

HEC MONTRÉAL

**Intégration des immigrants sur le marché du travail canadien : une analyse par
région métropolitaine de recensement et par niveau d'éducation entre 1981 et 2016**

par

Jean Garry Junior Roc

**Sciences de la gestion
(Option Économie appliquée)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Juillet 2020
© Jean Garry Junior Roc, 2020

Résumé

Les immigrants arrivés récemment au Canada rencontrent de plus en plus de difficulté à s'adapter sur le marché du travail, mais aussi peinent à y accéder. Des écarts persistants sont observés dans les résultats sur le marché du travail entre ces nouveaux arrivants et les natifs. Ces écarts augmentent dans le temps même si les immigrants possèdent des caractéristiques qui, en théorie, devraient les avantager. Dans ce mémoire, nous investiguons les principales sources de la détérioration de la performance des immigrants récents, tout en comparant leur performance à celle des natifs ayant des niveaux d'éducation similaires et résidant dans les mêmes divisions géographiques. Ainsi, en utilisant les données des recensements sur la population de 1981 à 2016 (excluant 2011) et l'Enquête Nationale auprès des Ménages (ENM) de 2011, après avoir estimé un modèle à effets fixes et s'être inspiré du concept de la décomposition de Blinder-Oaxaca, nous avons trouvé que l'évolution de l'écart salarial est principalement expliquée par les changements dans les caractéristiques observables des nouveaux arrivants. Nous voulons parler particulièrement des changements de pays d'origine des immigrants, conjugués aux changements quant à leur langue maternelle. Les changements dans les caractéristiques démographiques (âge, sexe, statut matrimonial) se révèlent favorables à la réduction de l'écart salarial observé entre les deux groupes. Toutefois, cela n'a pas été suffisant pour contrebalancer l'impact des nouveaux pays d'origine des immigrants récents. Quant à l'écart qui subsiste au niveau du taux d'emploi entre les deux groupes, bien que le changement dans les pays d'origine des immigrants récents explique en quelque sorte son évolution, c'est plutôt une conjecture qui semble majoritairement se dégager.

Table des matières

Résumé	i
Liste des tableaux	v
Liste des figures	ix
Liste des abréviations	xi
Remerciements	xiii
Introduction	1
1 Historique des politiques d’immigration	5
2 Revue de littérature	11
2.1 Assimilation et effets des cohortes	13
2.2 Différences dans les caractéristiques liées au capital humain et à la pro- ductivité	16
2.3 Hétérogénéité des employeurs et sélection non aléatoire des immigrants .	20
2.4 Effets des cycles économiques	23
3 Données	27
3.1 Source de données	27
3.2 Construction de l’échantillon	28
3.2.1 Statistiques descriptives	29

3.2.2	Évolution de l'écart salarial non-ajusté entre nouveaux arrivants et natifs, au niveau agrégé	36
3.2.3	Situation d'activité des nouveaux arrivants et des natifs	37
4	Méthodologie empirique	41
4.1	Stratégie empirique	41
4.1.1	Évolution de l'écart salarial non-ajusté, 25-64 ans, par niveau d'éducation	42
4.1.2	Évolution de l'écart salarial non-ajusté, 25-64 ans, par RMR	44
4.2	Modèle économétrique	47
4.3	Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart de salaire	51
5	Résultats et discussion	53
5.1	Analyse de l'écart salarial	53
5.1.1	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'évolution de l'écart salarial	54
5.1.2	Effet des caractéristiques inobservables sur l'évolution de l'écart salarial	59
5.1.3	Test de stabilité des effets fixes	63
5.1.4	Résultats de la contribution des variables explicatives à la variation de l'écart salarial entre 1981 et 2016	66
5.1.5	Analyse de l'écart salarial selon le sexe	67
5.2	Analyse de l'écart du taux d'emploi	69
5.2.1	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'évolution de l'écart du taux d'emploi	70
5.2.2	Effet des caractéristiques inobservables sur l'évolution de l'écart du taux d'emploi	74
5.2.3	Test de stabilité des effets fixes	77

5.2.4	Résultats de la contribution des variables explicatives à la variation de l'écart du taux d'emploi entre 1981 et 2016	79
5.2.5	Analyse de l'écart du taux d'emploi selon le sexe	80
Conclusion		83
Bibliographie		87
Annexe		i
A :	Description des données	i
	Population d'intérêt	i
	Variables caractéristiques	i
B :	Statistiques descriptives	v
C :	Régression	ix
	Analyse de l'écart salarial	ix
	Analyse de l'écart du taux d'emploi	xxix

Liste des tableaux

3.1	Analyse de salaire : Caractéristique des natifs et des nouveaux-arrivants, moyenne échantillonnale (Cohorte entre 1981 et 2016)	31
3.2	Analyse de salaire : Secteurs d'activités et salaires associés (Cohorte entre 1981 et 2016)	34
3.3	Analyse de taux d'emploi : Caractéristique des natifs et des nouveaux-arrivants, moyenne échantillonnale (Cohorte entre 1981 et 2016)	35
3.4	Salaire et écart salarial non-ajusté entre natifs et nouveaux arrivants, 25-64 ans, dollars constants de 2018	36
3.5	Évolution de la situation d'activité (en %) entre natifs et nouveaux arrivants, 25-64 ans	38
5.1	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire	57
5.2	Estimés des effets fixes (échantillon analytique : travailleur seulement)	62
5.3	Résultats du test de stabilité des effets fixes éducation	65
5.4	Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart salarial	67
5.5	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de taux d'emploi	72
5.6	Estimés des effets fixes	76
5.7	Résultats du test de stabilité des effets fixes éducation	78
5.8	Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart du taux d'emploi	80

B1	Répartition (en %) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants), 25-64 ans, à travers les CMA.	v
B2	Situation d'activité (taux d'emploi) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants) à travers les CMA, 25-64 ans	vi
B3	Situation d'activité (taux de chômage) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants) à travers les CMA, 25-64 ans	vii
B4	Situation d'activité (inactif en %) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants) à travers les CMA, 25-64ans	viii
C1	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire (<i>sans inclusion des effets fixes</i>)	ix
C2	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire (<i>avec inclusion de l'interaction entre effets fixes éducation et temps</i>)	xii
C3	Estimés des effets fixes linéaires et de l'interaction entre effets fixes éducation et temps	xv
C4	Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart de salaire	xviii
C5	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire, <i>selon le sexe</i>	xxi
C6	Estimés des effets fixes linéaires et de l'interaction entre effets fixes éducation et temps, <i>selon le sexe</i>	xxv
C7	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de taux d'emploi (<i>avec inclusion de l'interaction entre effets fixes éducation et temps</i>)	xxix
C8	Estimés des effets fixes linéaires et de l'interaction entre effets fixes éducation et temps	xxxii
C9	Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart du taux d'emploi	xxxv
C10	Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de taux d'emploi, <i>selon le sexe</i>	xxxviii

