection automatique fondée sur les qualités non observables des immigrants et donc non contrôlées pourrait subsister. Il est concevable que des immigrants ayant le même niveau de scolarité et le même âge aient différentes aptitudes au succès sur le marché du travail canadien. Par exemple, les immigrants qui craignent le risque peuvent être attirés par les quartiers ethniques, tandis que les immigrants plus travailleurs et davantage portés à prendre des risques peuvent s'installer à l'extérieur des quartiers ethniques, où il leur est plus difficile de s'établir initialement mais où ils pourraient avoir plus de possibilités de succès sur le marché du travail.

L'effet de la ségrégation résidentielle sur la croissance des salaires est représenté par S_{ij} . Lorsque nous utilisons le pays de naissance comme mesure d'appartenance, nous exécutons le modèle de nouveau avec S_{ij} comme terme quadratique. En application de la méthode de Borjas (2000), nous avons utilisé des effets fixes pour déduire les effets fixes du marché du travail régional (r_j), de la

14. Le poids de chaque groupe = $(\sum F_{ijk}) \times [W_{ijk}/\sum W_{ijk}]$. La somme des poids totaux = $\sum [\sum F_{ijk} \times [W_{ijk}/\sum W_{ijk}]] = \sum F_{ijk}$ où $\sum [W_{ijk}/\sum W_{ijk}] = 1$. Nous avons calculé de nouveau les résultats pour le pays de naissance pour les modèles sur cinq, dix et quinze ans où 1980 est l'année de référence en utilisant la fréquence comme facteur de pondération. Nos résultats sont très similaires à ceux obtenus avec la fréquence pondérée à nouveau par la proportion des poids du recensement représentée par un groupe.

15. Borjas utilise les années de scolarité; toutefois, cette variable n'était pas disponible dans le Recensement canadien de 1981.

cohorte (y_k) et de l'origine nationale (n_i). Les effets fixes de l'origine nationale sont remplacés par les effets fixes de l'appartenance ethnique (e_i), les effets fixes de la minorité visible (v_i) et les effets fixes de la langue (l_i) pour les régressions fondées sur le taux de croissance des salaires des groupes ethniques, de minorités visibles et linguistiques, respectivement. Les cohortes utilisées pour les régressions sont représentées par l'indice k . Elles sont celles qui sont arrivées au pays de 1975 à 1979, 1970 à 1974, 1965 à 1969, 1960 à 1964 et 1950 à 1959 ainsi que celles qui sont arrivées avant 1950 lorsque 1980 est l'année de référence. Les cohortes sont décalées de cinq et 10 ans lorsque 1985 et 1990 sont les années de référence, respectivement. Les immigrants qui sont arrivés au pays durant l'année de référence sont exclus de l'analyse de régression puisque le revenu déclaré dans le recensement est le revenu gagné durant l'année de l'arrivée au Canada. Il y a donc une disparité entre les possibilités d'activité sur le marché du travail des immigrants qui sont arrivés plus tard au cours de l'année de référence et les possibilités des immigrants qui sont arrivés plus tôt.

Pour l'analyse de régression, nous avons utilisé les groupes les plus nombreux pour le pays de naissance, l'appartenance ethnique et la langue maternelle¹⁶. Pour le pays de naissance, conformément à Borjas (2000), nous avons utilisé les 90 groupes d'immigrants les plus nombreux. Dans les recensements de 1981 et de 1986, les 90 groupes en tête représentaient plus de 99 % des immigrants de sexe masculin nés à l'étranger et en âge de travailler dans les régions géographiques étudiées, et plus de 98 % en 1991. Nous avons analysé 60 minorités ethniques et 50 minorités linguistiques. Pour ces estimations des minorités ethniques et linguistiques, nous avons inclus tous les groupes distincts identifiables à l'échelle des recensements représentant une fréquence pondérée d'au moins 200. Nous avons utilisé tous les groupes de minorités visibles à l'exception des « groupes multiples », qui n'ont pas été inclus parce qu'il est impossible de déterminer la composition des groupes de minorités visibles des répondants dans cette catégorie.

Pour l'analyse fondée sur le pays de naissance, nous avons classé les immigrants comme ayant immigré au Canada et étant nés à l'extérieur du Canada. Pour l'appartenance à une minorité visible, l'appartenance ethnique et la langue, nous avons classé les immigrants selon qu'ils ont immigré au Canada ou non. Nous avons procédé à la régression pour les immigrants de sexe masculin qui touchent un traitement ou un salaire. Nous avons repris la régression en utilisant la croissance des gains hebdomadaires comme variable dépendante, étant donné que le calcul du taux horaire peut être biaisé si les heures travaillées durant la semaine de référence ne sont pas représentatives du nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées pendant l'année de référence. Nous avons également repris la régression en utilisant la croissance des gains d'emploi totaux des travailleurs comme variable dépendante, étant donné que le revenu de ces derniers peut provenir de sources autres que le traitement ou le salaire. Nous examinons également la croissance du total des gains moyens.¹⁷

Nous examinons également la convergence des taux d'emploi. Si notre examen portait uniquement sur la convergence des salaires, il ne broserait peut-être pas un tableau exact de l'effet des quartiers ethniques sur l'assimilation économique. Les quartiers ethniques peuvent fournir aux immigrants plus de possibilités d'emploi mais ces emplois peuvent être moins désirables que ceux trouvés à l'extérieur de l'enclave. Si de meilleures possibilités d'emploi s'offrent à ceux qui résident dans une enclave qu'à ceux qui habitent à l'extérieur de celle-ci, mais à un salaire inférieur, alors un pourcentage plus élevé de travailleurs moins qualifiés seront

16. Le calcul de ce groupe plus nombreux est fondé sur le nombre pondéré d'hommes en âge de travailler durant l'année de référence pour le modèle de spécification sur 10 ans. Les groupes inclus dans l'analyse sont indiqués à l'annexe 1.

17. Pour les régressions fondées sur le taux de croissance du total des gains, les personnes qui ne travaillent pas ou qui ne déclarent aucun gain sont exclues des estimations. Pour les régressions fondées sur le taux de croissance de la moyenne du total des gains, nous leurs attribuons un total des gains égal à 1.

employés, ce qui exercera un effet à la baisse sur la croissance moyenne observée du taux de salaire d'un groupe donné. À l'extérieur de l'enclave, si les travailleurs moins qualifiés ont plus de difficulté à trouver un emploi, alors les travailleurs plus qualifiés seront surreprésentés dans la population active, ce qui entraînera une surestimation de l'avantage de vivre à l'extérieur d'une enclave. Le pourcentage de tous les hommes en âge de travailler qui ont un emploi peut également indiquer la disponibilité des emplois si le chômage est caché par l'effet du « travailleur découragé ». Par conséquent, nous examinons la variation de l'emploi total.

7. Résultats empiriques

Avant d'estimer l'effet des quartiers ethniques sur la croissance des salaires, il est utile de déterminer l'effet des quartiers ethniques sur le niveau de salaire initial des immigrants pour voir si l'effet des quartiers ethniques sur la croissance des salaires se fait à partir d'un salaire initial plus élevé ou plus faible. À l'aide de données regroupées sur les cohortes d'entrée les plus récentes, tirées des recensements de 1981, 1986, 1991 et 1996, nous estimons l'équation suivante :

$$(2) \quad \log W_{ijt} = \beta X_{ijt} + \delta_0 S_{ijt} + \delta_1 C_t [+ \delta_2 \{S_{ijt} \times C_t\}] + \eta_i + \tau_j + \mu_{ijt}$$

L'équation (2) est similaire à l'équation (1) sauf que la variable dépendante est maintenant la moyenne logarithmique du salaire initial W_{ijt} ¹⁸. En outre, comme nous utilisons seulement la cohorte d'entrée la plus récente dans chaque recensement, l'effet de cohorte fixe y_k est remplacé par C_t , où C_t est un ensemble de variables nominales qui indiquent la période d'arrivée. Pour le Recensement de 1981, nous examinons la cohorte d'immigrants de 1975-1979 et pour le Recensement de 1986, la cohorte de 1980-1984. Pour le Recensement de 1991, nous utilisons la cohorte de 1985-1989 et pour le Recensement de 1996, la cohorte de 1990-1994. La variable C_t permet de tenir compte des effets non seulement des différences de qualité entre les cohortes, mais des conditions macroéconomiques susceptibles d'avoir un effet sur les salaires des immigrants à l'arrivée au pays. Nous réestimons l'équation (2) en mettant en interaction les variables nominales de cohortes et les indices ($\delta_2 \{S_{ijt} \times C_t\}$) pour déterminer si les effets des quartiers ethniques sur les salaires à l'entrée évoluent d'une cohorte d'entrée à l'autre.