C11 Estimés des effets fixes linéaires et de l'interaction entre effets fixes éducation
et temps, *selon le sexe* xlii

Liste des figures

1.1	Évolution de l’immigration selon la catégorie (Canada et principales provinces). Source.- Citoyenneté et Immigration Canada (CIC), Faits et Chiffres : Aperçu de l’immigration Résidents permanents et temporaires (compilation 2003 à 2012).	9
3.1	Écart salarial non-ajusté entre nouveaux arrivants et natifs, 25-64 ans. Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l’ENM (2011), calcul de l’auteur.	37
4.1	Évolution écart salarial non-ajusté entre natifs et nouveaux arrivants, par niveau d’éducation. Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l’ENM (2011), calcul de l’auteur.	43
4.2	Comparaison de l’écart salarial des 25-64 ans, à travers les RMR, (les grands centres et les capitales des provinces canadiennes). Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l’ENM (2011), calcul de l’auteur.	46

Liste des abréviations

- CSQ** Certificat de sélection du Québec
- EFC** Enquête sur les finances des consommateurs
- EMTE** Enquête sur le milieu de travail et les employés
- ENM** Enquête nationale auprès des ménages
- FMGD** Fichiers de microdonnées à grande diffusion
- HEC** Hautes études commerciales
- IPC** Indice des prix à la consommation
- MCO** Moindres carrés ordinaires
- MCG** Moindres carrés généralisés
- MSc** Maîtrise
- ODESI** Ontario data documentation extraction service and infrastructure
- RMR** Région métropolitaine de recensement

Remerciements

La réalisation de ce mémoire traduit ma persévérance et représente pour moi une rigoureuse épreuve à travers laquelle je n'ai jamais été lassé d'apprendre. Je suis reconnaissant envers tous ceux qui m'ont accompagné durant ces mois de travail assidu. Tout d'abord, je tiens à remercier sincèrement mes co-directeurs, Pierre-Carl Michaud et Hafedh Bouakez, pour leur soutien incommensurable. Je vous remercie tout particulièrement pour vos commentaires ainsi que votre patience tout au long de ce processus. Également, merci pour le temps et l'énergie consacrés à m'encadrer dans la réalisation ce mémoire.

Je veux aussi remercier Yann Décarie pour ses suggestions et ses disponibilités à chaque fois qu'il a été sollicité. Un merci aussi à Jonathan Deslauriers pour ses précieux conseils. Un grand merci à mes camarades de maîtrise, spécialement Jeiel-Onel Mézil avec qui j'ai investi beaucoup d'heures dans les locaux de HEC pour boucler cette maîtrise. Nous avons été deux compères inséparables.

À ce stade, je veux remercier mes parents, Garry et Jessy, qui m'ont toujours fait confiance et qui m'ont donné la chance de m'instruire. Vos investissements sont incontournables dans mes réussites académiques. Merci aussi à mes frères, spécialement Jeff pour son soutien et son intérêt à ce que je fais comme étude. Un remerciement spécial à ma Princesse Allie. Alane, tu m'as toujours supporté, merci pour nos conversations, ton écoute et ta patience.

Marie-Pier! Je juge mes mots trop faibles pour te remercier. Ton support va au-delà des nombreuses relectures et corrections. Tu as surmonté les hauts et les bas de ce mémoire avec moi. Je suis entièrement reconnaissant envers toi. Tu as été la pierre angulaire

de ce mémoire.

À Allie!

Introduction

Depuis environ trois décennies, la majorité des pays industrialisés résistent à une transition démographique, ce qui entraîne d'énormes enjeux socio-économiques. Cette pression démographique est forte au Canada particulièrement, et demeure, selon plus d'un, l'une des raisons de la pénurie de main-d'œuvre observée dans certaines régions du pays. Les opinions publiques et politiques divergent quant aux moyens à privilégier pour renverser cette tendance. Certains pensent que nous devons agir à travers des politiques natalistes visant à stimuler la croissance du taux de fécondité par des incitatifs gouvernementaux. Cependant, les effets escomptés (s'il y en aura de significatifs) de ce type de politique ne se matérialiseront que dans le long terme. Face à ce besoin immédiat, d'autres jugent potentiellement qu'une immigration plus ouverte pourrait être la solution au problème.

Les flux migratoires internationaux au Canada enregistrent une constante augmentation dans les dernières années. Selon Statistique Canada, l'augmentation historique de la population canadienne entre 2018 et 2019 est majoritairement imputable à l'immigration. Un fait certain est que les immigrants reçus sont généralement plus jeunes que la population d'accueil. Toutefois, pour que l'immigration arrive à contrer la décélération de la population active et à stimuler en même temps l'économie canadienne, il faudrait accueillir un nombre très élevé d'immigrants. Parallèlement, les salaires ne s'ajustent presque pas dans les provinces comme le Québec où les entreprises cherchent des employés et nécessitent des immigrants. Une situation qui ne colle pas bien à la théorie du marché du travail classique. Bien qu'il existe des marges de manœuvre dans l'économie pour un tel ajustement, il se pourrait que l'effet sur les salaires ne se manifeste toujours pas en raison

de la volonté des firmes à demeurer compétitives sur les marchés internationaux.

D'autres préoccupations s'articulent autour de l'intégration des immigrants. Pour que le Canada puisse profiter pleinement économiquement d'un accueil massif de ces derniers, il faudrait commencer par réduire certains écarts observés dans les résultats sur le marché du travail entre les immigrants et natifs. Les écarts de salaires (et de taux d'emploi) favorables au groupe de travailleurs natifs semblent augmenter dans le temps. Cela, même si les immigrants possèdent de plus en plus un profil qui devraient les avantager sur le marché du travail. Ce constat soulève beaucoup de questions quant à la réussite des politiques d'immigration en vigueur. Malgré les différentes modifications qu'ont connu ces politiques pour attirer des immigrants hautement qualifiés, ceux arrivés récemment rencontrent plus de difficultés à s'adapter en comparaison aux autres immigrants arrivés plusieurs années auparavant (Aydemir et Skuterud, 2005).