Comme le montre le tableau B, l'indice relatif pour le modèle groupé est positif mais il n'est pas statistiquement significatif. Toutefois, l'indice d'exposition est négatif et statistiquement significatif au niveau de 1 %, ce qui montre que les quartiers ethniques peuvent avoir un effet initial négatif sur les niveaux de salaire. À la colonne B2, l'indice d'exposition est mis en interaction avec les variables nominales de cohortes, la catégorie de référence étant la cohorte observée pour le Recensement de 1981. L'indice d'exposition pour la cohorte de référence est négatif et statistiquement significatif au niveau de 1 %. Dans le cas des trois autres cohortes, l'indice d'exposition est moins négatif, mais seul l'indice d'exposition de la cohorte observée pour le Recensement de 1986 (C_{8084}) est statistiquement différent de l'indice d'exposition pour l'année de référence.

18. Nous pondérons de nouveau chaque cellule dans la régression groupée en utilisant les fréquences totales pondérées à nouveau par la proportion de la somme totale des poids du recensement compris dans chaque cellule. Nous avons procédé ainsi de façon autonome pour chaque ensemble de données transversales pour empêcher un excédent de pondération des ensembles comportant moins de fréquences et la pondération insuffisante de ceux comportant plus de fréquences. Lorsque nous avons repris les régressions groupées en utilisant comme poids des fréquences simples, nous avons constaté peu de changement dans la grandeur des coefficients et aucun changement quant au niveau de signification statistique des variables.

Tableau B : Pays de naissance, salaire moyen initial

	B1	B2	B3	B4
	Indice d'exposition	Indice d'exposition	Indice relatif	Indice relatif
R ²	0,5958	0,5966	0,5937	0,5944
C ₈₀₈₄	-0,1699*** (0,011)	-0,1890*** (0,013)	-0,1685*** (0,012)	-0,1635*** (0,020)
C ₈₅₈₉	-0,0864*** (0,012)	-0,0972*** (0,014)	-0,0856*** (0,012)	-0,1063*** (0,021)
C ₉₀₉₄	-0,2552*** (0,012)	-0,2608*** (0,014)	-0,2588*** (0,012)	-0,2820*** (0,020)
Indice	-1,4852*** (0,444)	-1,7551*** (0,465)	0,0018 (0,004)	-0,0043 (0,007)
Indice × C ₈₀₈₄		1,2336*** (0,436)		-0,0033 (0,009)
Indice × C ₈₅₈₉		0,6468 (0,703)		0,0115 (0,010)
Indice × C ₉₀₉₄		0,2637 (0,553)		0,0127 (0,008)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

7.1 Croissance du salaire moyen

Nous utilisons le modèle que Borjas (2000) a qualifié de « spécification la plus complète ». Cette régression inclut les effets fixes pour la cohorte, la région métropolitaine et le pays de naissance. Les indices d'exposition et de regroupement relatif sont statistiquement significatifs et négatifs pour le modèle de croissance sur 10 ans avec 1980 comme année de référence (colonne C2 au tableau C), ce qui est conforme aux résultats de Borjas (2000). Ces indices sont également statistiquement significatifs et négatifs pour les modèles de croissance sur 5 et 15 ans. Par conséquent, les quartiers ethniques fondés sur le pays de naissance ont un effet négatif sur la croissance des salaires. En outre, la grandeur de l'effet négatif de l'indice d'exposition est à peu près le double de celle constatée par Borjas (2000) aux États-Unis durant la même période¹⁹. En utilisant un modèle de croissance sur 10 ans pour la période de 1980 à 1990 et en tenant compte des effets fixes du pays de naissance, de la cohorte et de la région métropolitaine, Borjas (2000) obtient un coefficient de -0,369.

Les modèles de croissance sur 5 et 10 ans avec 1985 comme année de référence et le modèle de croissance sur 5 ans avec 1990 comme année de référence sont également statistiquement significatifs au niveau de 5 % pour l'indice d'exposition (voir le tableau D). Pour l'indice relatif, les résultats sont négatifs et statistiquement significatifs au niveau de 10 % pour le modèle de croissance sur 5 ans avec 1985 comme année de référence et ils sont négatifs et statistiquement significatifs au niveau de 1 % pour le modèle de croissance sur 10 ans lorsque 1985 est l'année de référence ainsi que pour le modèle de croissance sur 5 ans avec 1990 comme année de référence. En outre, comme la grandeur des résultats est relativement uniforme au cours des différentes périodes et années de référence, les résultats semblent être robustes à différentes conditions

19. Nous constatons que ces résultats sont robustes lorsque nous exécutons le modèle de nouveau en remplaçant les travailleurs qui ont un salaire positif par des travailleurs à temps plein. Nous constatons également que l'indice d'exposition est négatif et statistiquement significatif pour chacun des modèles de croissance sur 5, 10 et 15 ans pour le pays de naissance dans le cas des travailleurs à temps plein.

macroéconomiques. Selon les résultats, une augmentation de 1 % de l'exposition aux membres du même groupe se traduit par une baisse d'environ 0,70 % à 0,95 % de la croissance des salaires.

7.2 Mouvement des travailleurs

Le mouvement des travailleurs est une question qu'il est difficile d'examiner à l'aide des données du recensement. Cependant, la migration des travailleurs peut avoir un effet sur les résultats. Pour une cellule donnée, si des travailleurs ayant des compétences supérieures à la norme et membres du groupe A déménagent d'une région à faible concentration de membres du même groupe pour s'installer dans une région qui comprend une plus forte proportion de membres du groupe A, le coefficient de l'indice sera biaisé par excès. Inversement, si des travailleurs dont les compétences sont inférieures à la moyenne déménagent d'un quartier à plus faible concentration de membres du même groupe pour s'installer dans un quartier à plus forte concentration, ou si des travailleurs hautement qualifiés déménagent d'un quartier à forte concentration de membres du même groupe pour s'installer dans un quartier à plus faible concentration, le coefficient de l'indice sera biaisé par défaut. Tâchant de vérifier l'ampleur de ce problème et de tenir compte de son effet, Borjas (2000) estime à nouveau son modèle en excluant les travailleurs qui ont déménagé dans la RMR durant les 5 années qui ont précédé le deuxième recensement. Il constate peu de différence entre ces résultats et ceux de son modèle original. Il signale toutefois qu'il s'agit d'un modèle de croissance sur 10 ans, de sorte qu'il reste une période de 5 ans durant laquelle on ne peut tenir compte de l'effet de la migration.

Pour examiner ce problème, nous réestimons les régressions avec le pays de naissance comme indicateur d'appartenance, en excluant les personnes qui n'habitaient pas dans la RMR durant les cinq années précédant la période ultérieure du modèle de croissance. Comme nous pouvons calculer un modèle de croissance sur cinq ans pour chacun des modèles des trois années de référence, nous devrions pouvoir dresser un tableau précis de l'importance du biais potentiel causé par la mobilité des travailleurs. Après correction pour tenir compte de l'effet de la mobilité, les résultats demeurent statistiquement significatifs et fortement négatifs. Seul le modèle de croissance de 1985-1995 (colonne D4 du tableau D) est inférieur au niveau de 5 % mais il est significatif au niveau de 10 % avec une valeur p de 0,051. Les autres modèles demeurent statistiquement significatifs au niveau de 5 % ou de 1 %. Lorsque 1980 est l'année de référence, pour le modèle sur 5 ans, le coefficient de l'indice d'exposition devient seulement un peu moins négatif (colonne C4 du tableau C). Avec 1985 comme année de référence, le coefficient de l'indice d'exposition devient plus négatif tandis qu'avec 1990 comme année de référence, l'effet négatif de l'exposition diminue tout en demeurant fortement négatif. Même si l'exclusion des migrants résout le problème pour le modèle de croissance sur 5 ans, il reste une période de 5 ans et une autre de 10 ans pour lesquelles il y a une possibilité de migration dans les modèles de croissance sur 10 et 15 ans, de sorte que ces régressions sont moins fiables. Dans les modèles de croissance sur 10 et 15 ans avec 1980 comme année de référence, nous constatons un biais par excès tandis que dans le modèle de croissance sur 10 ans avec 1985 comme année de référence, nous constatons un faible biais par défaut. Dans l'ensemble, le biais observé est faible et sa direction est indéterminée.