Cela étant dit, plusieurs auteurs se sont penchés sur cette problématique dans le but de comprendre les facteurs expliquant la hausse des écarts de salaires (et de taux d'emploi) chez les nouveaux arrivants. Cet exercice se révèle pertinent dans la mesure où il peut influencer l'opinion public sur l'importance de l'immigration. Également, d'un point de vue politique, il permet de formuler de meilleures recommandations aux décideurs publics. En effet, cet exercice permettrait de mieux identifier les paramètres sur lesquels il faut agir pour que l'immigration puisse répondre aux défis actuels de notre économie.

En effet, utilisant des méthodologies empiriques différentes, plusieurs études empiriques ont tenté d'apporter leur grain de sable dans l'explication de la détérioration de l'écart salarial observé. Pour McDonald et Worswick (1998), la différence de salaire entre les deux groupes de travailleurs serait imputable à la détérioration de la qualité des cohortes récentes. Parallèlement, les changements d'orientations des politiques d'immigration depuis les 40 dernières années ont apporté avec eux des changements importants dans les caractéristiques des travailleurs immigrants. De façon plus exhaustive, les études de Frenette et Morissette (2003) ainsi que de Aydemir et Skuterud (2005) ont conclu qu'environ un tiers de la détérioration de l'écart salarial est tributaire de changements dans les pays d'origine des nouveaux arrivants et de leur langue maternelle. L'augmentation des

flux migratoires internationaux au Canada est accompagnée d'un accroissement significatif de nouveaux arrivants originaires des pays asiatiques. Avec des langues maternelles qui diffèrent de celles qui prédominent sur le marché du travail, les immigrants récents n'arrivent pas à répondre aux besoins du marché du travail.

Qui plus est, les nombreux immigrants arrivés dernièrement, même s'ils possèdent un niveau de scolarité nettement supérieur à celui des natifs, leurs diplômes sont majoritairement acquis dans leur pays d'origine. En ce sens, selon Sweetman (2004), « la transférabilité du capital humain des nouveaux arrivants s'avère plus difficile, car le système d'éducation des nouveaux pays d'origine des immigrants est considéré comme de mauvaise qualité ». C'est alors une situation qui aggrave le problème de reconnaissance des diplômes et de valorisation des expériences étrangères par les employeurs canadiens au moment de l'intégration des nouveaux arrivants.

Le présent mémoire s'inscrit dans cette lignée en se basant sur les études déjà réalisées, en particulier, en mettant à jour celle de Aydemir et Skuterud (2005). En effet, ces derniers se sont intéressés à documenter les causes de la détérioration des cohortes successives d'immigrants entre 1966 et 2000. Ce mémoire vient affiner l'analyse en s'intéressant à l'effet d'un changement dans l'écart de la moyenne des caractéristiques observables des deux groupes (nouveaux arrivants et natifs) sur la détérioration de l'écart salarial sur la période de 1981 à 2016. Notre analyse se distingue empiriquement des littératures précédentes en regroupant les observations des nouveaux arrivants et des natifs par cellule de région métropolitaine de recensement (RMR), de niveau d'éducation et de temps. Cela nous permet d'extraire au fil du temps les écarts qui viennent du fait qu'un travailleur réside dans une région plutôt que dans une autre, de même que du fait que le travailleur se retrouve dans une catégorie d'éducation donnée, en fonction de son plus haut niveau de diplôme complété. Pour y arriver, nous avons d'abord utilisé un modèle à effets fixes dans lequel nous contrôlons pour les caractéristiques propres à chacune de ces cellules. Par la suite, nous nous basons sur le concept de la décomposition de type Blinder-Oaxaca afin de déterminer la part de la détérioration de l'écart salarial entre 1981 et 2016 expliquée par les changements dans les différentes caractéristiques observables et inobservables. En

laissant des effets fixes de temps dans la décomposition, cela nous permet de quantifier la portion de l'évolution de l'écart qui est imputable aux changements dans les caractéristiques non observables entre les deux groupes de travailleurs. Nous avons poussé notre analyse de l'écart salarial en séparant l'échantillon selon le sexe des travailleurs, afin de voir si les résultats sont similaires pour les hommes et pour les femmes.

En plus de l'écart salarial comme indicateur du niveau d'intégration des immigrants dans l'économie canadienne, nous avons utilisé ce même cadre d'analyse pour déterminer les causes de la détérioration du taux d'emploi des immigrants récents.

Le mémoire est structuré comme suit : nous débuterons au niveau du premier chapitre par une brève historique des orientations politiques d'immigration en vigueur à travers le Canada. Ensuite, le chapitre 2 se penche sur la revue de littérature. La méthodologie empirique et les données utilisées sont présentées respectivement dans les chapitres 3 et 4. Le chapitre 5 présente les résultats des modèles estimés ainsi que la discussion effectuée autour de ces résultats. Le document se termine avec une conclusion.

Chapitre 1

Historique des politiques d'immigration

Les politiques d'immigration sont une responsabilité partagée entre les gouvernements provincial et fédéral. Toutefois, parmi toutes les provinces, le Québec a longtemps été la seule activement impliquée dans la sélection de ses immigrants. Les principales motivations du gouvernement du Québec à s'engager activement dans le domaine de l'immigration s'inscrivent tout particulièrement dans un souci de contrôle sur sa population globale. Il a conscience de l'importance et de l'impact de ce secteur sur la composition de sa population, et son implication dénote son intention de préserver un caractère distinct en tant que seule société francophone d'Amérique du Nord (Boudarbat et Connolly, 2013).

Jusqu'en 1962, la politique d'immigration adoptée par le Canada était basée sur un critère de préférence ethnique selon le pays d'origine des immigrants. L'immigration en provenance de certains pays, notamment les États-Unis et certains pays d'Europe, était privilégiée, tandis que d'autres pays étaient tout simplement exclus. Les réformes, élaborées en remplacement du critère de pays d'origine, optent pour des critères qui prédisent plutôt une insertion réussie des nouveaux arrivants sur le marché du travail¹. Ces critères n'ont été inscrits formellement dans une grille de sélection qu'en 1967. À travers cette grille, le candidat est retenu en fonction d'un système de points, où il doit cumuler minimalement un certain nombre de points pour être admis au pays. Les critères de sélection

1. Dans ce document, le terme « nouveaux arrivants » fait référence aux immigrants admis sur le territoire il y a 5 ans ou moins. Ce terme sera parfois alterné par « immigrants récents ».

attribuent des points en fonction de la scolarité, l'expérience de travail, l'âge et les compétences linguistiques du candidat. Par ailleurs, dans les années 1970, les droits de l'homme et les problèmes humanitaires à travers le monde ont été aussi pris en compte dans les politiques d'immigration. Il convient de noter que les immigrants sont classés en fonction de trois grands groupes : la catégorie économique regroupant seulement les immigrants sélectionnés en fonction d'une grille de sélection, celle du regroupement familial et la catégorie des réfugiés faisant référence à l'immigration humanitaire ou des personnes vivant dans une situation semblable.