Tableau C : Pays de naissance, croissance du salaire moyen, année de référence 1980

	C1	C2	C3	C4	C5	C6
Période de croissance	1980-1985	1980-1990	1980-1995	1980-1985	1980-1990	1980-1995
(I)						
R ²	0,3797	0,4731	0,3661	0,3657	0,4725	0,3677
Logarithme du salaire initial	-0,7618***	-0,8361***	-0,8000***	-0,7482***	-0,8480***	-0,8374***
	(0,022)	(0,023)	(0,026)	(0,022)	(0,025)	(0,029)
Indice d'exposition	-0,8080***	-0,7096**	-0,7274**	-0,8053***	-0,9470***	-0,8252**
	(0,241)	(0,291)	(0,331)	(0,239)	(0,309)	(0,350)
(II)						
R ²	0,3787	0,4723	0,367	0,3650	0,4706	0,3689
Logarithme du salaire initial	-0,7579***	-0,8329***	-0,7976***	-0,7437***	-0,8426***	-0,8346***
	(0,023)	(0,023)	(0,026)	(0,023)	(0,025)	(0,028)
Indice relatif	-0,0087***	-0,0063**	-0,0135***	-0,0100***	-0,0074**	-0,0156***
	(0,003)	(0,003)	(0,005)	(0,003)	(0,003)	(0,005)
(III)						
R ²	0,3804	0,4743	0,3669	0,3670	0,4735	0,3691
Logarithme du salaire initial	-0,7637***	-0,8393***	-0,8026***	-0,7499***	-0,8500***	-0,8392***
	(0,022)	(0,023)	(0,026)	(0,022)	(0,024)	(0,029)
Indice d'exposition	-1,9512***	-2,5233***	-2,5008**	-2,3830***	-2,6284***	-3,0327***
	(0,672)	(0,736)	(1,041)	(0,685)	(0,770)	(1,098)
Exposition ²	11,6172*	18,4777***	18,1088*	15,9752**	17,0711***	22,4705**
	(6,266)	(6,496)	(9,699)	(6,355)	(6,648)	(10,008)
(IV)						
R ²	0,3789	0,4729	0,3677	0,3655	0,4712	0,3699
Logarithme du salaire initial	-0,7580***	-0,8332***	-0,7977***	-0,7438***	-0,8428***	-0,8348***
	(0,023)	(0,023)	(0,026)	(0,023)	(0,025)	(0,028)
Indice relatif	-0,0121**	-0,0137***	-0,0223***	-0,0157***	-0,0145***	-0,0267***
	(0,005)	(0,005)	(0,008)	(0,005)	(0,005)	(0,008)
Relatif ²	0,0004	0,0008***	0,001**	0,0006*	0,0008**	0,0013***
	(0,0003)	(0,0003)	(0,0005)	(0,0003)	(0,0004)	(0,0005)
Personnes qui déménagent exclues	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Tableau D : Pays de naissance, croissance du salaire moyen, années de référence 1985 et 1990

Année de référence 1985	D1	D2	D3	D4	Année de référence 1990	D5	D6
Période de croissance	1985-1990	1985-1995	1985-1990	1985-1995		1990-1995	1990-1995
(I)					(I)		
R ²	0,4744	0,4294	0,4328	0,4072	R ²	0,3748	0,351
Logarithme du salaire initial	-0,7904***	-0,8044***	-0,7906***	-0,7834***	Logarithme du salaire initial	-0,8170***	-0,8152***
	(0,019)	(0,021)	(0,021)	(0,023)		(0,020)	(0,022)
Indice d'exposition	-0,7209**	-0,8087**	-0,8095**	-0,7188*	Indice d'exposition	-0,9288**	-0,7706**
	(0,305)	(0,355)	(0,335)	(0,369)		(0,372)	(0,3885)
(II)					(II)		
R ²	0,4737	0,4295	0,4321	0,4073	R ²	0,3747	0,3508
Logarithme du salaire initial	-0,7889***	-0,8032***	-0,7888***	-0,7823***	Logarithme du salaire initial	-0,8151***	-0,8135***
	(0,019)	(0,022)	(0,021)	(0,023)		(0,019)	(0,022)
Indice relatif	-0,0051*	-0,0097***	-0,0064**	-0,0087**	Relatif	-0,0078***	-0,0063**
	(0,003)	(0,004)	(0,003)	(0,004)		(0,003)	(0,003)
(III)					(III)		
R ²	0,4747	0,4295	0,4330	0,4074	R ²	0,3748	0,3510
Logarithme du salaire initial	-0,7901***	-0,8041***	-0,7903	-0,7830***	Logarithme du salaire initial	-0,8170***	-0,8152***
	(0,019)	(0,021)	(0,021)	(0,023)		(0,020)	(0,022)
Indice d'exposition	-1,7088**	-1,3054	-1,6582**	-1,5467*	Indice d'exposition	-1,1924	-1,2606
	(0,705)	(0,842)	(0,762)	(0,866)		(0,835)	(0,880)
Exposition ²	12,4308	6,2565	10,6773	10,4283	Exposition ²	4,3382	8,0619
	(7,865)	(9,382)	(8,651)	(9,612)		(12,142)	(12,803)
(IV)					(IV)		
R ²	0,4741	0,4298	0,4325	0,4078	R ²	0,3749	0,3511
Logarithme du salaire initial	-0,7887***	-0,8028***	-0,7886***	-0,7818***	Logarithme du salaire initial	-0,8155***	-0,8139***
	(0,019)	(0,022)	(0,021)	(0,023)		(0,020)	(0,022)
Indice relatif	-0,0111**	-0,0161***	-0,0127**	-0,0162***	Indice relatif	-0,0117***	-0,0106**
	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,005)		(0,004)	(0,005)
Relatif ²	,0008**	,0008	,0008**	,0009*	Relatif ²	,0004	,0004
	(0,0003)	(0,0005)	(0,0004)	(0,0006)		(0,0003)	(0,0003)
Personnes qui déménagent exclues	NON	NON	OUI	OUI	Personnes qui déménagent exclues	NON	OUI

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

7.3 Carrés de l'indice d'exposition et de l'indice relatif

Nous réestimons l'équation (1) avec le pays de naissance comme groupe d'appartenance, avec les indices entrés sous forme quadratique, comme suit :

$$(3) \quad \Delta \log W_{ijk} = \alpha \log W_{ijk}(t_0) + \beta X_{ijk} + \delta S_{ij} + \Psi S_{ij}^2 + n_i + r_j + y_k + \mu_{ijk}$$

Lorsque le carré de l'indice d'exposition est ajouté à la régression, il est positif et statistiquement significatif lorsque 1980 est l'année de référence. Selon la section (III) du tableau C, le carré de l'indice d'exposition est statistiquement significatif au moins au niveau de 5 % pour les colonnes C2, C4, C5 et C6 et au niveau de 10 % pour les deux colonnes restantes pour les régressions avec 1980 comme année de référence. Cela indique qu'aux faibles niveaux de concentration, une augmentation du niveau de concentration a un effet négatif supplémentaire sur la croissance moyenne des salaires qui se produit à un taux décroissant jusqu'à ce que l'indice d'exposition s'établisse quelque part entre 0,068 et 0,084. Ainsi, lorsqu'un groupe i représente environ 7 % ou 8 % de la population de la RMR j , une augmentation du pourcentage de la RMR que représente le groupe a a un effet positif sur la croissance des salaires. Toutefois, seulement environ 1 % des groupes i représente plus de 7 % de la population d'une RMR j . Par conséquent, on peut faire abstraction du terme quadratique à droite du point de retournement dans les régressions indiquant qu'aux faibles niveaux de concentration, un membre supplémentaire du groupe a a un effet négatif sur la croissance des salaires, qui se produit à un taux décroissant. Pour les régressions avec 1985 et 1990 comme années de référence, le carré de l'indice d'exposition reste positif, mais il n'est pas statistiquement significatif.

Le carré de l'indice relatif est également positif. Il est statistiquement significatif au moins au niveau de 5 % pour les modèles de croissance sur 10 et 15 ans avec 1980 comme année de référence et pour le modèle de croissance sur 5 ans avec 1985 comme année de référence. Le point de retournement est atteint lorsque l'indice relatif se situe entre 7 et 15. On peut également faire abstraction de ce qui se situe à droite du point de retournement pour l'indice relatif, puisque plus de 99 % des groupes ont un indice relatif inférieur au point de retournement dans chaque régression. Par conséquent, le carré de l'indice relatif indique également que l'effet négatif de la concentration se produit à un taux décroissant.

7.4 Emploi

Avant d'examiner l'effet des quartiers ethniques sur l'évolution des taux d'emploi, il est utile de déterminer l'effet des quartiers ethniques sur les niveaux d'emploi initiaux. Pour déterminer l'effet des quartiers ethniques sur les taux d'emploi à l'arrivée au pays, nous réestimons l'équation (2) avec le taux d'emploi ainsi que l'emploi total comme variables dépendantes. Le taux d'emploi se définit comme étant le nombre total de personnes employées divisé par le nombre total de personnes dans la population active pour une cellule donnée. L'emploi total donne le pourcentage de la cellule dans le groupe d'âge donné qui est employé. Alors que l'indice relatif n'est statistiquement significatif ni pour l'une ni pour l'autre spécification, l'indice d'exposition est négatif et statistiquement significatif, ce qui indique que les quartiers ethniques ont un effet négatif sur le taux d'emploi à l'entrée ainsi que sur le taux d'emploi total à l'entrée.

Nous n'avons pas trouvé d'indications nous permettant de conclure que les quartiers ethniques ont un effet sur la variation du taux d'emploi ou du taux d'emploi total des cellules après correction pour tenir compte du taux d'emploi initial. Pour la variation du taux d'emploi, les seuls résultats statistiquement significatifs sont ceux obtenus avec l'indice d'exposition pour le modèle sur dix ans à la colonne F2 du tableau F, qui est un résultat négatif, et avec l'indice relatif pour le modèle sur cinq ans à la colonne F1 du tableau F, qui est un résultat positif. Pour le modèle de

l'emploi total, le seul résultat statistiquement significatif est celui obtenu pour l'indice relatif pour le modèle de croissance sur cinq ans, qui est un résultat positif. Les indices de concentration ne semblent pas permettre de prévoir la variation des taux d'emploi ou de l'emploi total.

7.5 Autres spécifications des variables dépendantes

L'utilisation du taux horaire comme variable dépendante peut être la cause d'une erreur de mesure, puisque nous calculons le salaire horaire en divisant le total des gains provenant du salaire et du traitement par le produit du nombre de semaines travaillées durant l'année de référence multiplié par le nombre d'heures travaillées durant la semaine de référence. Si la semaine de référence n'est pas typique de la moyenne des heures hebdomadaires, alors le salaire horaire ainsi calculé peut ne pas représenter exactement le salaire horaire réel. Pour examiner ce biais potentiel, nous avons repris les régressions avec le pays de naissance comme groupe d'appartenance et 1980 comme année de référence, avec les gains hebdomadaires comme variable dépendante. Nous calculons les gains hebdomadaires en divisant le salaire annuel et les gains salariaux durant l'année de référence par le nombre de semaines travaillées. Les résultats présentés au tableau G sont très similaires à ceux présentés au tableau C pour les modèles de croissance du salaire horaire sur cinq ans et dix ans pour l'indice d'exposition et pour tous trois modèles de croissance du salaire horaire pour l'indice relatif. La seule divergence est celle qui se produit avec l'indice d'exposition pour le modèle de croissance sur quinze ans où le coefficient de l'indice d'exposition n'est pas statistiquement significatif et correspond à la moitié de la grandeur du coefficient pour la croissance du salaire moyen durant la même période.

Pour examiner plus à fond la sensibilité des résultats à la spécification de la variable dépendante, nous examinons également le total des gains. Si les travailleurs touchent un revenu de sources autres que le salaire ou le traitement, le salaire horaire ne permettra peut-être pas de brosser un tableau complet de l'effet des quartiers ethniques sur l'assimilation sur le marché du travail. Nous examinons la croissance du total des gains avec 1980 comme année de référence aux colonnes H1 à H3 du tableau H pour les travailleurs ayant des gains positifs. Alors que l'indice d'exposition pour le modèle de croissance sur cinq ans est statistiquement non significatif et que l'indice relatif est positif, les modèles de croissance sur dix et quinze ans indiquent que les quartiers ethniques ont des effets négatifs statistiquement significatifs et très importants sur la croissance des gains.

Toutefois, même si l'examen du total des gains plutôt que des salaires et traitements couvre une plus grande partie de la population en âge de travailler, un certain biais peut persister. Un examen qui ne porte que sur les travailleurs employés peut donner une idée erronée de l'effet des quartiers ethniques sur les résultats obtenus sur le marché du travail si les quartiers ethniques ont également un effet sur la probabilité de trouver un emploi.

Tous les hommes en âge de travailler qui se trouvent dans une cellule sont inclus aux colonnes H4 à H6. Ces résultats donnent une idée de l'effet des quartiers ethniques sur les possibilités globales de gains. Si de meilleurs emplois sont disponibles à l'extérieur d'une enclave mais qu'une proportion plus petite d'immigrants trouvent un emploi, l'effet estimé des quartiers ethniques sur la croissance des gains sera trompeur. Toutefois, un tel biais ne semble pas exister. Lorsqu'on examine les colonnes H4 à H6, on constate que les résultats sont similaires à ceux obtenus avec seulement des travailleurs ayant des gains positifs, l'effet des quartiers ethniques sur la croissance des gains devenant de plus en plus négatif dans le cas des modèles de croissance sur une période plus longue.

Tableau E : Pays de naissance, emploi initial pour la cohorte la plus récente

	Emploi				Emploi total			
	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8
	Indice d'exposition	Indice d'exposition	Indice relatif	Indice relatif	Indice d'exposition	Indice d'exposition	Indice relatif	Indice relatif
R ²	0,4947	0,4957	0,4925	0,4928	0,6548	0,6559	0,6512	0,6522
C ₈₀₈₄	- 0,0389***	- 0,0434***	-0,0383***	- 0,0402***	0,0157**	0,0198***	0,0168**	0,0087
	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,008)	(0,007)	(0,008)	(0,007)	(0,011)
C ₈₅₈₉	- 0,1013***	- 0,1092***	-0,1009***	-0,0994***	- 0,1192***	-0,1283***	-0,1184***	-0,1159***
	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,009)	(0,007)	(0,008)	(0,008)	(0,011)
C ₉₀₉₄	-0,0942***	- 0,1010***	-0,0956***	-0,0893***	-0,1604***	-0,1582***	-0,1631***	-0,1507***
	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,009)	(0,008)	(0,009)	(0,009)	(0,013)
Indice	-0,6180***	- 0,8447***	0,0003	0,0016	-1,1492***	-1,0739***	-0,0030	-0,0006
	(0,182)	(0,167)	(0,002)	(0,003)	(0,238)	(0,237)	(0,003)	(0,004)
Indice × C ₈₀₈₄		0,2853*		0,0011		-0,3080		0,0048
		(0,160)		(0,004)		(0,215)		(0,006)
Indice × C ₈₅₈₉		0,5720		-0,0009		0,7070*		-0,0016
		(0,376)		(0,005)		(0,428)		(0,006)
Indice × C ₉₀₉₄		0,4500		-0,0035		-0,1675		-0,0068
		(0,302)		(0,004)		(0,415)		(0,006)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Tableau F : Variation du taux d'emploi et du taux d'emploi total, année de référence 1980