La province du Québec s'assure pour sa part, en 1978, d'une certaine latitude dans l'application de sa propre grille de sélection suite à l'entente Couture-Cullen signée entre les ministres du même nom, respectivement du Québec et du Canada. Entre autres, le Québec obtient, en 1991, une plus grande autorité dans la sélection de ses immigrants à travers l'Accord Canada-Québec signé par les ministres Gagnon-Tremblay du Québec et McDougall du Canada. Cet accord remplace l'entente Couture-Cullen et permet au Québec de sélectionner les immigrants de la catégorie économique. Un accord qui permet surtout à la province de déterminer le nombre d'immigrants qu'elle souhaite admettre annuellement sur son territoire dans un contexte de préservation de son poids démographique dans la Confédération canadienne. Cet accord ajoute des responsabilités au Québec quant à l'accueil et à l'intégration de ses nouveaux arrivants. Par ailleurs, au cours des dernières années, dans l'optique d'encourager les provinces, excluant le Québec, à participer plus activement au processus d'immigration au Canada et dans le but de favoriser la régionalisation des immigrants qui se concentrent dans les grands centres, le gouvernement fédéral a instauré le programme des Candidats des provinces. Ce programme permet aux provinces et aux territoires d'octroyer le statut de résident permanent à des candidats afin de combler leurs besoins en main-d'œuvre et en développement économique.

La grille de sélection du Québec ne diffère pas tant de celle du gouvernement fédéral. Cependant, celle du Québec met davantage d'accent sur la connaissance du français (Grenier et Nadeau, 2010). Les flux de la migration internationale au Canada jusqu'au début des années 1980 dépendaient de la conjoncture économique du pays et des besoins de

main-d'œuvre notamment. Les politiques d'immigration en vigueur suivaient jusque-là des objectifs de court-terme. Le nombre d'immigrants admis était plus faible en période de récession et nettement plus élevé en période d'expansion économique. Toutefois, depuis le milieu des années 1980, le flux d'immigrants admis est indépendant des besoins du marché du travail. Ainsi, les politiques d'immigration en vigueur au Canada adoptent une approche dynamique avec un double objectif : « utiliser au mieux économiquement les ressources représentées par l'immigration à court terme pour le marché du travail et assurer la croissance démographique et économique à long terme » (Boudarbat et Grenier, 2017). La grille de sélection du Québec, à l'instar de celle appliquée au Canada, a connu de nombreuses modifications à plusieurs reprises à travers le temps. Des modifications qui s'articulaient autour de l'objectif de permettre au Canada et au Québec d'attirer des immigrants ayant un fort potentiel pour contribuer économiquement au développement du pays (Green et Green, 2004; Parent et Worswick, 2004).

En effet, la grille de sélection du Québec a connu des modifications majeures en 1996. Ces modifications s'alignaient sur de nouveaux objectifs visant une sélection d'immigrants plus jeunes, davantage éduqués et maîtrisant la langue française. D'autres volets ont été pris en considération, à savoir les caractéristiques de l'époux (se), l'adaptabilité, les enfants à charge, l'autonomie financière, etc (Green et Green, 1995; Godin, 2004). Par la suite, la grille de sélection du Québec s'est modifiée en 2006 et en 2009. Ces nouvelles modifications diffèrent de celles entamées en 1996 seulement au niveau des poids accordés au pointage destiné pour l'âge et la scolarité du migrant. Parallèlement, toujours dans un souci de maximiser les bénéfices de l'immigration, les gouvernements canadiens et québécois ont adopté dans les dernières années des mesures favorisant l'immigration des étudiants internationaux diplômés au Canada et les travailleurs étrangers admis temporairement au pays. En effet, la sous-catégorie de l'Expérience canadienne, ajoutée à la catégorie d'immigration économique, permet l'immigration de ces personnes qui ont déjà séjourné temporairement au pays et qui commencent certainement à s'adapter, maîtriser les langues officielles, mais surtout qui pourraient potentiellement s'intégrer plus rapidement sur le marché du travail. Le Québec a emboîté le pas en 2010, quand le

gouvernement de Jean Charest a mis en place le programme de l'Expérience québécoise permettant à ce groupe d'obtenir plus rapidement un certificat de sélection pour entamer leur processus d'immigration permanente².

Ainsi, comme le montre le graphique 1.1, la catégorie de l'immigration économique augmente constamment depuis 1995 au Canada pour se démarquer des autres catégories (regroupement familial et réfugiés). Parmi les trois provinces recevant la majorité des migrants internationaux au Canada, à savoir l'Ontario, la Colombie-Britannique et le Québec, la province du Québec demeure celle où le flux des immigrants de la catégorie économique suit une tendance similaire à celle du Canada. Cela témoigne de la volonté du Québec à miser sur une immigration beaucoup plus qualifiée. Toutefois, dans les autres provinces, bien que l'immigration économique demeure plus élevée, la part des autres catégories dans leur flux d'immigration totale demeure importante.

2. Le Certificat de Sélection du Québec (CSQ) est un certificat donné aux personnes qui ont séjourné temporairement au Québec et qui ont choisi le Québec éventuellement comme province d'installation après l'obtention de leur résidence permanente.

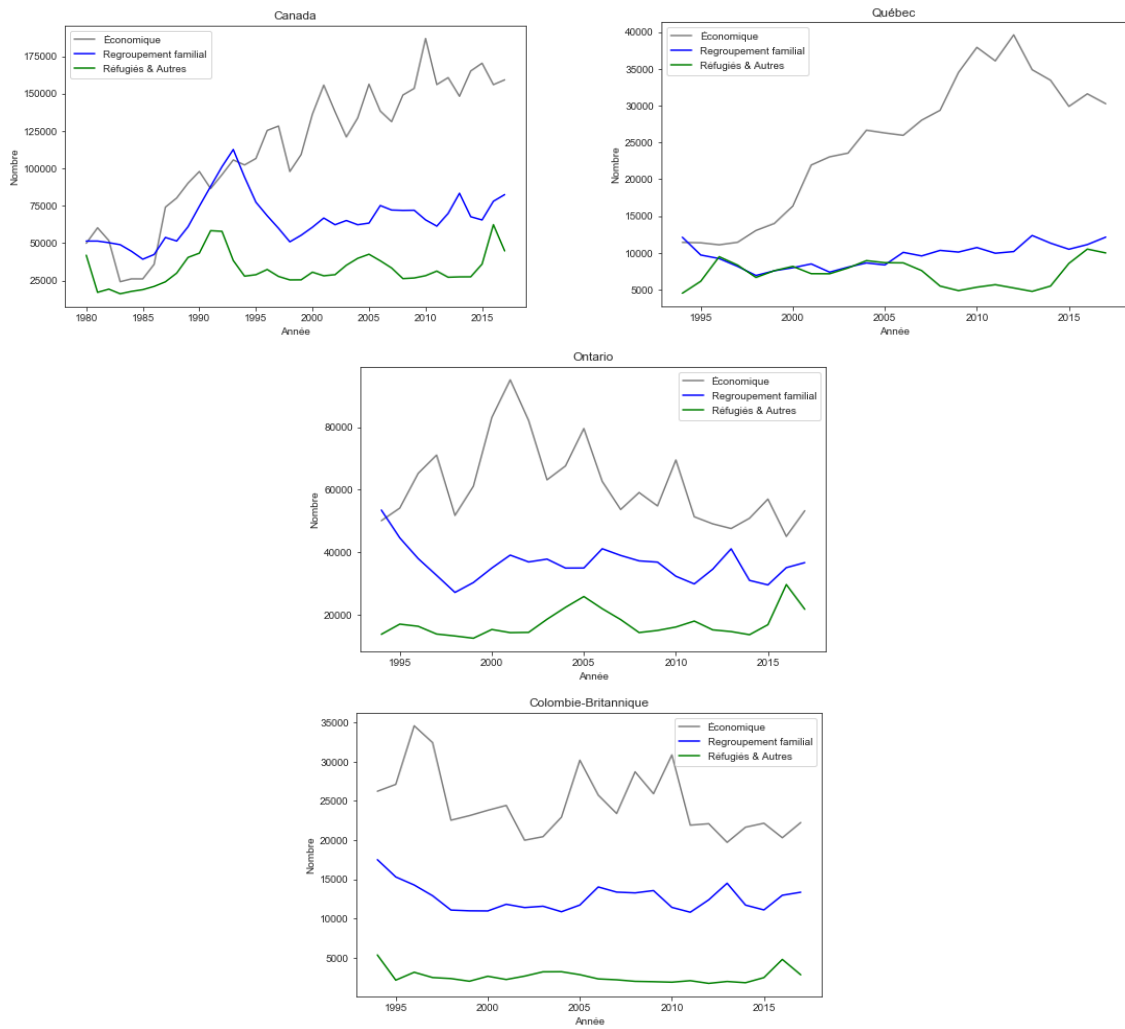


FIGURE 1.1 – Évolution de l’immigration selon la catégorie (Canada et principales provinces). Source.- Citoyenneté et Immigration Canada (CIC), Faits et Chiffres : Aperçu de l’immigration Résidents permanents et temporaires (compilation 2003 à 2012).

Chapitre 2

Revue de littérature

Depuis les cinquantes dernières années, les autorités canadiennes et québécoises ont mis en place de nouvelles orientations en matière d'immigration dites axées sur le capital humain pour assurer une meilleure intégration des immigrants. En dépit de celles-ci, les immigrants arrivés récemment, même s'ils sont plus éduqués, gagnent un salaire plus faible que les natifs. Dans la littérature économique, il est clairement démontré que depuis les années 1980, l'écart entre le salaire des immigrants et celui des natifs prend de plus en plus d'ampleur. De plus, les immigrants récents ont des difficultés à s'adapter en comparaison à leurs homologues arrivés plusieurs années auparavant (Baker et Benjamin, 1994; Bloom et collab., 1994; Aydemir et Skuterud, 2005).

Théoriquement, nous pourrions supposer que ces modifications dans les politiques d'immigration ont été développées dans l'idée selon laquelle plus un immigrant est éduqué et qualifié, plus l'intégration devrait se faire rapidement. Cette conjecture est fondée sur le lien solide existant dans la littérature économique, mis en lumière en particulier dans les travaux fondateurs de Becker (1975), entre le capital humain et la performance des participants du marché du travail. Également, les travaux de Mincer (1975) sont incontournables dans la mesure où le cadre d'analyse de l'auteur montre un fort lien entre l'éducation et le salaire des participants du marché du travail. Toutes choses étant égales ailleurs, si l'éducation est considérée comme un investissement dans le stock du capi-

tal humain, elle procure un rendement positif quant au salaire des individus. Qui plus est, l'éducation peut affecter la participation sur le marché du travail à plusieurs niveaux du cycle de vie. D'un point de vue théorique, l'éducation augmente la probabilité qu'un individu puisse se faire embaucher et qu'il gagne un salaire plus élevé. Parallèlement, l'expérience acquise se perçoit aussi comme un investissement dans le stock de capital d'un individu lui permettant d'améliorer les performances sur le marché du travail. Donc, selon cette vision le capital humain est un déterminant incontestable du salaire offert sur le marché du travail.

Un autre facteur à prendre en compte dans la détermination des salaires est le salaire de réserve. Alors que le salaire offert reflète la valeur de la personne sur le marché du travail fondamentalement liée à son capital humain, le salaire de réserve correspond au salaire au-dessus duquel un chômeur accepte une offre d'emploi. En effet, un individu décide d'occuper un emploi si le salaire offert dépasse son salaire de réserve. Cependant, le niveau du salaire de réserve d'un individu dépend sensiblement de sa préférence pour le loisir et de sa contrainte budgétaire. Ce salaire est donc relié à certaines caractéristiques de l'individu : son âge, le nombre d'enfants à la maison, et surtout, l'accessibilité à une autre source de revenus. Un des premiers travaux à se pencher sur l'hétérogénéité du salaire de réserve d'un individu est celui de Albrecht et Axell (1984).