	Emploi			Emploi total		
	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Période de variation	1980-1985	1980-1990	1980-1995	1980-1985	1980-1990	1980-1995
(I)						
R ²	0,5038	0,3735	0,4154	0,6186	0,5830	0,5832
Taux initial	-0,9544***	-0,9448***	-0,9202***	-0,9609***	-0,9290***	-0,9610***
	(0,021)	(0,027)	(0,026)	(0,016)	(0,025)	(0,027)
Indice d'exposition	0,0282	-0,1982**	-0,0375	0,0262	-0,1270	-0,1851
	(0,072)	(0,081)	(0,105)	(0,072)	(0,162)	(0,163)
(II)						
R ²	0,5056	0,3727	0,4159	0,6201	0,5828	0,5830
Taux initial	-0,9538***	-0,9443***	-0,9200***	-0,9603***	-0,9293***	-0,9614***
	(0,021)	(0,027)	(0,026)	(0,016)	(0,025)	(0,027)
Indice relatif	0,0038**	0,0006	0,0019	0,0038**	-0,0009	-0,0012
	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Tableau G : Croissance de la moyenne logarithmique du total des gains hebdomadaires, année de référence 1980

	G1	G2	G3
Période de croissance	1980-1985	1980-1990	1980-1995
(I)	Tous les travailleurs	Tous les travailleurs	Tous les travailleurs
R ²	0,4116	0,5083	0,4169
Logarithme du total des gains initiaux	-0,7394***	-0,8237***	-0,7783***
	(0,023)	(0,024)	(0,030)
Indice d'exposition	-0,7006***	-0,7400***	-0,4096
	(0,246)	(0,282)	(0,337)
(II)			
R ²	0,4117	0,5075	0,4181
Logarithme du total des gains initiaux	-0,7371***	-0,8207***	-0,7774***
	(0,023)	(0,024)	(0,030)
Indice d'exposition	-0,0099***	-0,0067***	-0,0118**
	(0,003)	(0,003)	(0,005)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.
Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Tableau H : Croissance du total des gains, année de référence 1980

	H1	H2	H3	H4	H5	H6
Période de croissance	1980-1985	1980-1990	1980-1995	1980-1985	1980-1990	1980-1995
(I)	Tous les travailleurs	Tous les travailleurs	Tous les travailleurs	Tous les membres de la cellule	Tous les membres de la cellule	Tous les membres de la cellule
R ²	0,3515	0,4374	0,4300	0,4600	0,5821	0,5375
Logarithme du total des gains initiaux	-0,5666***	-0,8154***	-0,7005***	-0,8069***	-0,9349***	-0,9365***
	(0,056)	(0,053)	(0,070)	(0,025)	(0,024)	(0,029)
Indice d'exposition	-1,1729	-2,5624**	-4,0614***	-1,1616	-2,5714**	-4,1117***
	(0,847)	(1,017)	(1,236)	(0,827)	(1,013)	(1,255)
(II)						
R ²	0,3511	0,4366	0,4287	0,4598	0,5814	0,5364
Logarithme du total des gains initiaux	-0,5622***	-0,8083***	-0,6925***	-0,8045***	-0,9336***	-0,9349***
	(0,056)	(0,053)	(0,070)	(0,025)	(0,024)	(0,029)
Indice d'exposition	0,0037	-0,0235**	-0,0377***	0,0079	-0,0211*	-0,0367***
	(0,011)	(0,011)	(0,013)	(0,011)	(0,011)	(0,014)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.
Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

7.6 Autres mesures de la ségrégation résidentielle

Lorsque nous remplaçons le pays de naissance par l'appartenance ethnique ou la langue maternelle comme indice d'appartenance dans l'équation (1), nous observons quand même un effet négatif du regroupement sur la croissance des salaires. L'indice d'exposition pour l'appartenance ethnique et la langue maternelle est statistiquement significatif aux niveaux de 5 % ou de 1 % pour les modèles de croissance sur cinq et dix ans avec 1980 comme année de référence (colonnes I1, I2, I4 et I5 au tableau I). L'indice d'exposition pour les modèles de croissance sur 15 ans est négatif dans l'un et l'autre cas, mais seulement statistiquement significatif au niveau de 10 % pour la langue maternelle et il n'est pas statistiquement significatif pour l'appartenance ethnique (colonnes I6 et I3). Les coefficients de l'indice relatif pour ces deux mesures d'appartenance sont négatifs, mais ils ne sont pas statistiquement significatifs.

Tableau I : Appartenance ethnique et langue maternelle, année de référence 1980

	I1	I2	I3	I4	I5	I6
Période de croissance	1980-1985	1980-1990	1980-1995	1980-1985	1980-1990	1980-1995
(I)	Appart. ethnique	Appart. ethnique	Appart. ethnique	Langue	Langue	Langue
R ²	0,3536	0,4570	0,4145	0,3467	0,4670	0,4201
Logarithme du salaire initial	-0,7686***	-0,7955***	-0,8231***	-0,7308***	-0,7847***	-0,7698***
	(0,030)	(0,032)	(0,036)	(0,030)	(0,030)	(0,036)
Indice d'exposition	-0,3060**	-0,3119**	-0,2660	-0,6652***	-0,4331**	-0,6202*
	(0,129)	(0,125)	(0,204)	(0,224)	(0,216)	(0,329)
(II)						
R ²	0,3527	0,4564	0,4142	0,3445	0,4663	0,4196
Logarithme du salaire initial	-0,7674***	-0,7934***	-0,8219***	-0,7315***	-0,7844***	-0,7701***
	(0,030)	(0,032)	(0,036)	(0,030)	(0,030)	(0,036)
Indice relatif	-0,0035	-0,0041	-0,0039	-0,0035	-0,0020	-0,0062
	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,003)	(0,003)	(0,004)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Nous ne trouvons aucune preuve convaincante de l'existence d'effets d'enclave lorsque nous appliquons l'appartenance à une minorité visible comme mesure d'appartenance. Alors que l'indice d'exposition pour le modèle de croissance sur dix ans avec l'appartenance à une minorité visible comme mesure d'appartenance est statistiquement significatif et d'une grandeur analogue à celle des résultats de Borjas (2000) pour le pays de naissance, les résultats ne sont pas robustes à la variation de la durée des périodes du modèle. Le reste des résultats pour les modèles sur cinq et 15 ans ne sont pas statistiquement significatifs et l'indice d'exposition pour le modèle de croissance sur 15 ans est positif. Nous reprenons ces régressions en incluant les minorités visibles seulement. L'inclusion des autres minorités pourrait avoir un effet sur les résultats si les quartiers ethniques n'ont pas d'effet sur les résultats obtenus sur le marché du travail par les membres n'appartenant pas à des minorités visibles. Les résultats des régressions incluant les minorités visibles seulement sont présentés aux colonnes J4 à J6. Même lorsque les autres minorités sont exclues, les résultats ne suivent pas la tendance observée lorsque le pays de naissance, l'appartenance ethnique ou la langue sont utilisés comme mesures d'appartenance. Les coefficients pour l'indice d'exposition et l'indice relatif sont tous positifs et ne sont pas

statistiquement significatifs au niveau de 5 %. Seul l'indice d'exposition pour le modèle de croissance sur dix ans est négatif, mais il n'est plus statistiquement significatif. Une explication possible serait que les groupes de minorités visibles représentent un regroupement trop large pour permettre de mesurer les réseaux ethniques et que l'interaction a lieu à un niveau de classification moins général.