En plus de gagner un salaire inférieur à celui des natifs, un pan de la littérature économique sur l'immigration mentionne aussi le faible taux d'emploi observé chez les immigrants en comparaison avec celui des natifs. La participation des immigrants sur le marché du travail consiste en un enjeu de taille afin de maximiser le bénéfice de l'immigration. Naturellement, leur contribution économique passera inévitablement par leur intégration sur le marché du travail. En s'intégrant sur le marché du travail, les immigrants gagnent un revenu, ce qui leur permet de consommer des biens et des services. Ce faisant, cette demande de consommation favorise la production de nouveaux biens et services et stimule en même temps l'emploi, car l'économie aura besoin de main-d'œuvre pour assurer la production de ces biens et services. La participation des immigrants sur le marché du travail concerne aussi les programmes de transferts gouvernementaux, tels que l'assistance

sociale, prestation canadienne pour enfant, etc., en termes de soutenabilité des finances publiques. Les immigrants paient des taxes et reçoivent des services publics du gouvernement. En bénéficiant d'un revenu de travail, nous pourrions nous attendre à ce que les immigrants utilisent moins les programmes d'assistance sociale et contribueraient davantage aux recettes fiscales en payant des impôts et des taxes à la consommation (Boudarbat et Grenier, 2014).

En effet, la performance des nouveaux arrivants sur le marché du travail se détériore d'année en année. Cette situation interpelle tout un chacun et soulève beaucoup de débats quant à la réussite des politiques d'immigration entreprises depuis les cinquantes dernières années. Ainsi, les prochaines lignes de cette section ont pour objectif de décrire les facteurs majeurs identifiés dans la littérature pour expliquer la détérioration de la performance des nouveaux arrivants sur le marché du travail.

2.1 Assimilation et effets des cohortes

Les variables généralement utilisées dans la littérature économique de l'immigration pour décrire des performances des immigrants sur le marché du travail se réfèrent au salaire gagné par ces derniers, leur taux d'emploi, ou encore l'écart des variables susmentionnées entre les immigrants et les natifs. L'assimilation économique des immigrants, mesurant le nombre d'années nécessaires pour que le salaire gagné par les immigrants converge vers celui des natifs, pourrait également être perçue par les natifs comme un signe de la facilité d'intégration des immigrants dans le pays d'accueil (Peri et Rutledge, 2020). Ainsi, pour Alesina et collab. (2018), « une meilleure assimilation devrait générer des opinions plus ouvertes et positives sur les immigrants, mais aussi de meilleures attitudes envers l'immigration ». En effet, l'intuition théorique qui sous-tend l'assimilation est que : « à mesure que les immigrants passent du temps dans le pays d'accueil et que les compétences et expériences spécifiques au pays sont acquises, les difficultés linguistiques sont surmontées et que la connaissance du marché du travail local est accumulée ; ils bénéficieront d'une croissance plus élevée de leur revenu ».

$$w_i = X_i' \beta + \delta_1 (ysm_i) + \delta_2 (ysm_i)^2 + u_i \quad (2.1)$$

Cela dit, empiriquement, l'assimilation est estimée à partir de l'équation 2.1 en régressant le logarithme du salaire de l'individu i (w_i) sur une variable captant le nombre d'année depuis l'arrivée des immigrants dans le pays d'accueil (ysm_i). X_i est un vecteur qui contient des caractéristiques liées au capital humain des travailleurs (éducation, expérience) ainsi que d'autres variables de contrôle. Ainsi, si δ_1 est positif cela implique que les immigrants font face à une assimilation positive dans le pays d'accueil. Autrement dit, leur salaire augmente avec le temps pour rattraper ou dans certains cas pour dépasser le salaire des natifs. De plus, nous devons nous attendre à ce que le coefficient associé au carré de cette variable soit négatif pour refléter le fait que le taux de croissance du salaire des immigrants augmente à un rythme décroissant en fonction du nombre d'années depuis l'immigration (Grenier et Zhang, 2016).

La littérature américaine sur l'assimilation (Chiswick, 1978; Borjas, 1985) souligne le fait que, même si le salaire d'entrée sur le marché du travail des nouveaux arrivants est plus faible que celui des natifs, les immigrants finissent par rattraper ou même parfois dépasser le salaire des natifs quelques années après leur migration. Du côté canadien, Baker et Benjamin (1994) et Bloom et collab. (1994) trouvent peu d'évidence au sujet de l'assimilation des immigrants au Canada. La littérature canadienne souligne aussi l'idée que les cohortes arrivées après les années 1980 ont un taux d'assimilation plus faible.

$$w_{i,t} = X_{i,t}' \beta + \alpha I + \delta_1 (ysm_i) + \delta_2 (ysm_i)^2 + \sum_j \theta_j COH_j + u_i \quad (2.2)$$

Pour illustrer ceci, Bloom et collab. (1994) estiment l'équation 2.2 qui est une extension de l'équation 2.1 en tenant compte de l'effet des cohortes similairement à Borjas (1985). En effet, I est une variable binaire prenant la valeur de 1 si l'individu est un immigrant et 0 autrement, et COH_j est un vecteur des j cohortes identifiées en fonction de l'année d'arrivée des immigrants. L'inclusion des variables I et COH_j serve à déterminer,

d'une part, si l'année de l'immigration n'a pas un effet néfaste permanent dit « scarring effect » sur la capacité des immigrants à s'assimiler. D'autre part, si l'année d'immigration contribue également à expliquer la détérioration du salaire des différentes cohortes. Cela dit, l'estimé de α mesure « la différence de salaire d'un immigrant de la cohorte j , en comparaison avec un natif ayant les mêmes caractéristiques observables (quand $y_{sm} = 0$) ». Les estimés des θ_j reflètent l'impact des différences des caractéristiques non observables spécifiques aux cohortes d'immigrants sur les salaires. Étant donné que ces différences en question ne varient pas avec le nombre d'années passées au Canada, elles sont appelées différences dans la qualité des cohortes (McDonald et Worswick, 1998). Les différences de salaire entre natifs et immigrants seraient donc imputables à la détérioration de la qualité des cohortes récentes.

Cependant, il n'existe pas un consensus dans la littérature économique, surtout au niveau canadien, quant au nombre d'années nécessaires en moyenne pour qu'un immigrant puisse rattraper le salaire des natifs. Skuterud et Su (2009) évoquent la possibilité d'un problème d'inférence dû à des erreurs de mesures dans les variables utilisées pour quantifier l'assimilation. En effet, ils soulignent trois erreurs de mesures possibles.

Premièrement, l'hypothèse d'une éducation strictement continue implique qu'un individu ne peut pas détenir à la fois une expérience du marché du travail étranger et une scolarité du pays d'accueil.

Deuxièmement, spécifiquement au Canada, les permis de travail pour les travailleurs temporaires et les permis d'étude pour les étudiants étrangers permettent aux immigrants d'obtenir des expériences et des années de scolarité au Canada avant d'immigrer de manière permanente. L'utilisation de l'âge effectif de l'individu au lieu de son âge à la migration dans le calcul de l'expérience potentielle aura des effets similaires au fait de supposer que l'éducation est strictement continue. Cela dit, la scolarité acquise au Canada par ce groupe d'immigrants serait sous-évaluée ainsi que leur expérience au Canada serait surévaluée exactement de la même façon que la scolarité et l'expérience acquises dans leur pays d'origine sont respectivement surévaluée et sous-évaluée.