Tableau J : Minorité visible, croissance du salaire moyen, année de référence 1980

	J1	J2	J3	J4	J5	J6
Période de croissance	1980-1985	1980-1990	1980-1995	1980-1985	1980-1990	1980-1995
(I)	Tous les groupes	Tous les groupes	Tous les groupes	Minorités visibles seulement	Minorités visibles seulement	Minorités visibles seulement
R ²	0,4380	0,6013	0,4547	0,4259	0,4778	0,3851
Logarithme du salaire initial	-0,6070***	-0,6407***	-0,7462***	-0,7742***	-0,7025***	-0,8382***
	(0,054)	(0,056)	(0,083)	(0,064)	(0,070)	(0,091)
Indice d'exposition	-0,1267	-0,3142**	0,0005	0,4811	-0,0089	0,0692
	(0,134)	(0,136)	(0,178)	(0,582)	(0,763)	(0,923)
(II)						
R ²	0,4375	0,5996	0,4552	0,4281	0,4778	0,3859
Logarithme du salaire initial	-0,6091***	-0,6368***	-0,7510***	-0,7792***	-0,7027***	-0,8436***
	(0,054)	(0,056)	(0,083)	(0,063)	(0,070)	(0,091)
Indice relatif	0,0041	-0,0102	0,0073	0,0153*	0,0001	0,0121
	(0,007)	(0,007)	(0,009)	(0,009)	(0,012)	(0,013)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

7.7 Pays similaires

L'incidence de la ségrégation résidentielle devrait probablement être différente dans les pays qui sont similaires au Canada et dans ceux qui sont très différents du Canada sur le plan culturel. Borjas (2000) a inclus l'Australie, le Canada, l'Irlande, la Nouvelle-Zélande et le Royaume-Uni dans son étude. Toutefois, on peut supposer que les quartiers ethniques ne devraient pas avoir d'effet sur l'assimilation sur le marché du travail des immigrants en provenance de pays qui sont similaires aux pays d'accueil. Nous présentons de nouveau les résultats des régressions utilisant comme variable le pays de naissance au tableau K où l'exposition est mise en interaction avec les variables nominales régionales. Nous utilisons la variable nominale pays similaire comme variable de référence. Les pays classés comme étant similaires au Canada comprennent le Royaume-Uni, les États-Unis, l'Irlande, la Nouvelle-Zélande et l'Australie pour les RMR de langue anglaise ou bilingues, et la France pour les RMR de langue française ou bilingues²⁰. Autrement, ces pays sont inclus dans l'indice de l'Europe de l'Ouest et du Sud. Chose étonnante, nous ne constatons pas de différence uniforme et statistiquement significative entre les pays similaires et la plupart des autres régions.

20. Les RMR bilingues comprennent Saint-Jean, Montréal et Ottawa-Hull. Les RMR françaises comprennent toutes les RMR au Québec sauf Montréal, tandis que les autres RMR sont classées comme étant des RMR de langue anglaise.

Tableau K : Correction pour tenir compte des pays de naissance similaires

	K1	K2	K3	K4	K5	K6
Période de croissance	1980-1985	1980-1990	1980-1995	1985-1990	1985-1995	1990-1995
R ²	0,3819	0,4767	0,3672	0,4760	0,4300	0,3767
Logarithme du salaire initial	-0,7623***	-0,8387***	-0,7884***	-0,7925***	-0,8054***	-0,8180***
	(0,022)	(0,022)	(0,027)	(0,019)	(0,021)	(0,019)
Indice d'exposition	-1,0412***	-1,0920**	-0,4065	-1,0991**	-0,8900*	-1,2219**
	(0,315)	(0,419)	(0,415)	(0,445)	(0,498)	(0,512)
Expo*(Euro O/S)	0,5318	0,7624*	-0,4989	0,7375	0,1522	0,4201
	(0,384)	(0,454)	(0,531)	(0,505)	(0,631)	(0,722)
Expo*(Euro E)	-3,4394	3,701	0,8898	-2,2267	-0,1987	-3,996
	(2,721)	(4,017)	(5,479)	(3,580)	(4,721)	(3,647)
Expo*(Amérique C/S + Caraïbes)	-2,7051	-4,6271**	-4,0866**	-2,1458	-1,76	-0,7666
	(1,980)	(2,258)	(1,968)	(1,510)	(1,555)	(1,340)
Expo*(Afrique + Moyen-Orient)	-13,9039*	5,0971	-15,1051	4,651	-8,6634	-9,0681
	(7,863)	(10,759)	(11,271)	(9,639)	(10,553)	(6,158)
Expo*(Asie S)	-3,3576	-5,0922	-4,5312*	-2,9128	-1,3016	-0,6747
	(2,434)	(3,347)	(2,513)	(2,572)	(2,140)	(1,409)
Expo*(Asie du S-E)	-0,2017	3,5413	-2,138	3,0047	-0,1525	-0,3244
	(2,615)	(3,717)	(4,489)	(3,094)	(2,273)	(1,828)
Expo*(Asie de l'Est)	-1,7132	1,6007	-8,9797	1,2349	1,9292	2,6294**
	(3,783)	(3,400)	(10,461)	(1,634)	(1,657)	(1,170)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Le coefficient pour l'interaction entre l'exposition et la région de l'Amérique centrale, de l'Amérique du Sud et des Caraïbes est important, négatif et statistiquement significatif au niveau de 5 % pour les modèles de croissance sur 10 et 15 ans avec 1980 comme année de référence. La seule autre région statistiquement significative qui diffère au niveau de 5 % des pays similaires est l'Asie de l'Est pour le modèle de croissance sur cinq ans avec 1990 comme année de référence. Toutefois, dans l'ensemble, il n'y a pas beaucoup de différences statistiquement significatives entre l'effet de l'exposition sur les pays similaires et les pays non similaires.

Ce phénomène s'explique peut-être par des différences culturelles, s'il en est, entre la population générale et les pays considérés comme étant « similaires » au Canada. Les immigrants de ces pays peuvent être mieux en mesure d'acquérir les compétences requises sur le marché du travail au contact des personnes nées au Canada et bénéficier ainsi quand même de l'exposition réduite aux membres de leur propre groupe. En outre, comme les différences linguistiques et culturelles entre la population générale et les immigrants en provenance de pays similaires sont moins prononcées, ces immigrants peuvent tirer un plus grand parti des avantages du réseautage à l'extérieur des quartiers ethniques que les immigrants en provenance de pays non similaires.

7.8 Effet de cohorte

Il se peut que les quartiers ethniques aient des effets différents sur différentes cohortes d'entrée. Au tableau L, l'indice d'exposition est mis en interaction avec les variables nominales de

cohortes. Les résultats montrent que les effets négatifs des quartiers ethniques sont les plus prononcés chez les cohortes plus récentes. Ces résultats sont contraires à ceux de Borjas selon lesquels les quartiers ethniques nuisent le plus aux nouveaux immigrants. Lorsque nous utilisons la cohorte la plus ancienne comme variable de référence, nous constatons que l'indice d'exposition est fortement négatif et statistiquement significatif au niveau de 5 % ou de 1 % pour chacune des régressions. En outre, les effets des quartiers ethniques sont positifs pour la cohorte la plus récente pour chacune des trois années de référence. Toutefois, comme il est indiqué au tableau B, les nouveaux immigrants qui habitent dans des quartiers ethniques ont tendance à toucher un salaire initial plus faible. Lorsque 1985 et 1990 sont les années de référence, l'effet de l'exposition au groupe du même pays de naissance sur la croissance des salaires est très prononcé pour les cohortes 1980-1984 et 1985-1989, respectivement. Par exemple, pour le modèle de croissance sur cinq ans pour la cohorte 1980-1984 avec 1985 comme année de référence (colonne L4 du tableau L), le coefficient d'interaction est 1,883, comparativement à -0,893 pour la catégorie de référence qui est celle des immigrants qui sont arrivés au pays avant 1955. Cela indique un effet positif de la ségrégation résidentielle sur la croissance du salaire moyen d'environ 1 pour la cohorte 1980-1984.

Tableau L : Pays de naissance, indice d'exposition mis en interaction avec les cohortes

	L1	L2	L3	L4	L5	L6
Période de croissance	1980-1985	1980-1990	1980-1995	1985-1990	1985-1995	1990-1995
(I)	t=0	t=0	t=0	t=5	t=5	T=10
R ²	0,3839	0,4757	0,3691	0,4781	0,4340	0,3783
Logarithme du salaire initial	-0,7739***	-0,8479***	-0,8139***	-0,8034***	-0,8200***	-0,8249***
	(0,023)	(0,023)	(0,026)	(0,019)	(0,022)	(0,019)
Indice d'exposition	-1,6064***	-1,3161**	-1,8641**	-0,8933**	-1,6391***	-1,8112***
	(0,353)	(0,574)	(0,733)	(0,400)	(0,465)	(0,448)
Cohorte(1975+t~1979+t)*indice	1,7917***	1,7107***	2,3005***	1,8825***	2,3562***	2,6002***
	(0,353)	(0,544)	(0,743)	(0,474)	(0,534)	(0,804)
Cohorte(1970+t~1974+t)*indice	1,1685***	,6608	1,7136**	1,1445***	2,0935***	1,2965**
	(0,340)	(0,530)	(0,702)	(0,370)	(0,409)	(0,567)
Cohorte(1965+t~1969+t)*indice	0,4601	0,5228	1,1234	-0,0756	1,5771***	1,8446***
	(0,306)	(0,519)	(0,714)	(0,339)	(0,389)	(0,438)
Cohorte(1960+t~1964+t)*indice	0,8621**	0,2697	1,0412	-0,0123	0,7127*	1,3213***
	(0,342)	(0,541)	(0,730)	(0,335)	(0,367)	(0,467)
Cohorte(1950+t~1959+t)*indice	0,8524***	0,6394	0,8711	-0,0225	0,3724	0,4731
	(0,300)	(0,518)	(0,703)	(0,329)	(0,345)	(0,361)