Troisièmement, l'expérience potentielle peut être une mauvaise mesure de l'expé-

rience réelle. La différence sera probablement particulièrement importante pour les immigrants dont les décisions de migration peuvent être motivées par le chômage dans leur pays d'origine ou qui peuvent vivre des périodes de chômage après la migration.

2.2 Différences dans les caractéristiques liées au capital humain et à la productivité

Aydemir et Skuterud (2008) jugent que la littérature sur l'assimilation n'en dit pas suffisamment empiriquement sur les raisons pour lesquelles, conditionnellement aux caractéristiques observables liées au capital humain, les immigrants font face, à leur arrivée, à une disparité salariale.

Langues et origines des immigrants

En effet, les changements ayant eu lieu dans les politiques de sélection des immigrants depuis les 40 dernières années ont conduit à des changements dans la composition des pays ou des régions de provenance des immigrants. Conséquemment, les langues parlées par ces derniers sont différentes de celles parlées par ceux arrivés antérieurement (majoritairement des États-Unis et du Royaume-Uni). La littérature économique soutient l'idée de l'existence d'un lien indirect entre les connaissances linguistiques et le salaire. Les connaissances linguistiques affectent positivement la productivité des travailleurs, ce qui fait augmenter le salaire. Les études de Frenette et Morissette (2003) ainsi que Aydemir et Skuterud (2005) concluent qu'environ un tiers de la baisse des salaires des cohortes d'immigrants arrivés plus récemment au Canada est tributaire des modifications dans les origines des immigrants et des langues maternelles.

À partir des données de recensements de 1971 à 1996, Grenier (2001) estime une équation de salaire à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour quantifier l'effet de la langue parlée à la maison et du pays d'origine des immigrants sur

le salaire. L'auteur arrive à la conclusion que, comparé aux natifs, le salaire des hommes immigrants au Québec parlant anglais à la maison et provenant de pays développés (États-Unis et Europe) se rapproche beaucoup de celui des natifs parlant anglais à la maison. D'autre part, il existe un écart considérable entre le salaire des immigrants parlant français à la maison et les natifs parlant anglais ou français à la maison. Les hommes immigrants provenant des pays en développement (Asie, Amérique latine et Afrique) gagnent un salaire plus faible, quelle que soit la langue parlée à la maison, que leurs homologues des pays développés ainsi que des natifs. Les allophones, ceux parlant une langue à la maison différente des deux langues officielles du Canada, gagnent un salaire encore plus faible. Pour le reste du Canada, Chiswick et Miller (1988) concluent que seul l'anglais a un effet important sur le salaire ; autrement dit, le bilinguisme a un effet positif sur le salaire là où le bilinguisme est un atout.

Afin de mieux évaluer l'effet de la barrière linguistique des nouveaux arrivants sur leur performance sur le marché du travail, Bousmah et collab. (2018) examinent dans un premier temps les effets de la distance entre la langue maternelle des immigrants et les langues officielles au Canada sur le choix de la langue utilisée au travail par ces derniers. Ensuite, les auteurs comparent les retombées économiques de l'utilisation de l'anglais ou du français au travail pour les immigrants dans la région métropolitaine de Montréal. Les auteurs concluent que « l'intensité relative de l'utilisation du français par opposition à l'anglais au travail diminue avec une distance linguistique plus grande entre la langue maternelle et le français ». Également, « l'intensité relative de l'utilisation de l'anglais par opposition au français au travail augmente avec une distance linguistique plus grande entre la langue maternelle et l'anglais ». Donc un immigrant dont la langue maternelle s'éloigne (se rapproche) du français (anglais) a une probabilité plus faible (grande) d'utiliser le français (anglais) au travail. Après avoir contrôlé pour les différences culturelles entre les pays de naissance des immigrants et remédié à d'éventuels problèmes d'endogénéité à cause d'erreurs de mesures ou de variables omises en utilisant des variables instrumentales, les auteurs arrivent à la conclusion qu'en moyenne, la langue maternelle des immigrants à Montréal se rapproche plus du français que de l'anglais.

Les deux langues officielles sont énormément utilisées par les travailleurs au travail ; environ 50% des travailleurs utilisent les deux langues au travail. Les immigrants à Montréal, utilisant l'anglais au travail, gagnent un salaire beaucoup plus élevé que leurs homologues utilisant le français, sachant que la langue officielle du Québec est le français.

Rendement de l'éducation et de l'expérience acquis à l'étranger

Les politiques d'immigration en vigueur dans les dernières décennies ont réussi fortement à attirer des immigrants détenant un capital humain plus élevé comparé aux immigrants des cohortes plus anciennes. Cela étant dit, le fait que, théoriquement, le salaire est positivement relié aux composantes du capital humain, nous devrions nous attendre à des salaires plus élevés chez ces nouveaux arrivants.

Contrairement aux natifs, les immigrants peuvent à la fois détenir des compétences et des expériences acquises dans leur pays d'origine, ainsi que dans le pays d'accueil. Dans la mesure où il y a ces caractéristiques spécifiques aux immigrants sur le marché du travail, le salaire des immigrants est donc déterminé différemment de celui des natifs. En utilisant une extension de la décomposition de Blinder-Oaxaca (voir Blinder (1973) et Oaxaca (1973)) et en y ajoutant une composante spécifique aux immigrants, Coulombe et collab. (2014) arrivent à la conclusion que le rendement du capital humain des immigrants sur la détermination du salaire est plus faible que celui des natifs. Autrement dit, les immigrants gagnent un salaire plus faible que les natifs, car le nombre d'années d'expérience ainsi que le nombre d'années de scolarité acquis par ceux-ci procurent un rendement plus faible sur le salaire. Par ailleurs, la qualité du capital humain peut être hétérogène. Un capital humain acquis dans un pays pauvre n'a pas la même valeur qu'un capital humain acquis dans un pays riche. En partant de l'hypothèse que les pays riches ont un niveau de technologie et un ratio capital-travailleur élevé, Coulombe et collab. (2014) supposent que la qualité de l'éducation acquise dans ces pays est plus élevée, car ils investissent davantage dans leur système éducatif. Ainsi en tenant compte de l'hétérogénéité du capital humain et des effets fixes pays, les auteurs concluent qu'un immigrant gagne

moins par année d'éducation si son niveau d'éducation (incluant son plus haut niveau de diplôme) est acquis dans son pays de naissance que s'il est acquis au Canada. Cela confirme la perception généralisée que les employeurs accordent moins d'importance à certains diplômes obtenus à l'extérieur du Canada.