Niveaux de signification : * 10 %, ** 5 % et *** 1 %. Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

8. Conclusion

Nous fournissons dans le présent document des preuves de l'effet négatif des quartiers ethniques sur plusieurs résultats obtenus sur le marché du travail par les immigrants. Nous constatons que les quartiers ethniques ont une incidence négative sur les salaires à l'entrée des cohortes de nouveaux immigrants mais un effet positif sur la croissance des salaires de ces cohortes. Dans l'ensemble, toutefois, les quartiers ethniques ont un effet négatif sur la croissance des salaires des immigrants au Canada. Nous avons examiné plusieurs spécifications du modèle pour déterminer la robustesse des résultats. Les résultats sont robustes pour différentes périodes et différentes spécifications de durée des périodes du modèle de croissance. En outre, lorsque le pays de naissance est remplacé par la langue maternelle ou l'appartenance ethnique comme mesure d'appartenance, le regroupement a quand même un effet négatif. Le modèle sur cinq ans est particulièrement utile lorsqu'il s'agit d'examiner le biais dans les résultats dû au mouvement des travailleurs. Même lorsque nous réestimons le modèle en éliminant les travailleurs qui ont déménagé au cours des cinq années précédentes, l'effet négatif des quartiers ethniques se maintient. Chose surprenante, nous n'avons trouvé aucune indication nous permettant de conclure que les quartiers ethniques ont un effet différent sur la croissance des salaires des immigrants en provenance de pays similaires au pays d'accueil comparativement à ceux en provenance de pays non similaires au pays d'accueil.

Annexe 1

A.1 : Pays de naissance, hommes en âge de travailler (18 à 54 ans) dans les RMR, fréquence pondérée					
Année de référence : 1980		Année de référence : 1985		Année de référence : 1990	
Royaume-Uni	163 653	Royaume-Uni	157 618	Royaume-Uni	141 208
Italie	137 433	Italie	117 350	Italie	94 961
Allemagne	46 626	Portugal	49 137	Inde	59 064
Portugal	45 599	Inde	44 375	Hong Kong	54 437
États-Unis	39 170	États-Unis	40 374	Portugal	53 916
Inde	36 047	Allemagne	42 587	Vietnam	42 542
Grèce	35 608	Chine	31 234	États-Unis	40 073
Yougoslavie	29 637	Grèce	31 229	Chine	39 845
Pays-Bas	26 396	Hong Kong	29 180	Pologne	37 869
Jamaïque	22 267	Jamaïque	28 669	Philippines	35 366
Hong Kong	21 220	Vietnam	28 037	Allemagne	34 248
Pologne	19 332	Yougoslavie	27 156	Jamaïque	32 220
Philippines	18 056	Pays-Bas	24 939	Grèce	25 640
Taïwan	16 756	Philippines	23 490	Yougoslavie	24 000
France	16 121	Pologne	22 971	Guyane	23 372
Chine	15 603	Guyane	17 544	Liban	21 477
Hongrie	15 476	France	16 050	Pays-Bas	19 328
Vietnam	15 063	Trinité-et-Tobago	14 334	Trinité-et-Tobago	17 121
Trinité-et-Tobago	13 564	Hongrie	13 290	France	15 211
Guyane	12 645	Haïti	10 235	Haïti	13 023
URSS	11 617	Liban	9 856	Iran	12 793
Tchécoslovaquie	9 628	Tchécoslovaquie	9 590	Corée du Sud	10 838
Haïti	9 301	URSS	9 049	Sri Lanka	10 653
Liban	8 912	Égypte	8 395	Hongrie	10 250
Égypte	8 440	Corée du Sud	7 008	Tchécoslovaquie	9 714
Autriche	6 714	Irlande	6 502	Salvador	9 630
Pakistan	5 727	Pakistan	6 396	Égypte	9 611
Danemark	5 275	Chili	6 191	Pakistan	9 431
Belgique	5 215	Autriche	5 846	URSS	9 385
Barbade	4 853	Iran	5 818	Chili	8 765
Maroc	4 656	Maroc	5 484	Roumanie	7 446
Chili	4 587	Afrique du Sud	5 439	Afrique du Sud	7 403
Espagne	4 582	Tanzanie	5 287	Tanzanie	6 686
Roumanie	4 397	Roumanie	4 781	Maroc	6 611
Malte	4 373	Belgique	4 745	Cambodge	6 560
Irlande	4 320	Barbade	4 725	Irlande	6 247
Afrique du Sud	4 221	Israël	4 599	Israël	5 917
Tanzanie	4 172	Fidji	4 525	Kenya	5 882

A.1 : Pays de naissance, hommes en âge de travailler (18 à 54 ans) dans les RMR, fréquence pondérée (suite)					
Année de référence : 1980		Année de référence : 1985		Année de référence : 1990	
Israël	4 135	Danemark	4 521	Fidji	5 853
Suisse	3 774	Sri Lanka	4 387	Éthiopie	5 744
Finlande	3 743	Espagne	4 179	Taiwan	5 336
Fidji	3 621	Cambodge	4 009	Malaisie	5 236
Australie	3 210	Malte	3 837	Laos	4 974
Ouganda	3 146	Kenya	3 750	Barbade	4 589
Japon	3 094	Salvador	3 682	Autriche	4 557
Corée du Sud	3 043	Suisse	3 559	Belgique	4 417
Kenya	2 821	Ouganda	3 412	Argentine	4 085
Corée du Nord	2 658	Laos	3 403	Syrie	3 796
Turquie	2 591	Malaisie	3 239	Ouganda	3 702
Malaisie	2 446	Australie	3 163	Turquie	3 653
Argentine	2 391	Japon	3 125	Danemark	3 644
Nouvelle-Zélande	2 097	Finlande	3 099	Pérou	3 503
Équateur	2 020	Turquie	3 089	Australie	3 328
Laos	1 935	Argentine	3 000	Espagne	3 322
Syrie	1 927	Équateur	2 434	Japon	3 312
Iran	1 912	Syrie	2 300	Équateur	3 214
Indonésie	1 911	Taiwan	2 231	Suisse	3 208
Colombie	1 717	Iraq	1 989	Ghana	3 187
Suède	1 706	Chypre	1 955	Malte	3 159
Chypre	1 691	Pérou	1 906	Iraq	3 036
Cambodge	1 625	Indonésie	1 835	Guatemala	2 920
Sri Lanka	1 625	Nouvelle-Zélande	1 807	Finlande	2 808
Uruguay	1 397	Colombie	1 803	Mexique	2 544
Iraq	1 343	Mexique	1 675	Colombie	2 507
Mexique	1 318	Uruguay	1 657	Somalie	2 352
Pérou	1 288	Suède	1 572	Brésil	2 162
Norvège	1 274	Éthiopie	1 499	Afghanistan	2 138
Algérie	1 200	Brésil	1 434	Uruguay	2 105
Maurice	1 159	Ghana	1 413	Bangladesh	2 087
Afrique du S.-O.	1 038	Maurice	1 381	Maurice	2 072
Brésil	1 032	Guatemala	1 338	Nouvelle-Zélande	2 035
Singapour	955	Grenade	1 276	Indonésie	1 965
Tunisie	903	Singapour	1 219	Brunei	1 796
St-Vincent	839	Paraguay	1 190	Singapour	1 771
Ghana	814	Algérie	1 062	Nicaragua	1 758
Paraguay	786	Norvège	1 005	Chypre	1 733
Grenade	770	St-Vincent-et-les-Grenadines	985	Algérie	1 690
Nigéria	761	Tunisie	951	Suède	1 578
Vénézuela	698	Vénézuela	940	Macao	1 486
Bulgarie	512	Bangladesh	921	St-Vincent-et-les-Grenadines	1 485

A.1 : Pays de naissance, hommes en âge de travailler (18 à 54 ans) dans les RMR, fréquence pondérée (<i>fin</i>)					
Année de référence : 1980		Année de référence : 1985		Année de référence : 1990	
Birmanie	510	Nigéria	879	Nigéria	1 462
Jordanie	502	Macao	868	Grenade	1 456
Bangladesh	501	Birmanie	785	Tunisie	1 303
Guatemala	496	Jordanie	693	Paraguay	1 278
Salvador	493	Brunei	686	Vénézuéla	1 176
Bermudes	410	Afghanistan	559	Bulgarie	1 031
Antilles néerlandaises	382	Bulgarie	532	Norvège	989
Rhodésie	371	Antigua	522	Jordanie	909
Antigua	362	Sainte-Lucie	507	Myanmar	788
Saint-Kitts-et-Nevis	354	Cuba	488	Zaïre	735

A.2 : Groupes ethniques, hommes en âge de travailler (18-54 ans) dans les RMR, fréquence pondérée 1980			
Italien	138 420	Roumain	1 776
Chinois	69 541	Macédonien	1 770
Allemand	57 047	Iranien	1 769
Portugais	45 686	Estonien	1 732
Grec	36 696	Serbe	1 719
Hollandais	28 332	Fidjien	1 665
Juif	20 329	Lette (letton)	1 538
Antillais	19 878	Chilien	1 502
Philippin	15 948	Suédois	1 484
Polonais	15 513	Russe	1 476
Hongrois	14 875	Norvégien	1 426
Espagnol	13 710	Turc	1 424
Vietnamien	9 126	Laotien	1 369
Croate	8 138	Slovène	1 270
Ukrainien	7 081	Lithuanien	1 220
Arménien	5 694	Cambodgien	961
Libanais	5 500	Mexicain	538
Coréen	5 410	Malaysien	494
Danois	4 691	Syrien	485
Haïtien	4 336	Bulgare	436
Autrichien	3 995	Indonésien	431
Tchèque	3 949	Gujarati	404
Maltais	3 854	Argentin	348
Finnois	3 728	Péruvien	301
Égyptien	2 967	Équatorien	292
Japonais	2 930	Cinghalais	246
Suisse	2 630	Palestinien	236
Belge	2 074	Brésilien	232
Punjabi	2 049	Bengali	230
Slovaque	1 907	Albanais	219

A.3 : Groupes linguistiques, hommes en âge de travailler (18-54 ans) dans les RMR, fréquence pondérée 1980					
Italien	131 448	Arménien	5 109	Letton	1 412
Chinois	59 489	Coréen	4 931	Serbe	1 382
Allemand	58 803	Danois	4 602	Thaï	1 312
Portugais	44 271	Ourdou	4 377	Suédois	1 210
Grec	34 648	Finnois	3 383	Bengali	1 123
Hollandais & Flamand	24 618	Russe	3 056	Norvégien	1 080
Espagnol	20 149	Japonais	2 828	Lithuanien	996
Arabe	17 937	Slovaque	2 673	Flamand	922
Hongrois	15 670	Hébreu	2 371	Cambodgien	820
Polonais	13 963	Macédonien	2 349	Tamoul	788
Punjabi	11 734	Roumain	2 329	Malaysien Bahasa	691
Philippin	9 883	Tagal	2 132	Malayalam	680
Croate	8 413	Yiddish	1 680	Bulgare	448
Vietnamien	8 262	Estonien	1 637	Cinghalais	361
Ukrainien	6 375	Iranien	1 598	Gallois	357
Hindou	5 951	Slovène	1 580	Swahili	235
Tchèque	5 413	Turc	1 523		

A.4 Minorités visibles, hommes en âge de travailler (18-54 ans) dans les RMR, fréquence pondérée 1980			
Non membres d'une minorité	680 859	Philippins	16 126
Chinois	70 140	Latino-américains	14 363
Noirs	60 974	Asiatiques du Sud-Est	13 793
Indo-Pakistanaï	56 491	Coréens	5 491
Originaires des îles du Pacifique	28 051	Japonais	2 989

Bibliographie

Baker, M., et D. Benjamin. 1994. "The performance of immigrants in the Canadian labour market." *Journal of Labor Economics*. 12: 369-405.

Bertrand, Marianne, Erzo F.P. Luttmar et Sendhal Millainathan. 2000. "Network effects and Welfare Cultures." *Quarterly Journal of Economics*. 115, 3: 1019-1055.

Bloom, D.E., G. Grenier et M. Gunderson. 1995. "The changing labour market position of Canadian Immigrants." *Revue canadienne d'économique*. 28: 987-1005.

Borjas, George J. 2000. "Ethnic Enclaves and Assimilation." *Swedish Economic Policy Review*. 7: 89-122.

Borjas, George J. 1995. "Assimilation and Changes in Cohort Quality Revisited: What Happened to Immigrant Earnings in the 1980s?" *Journal of Labor Economics*. 13, 21: 201-239.

Chiswick, Barry R et Paul W. Miller. 2002. "Do Enclaves Matter in Immigrant Adjustment?" Document de discussion de IZA. No. 449: 1-52.

Chiswick, Barry R. et Paul W. Miller. 2001. "A Model of Destination-Language Acquisition: Application to Male Immigrants in Canada." *Demography*. 38, 3: 391-409.

Coulson, R.G. et D.J. Devoretz. 1993. "Human Capital Content of Canadian Immigrants: 1967-1987." *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*. 19, 4: 357-366.

Cutler, David M. et Edward L. Glaeser. 1997. "Are Ghettos Good or Bad?" *The Quarterly Journal of Economics*. 827-872.

De Silva, Arnold. 1997a. "Immigration Participation in Unemployment Insurance System." *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*. 23, 4: 375-397.

De Silva, Arnold. 1997b. "Earnings of Immigrants Classes in the Early 1980s in Canada: A Reexamination." *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*. 23, 2: 179-199.

Grant, Mary L. 1999. "Evidence of new immigrant assimilation in Canada." *Revue canadienne d'économique*. 32, 4: 930-955.

Green, David A. 1999. "Immigrant Occupational Attainment: Assimilation and Mobility over Time." *Journal of Labor Economics*. 17,1: 49-77.

Green, Alan G. et David A. Green. 1995. "Canadian Immigration Policy: The Effectiveness of the Point System and Other Instruments." *Revue canadienne d'économique*. 28, 4b: 1006-1041.

Green, Alan G. et David A. Green. 1999. "The Economic Goals of Canada's Immigration Policy: Past and Present." *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*. 25, 4: 425-451.

Hum, Derek et Wayne Simpson. 1999. "Wage Opportunities for Visible Minorities in Canada." *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*. 25, 3: 379-394.

Lazear, Edward P. 1999. "Culture and Language." *Journal of Political Economy*. 107, 6: S95-S126.

McDonald, James Ted et Christopher Worswick. 1998. "The Earnings of Immigrant Men in Canada: Job Tenure, Cohort, and Macroeconomic Conditions." *Industrial and Labor Relations Review*. 51, 3: 465-482.

McDonald, James Ted et Christopher Worswick. 1997. "Unemployment Incidence of Immigrant Men in Canada." *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*. 23, 4: 353-373.

Oreopoulos, Philip. 2000. "Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents." Documents de recherche sur les études analytiques 11F0019M1F2000185. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Pendakur, Krishna et Ravi Pendakur. 2002. "Colour My World: Have Earnings Gaps for Canadian-Born Ethnic Minorities Changed Over Time?" *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*. 28, 4: 489-511.

Pendakur, Krishna et Ravi Pendakur. 1998 "The colour of money: earning differentials among ethnic groups in Canada." *Revue canadienne d'économique*. 31, 518-548.

Statistique Canada. 2003. Le Quotidien, "Le profil changeant de la population active du Canada" Catalogue no. 11-001-XIF, 11 février 2003.

Weinfeld M. et L.A. Wilkinson. 1999. "Immigration, diversity, and minority communities," dans Peter Li (éd.), "*Race and Ethnic Relations in Canada*." Toronto: Oxford University Press. 2nd edition

White, H. 1980. "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskasticity." *Econometrica*. 48: 817-838.