Parallèlement, selon Sweetman (2004), « la transférabilité du capital humain des nouveaux arrivants s'avère plus difficile, car le système d'éducation des nouveaux pays d'origine des immigrants est considéré comme étant de moins bonne qualité ». Autrement dit, contrairement aux immigrants originaires des pays sous-développés qui ont acquis un niveau d'éducation et d'expérience dans leurs pays d'origine. Ceux issus des pays développés seraient plus susceptibles d'avoir un niveau d'éducation et d'expérience qui s'apparentent à celui des natifs.

Ainsi, l'ensemble de ces résultats suggèrent que le rendement du capital humain des nouveaux arrivants s'affaiblit lorsque nous tenons compte de l'hétérogénéité du capital humain des immigrants.

Durée dans un emploi plus faible pour un immigrant

Le temps passé dans un emploi peut être un déterminant significatif du salaire d'un individu, étant donné qu'il pourrait être considéré comme un proxy de l'accumulation par le travailleur de capital humain spécifique à l'entreprise. Selon McDonald et Worswick (1998), si le travailleur est en mesure d'obtenir une partie du rendement du capital humain spécifique à l'entreprise qu'il a accumulé pendant qu'il y travaille, nous pourrions nous attendre à ce que le contrôle, dans une équation de salaire pour le temps passé dans un emploi, ait un effet positif. Ainsi, les estimations des écarts salariaux des immigrants ne contenant pas d'information sur le temps passé dans un emploi seraient biaisées à la hausse. À cela s'ajoute la possibilité que les immigrants et les natifs accumulent la durée dans un emploi à un taux différent. Si les immigrants sont plus susceptibles de subir de la discrimination sur le marché du travail en étant, par exemple, les premiers à être licenciés dans les périodes de baisse de demande ou en n'étant pas prioritairement

embauchés dans les périodes de chômages élevés, alors le taux d'accumulation serait différent. Toutefois, les auteurs soulignent qu'au niveau économétrique, il peut y avoir un problème d'endogénéité de la variable mesurant la durée dans un emploi dans une équation de salaire. Par exemple, les employés bénéficiant d'un poste à salaire élevé sont moins enclins à chercher un autre emploi, résultant ainsi à une durée dans un emploi plus élevée pour ces derniers.

À partir des données de l'enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de 1981 à 1992, en régressant le log du salaire hebdomadaire moyen de chaque individu (immigrants et natifs) sur le temps passé dans un emploi par ces individus, et en contrôlant pour un vecteur de caractéristiques ; McDonald et Worswick (1998) déterminent comment la durée dans un emploi affecte la différence de salaire estimée entre les natifs et les nouveaux arrivants¹. Les auteurs arrivent à la conclusion que l'écart de salaire est imputable, apparemment, à la faible durée dans un emploi des immigrants récents. Cela même si les nouveaux arrivants ont une durée dans un emploi plus faible en raison de leur arrivée récente dans le pays. Aussi, les auteurs ne trouvent aucune évidence de la détérioration de la qualité des cohortes récentes en contrôlant la variable « durée dans un emploi ».

2.3 Hétérogénéité des employeurs et sélection non aléatoire des immigrants

Un point commun dans cette revue de littérature est que l'écart salarial entre natifs et immigrants est consécutif aux caractéristiques liées au capital humain et à la productivité des immigrants. En effet, selon Aydemir et Skuterud (2008), « il est aussi possible que cet écart reflète l'hétérogénéité des employeurs, par opposition aux employés ». En ce sens, il existerait une différence de salaire gagné par les deux groupes (immigrants et natifs) au sein d'un même lieu de travail. De plus, « cet écart peut également refléter une sélection

1. Ce vecteur inclut : l'éducation, la région de résidence, la taille de la région de résidence, la première langue parlée, le statut marital et une dummy sur le fait que la personne travaille à temps plein ou à temps partiel.

non aléatoire des immigrants entre les employeurs ». Cela dit, les immigrants gagnent un salaire plus faible que les natifs parce qu'ils seraient concentrés dans des emplois offrant de bas salaires au niveau des principales villes et régions canadiennes. Dans une telle mesure, « les différences de salaires observées peuvent être entièrement indépendantes des compétences ou de la qualité réelle des immigrants ».

Pour identifier ceci, les auteurs utilisent l'enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 1999 et de 2001 pour estimer dans un premier temps, à partir de l'équation 2.3, le log du salaire horaire d'un travailleur i employé dans un milieu de travail j (w_{ij}), en contrôlant pour les caractéristiques des travailleurs (x_{ij}) et les caractéristiques des emplois (z_{ij})².

$$w_{ij} = \beta^c + m_{ij}\beta^m + x'_{ij}\beta^x + z'_{ij}\beta^z + \mu_j + u_{ij} \quad (2.3)$$

En effet, m_{ij} est une variable binaire qui prend la valeur de 1 si le travailleur i dans l'établissement j est un immigrant, et 0 autrement³. Le terme μ_j correspond à un effet fixe pour les individus employés dans un établissement j . Le modèle est estimé avec une dummy temps pour tenir compte de toute variation cyclique dans le salaire réel ajusté à l'inflation. De plus, la spécification de leur modèle tient compte du fait que l'expérience des femmes immigrantes pourrait être très différente de celle des hommes immigrants. En effet, ils ont fait interagir toutes les variables de contrôle, incluant la constante, mais excluant l'effet fixe établissement, avec une dummy femme. Les auteurs tiennent également compte de la relation non linéaire entre l'expérience et le salaire dans leur spécification, mais aussi du fait que l'expérience et l'éducation acquises à l'étranger sont valorisées différemment.

Ainsi, l'estimé de β^m capte l'hétérogénéité des employeurs. Les estimés de l'effet fixe établissement mesure le log du salaire moyen à l'intérieur des établissements après avoir

2. Par caractéristiques des travailleurs, on entend : l'expérience, le nombre d'années et le niveau d'éducation ; et Caractéristiques des emplois : professionnels, technique/commerce, marketing/ventes, bureau administration, gestionnaires, niveau de diplôme requis, emploi saisonnier, contractuel, durée dans l'emploi, etc.

3. Le mot établissement fait référence au lieu de travail des individus.

purgé le salaire des individus des rendements associés à la variable binaire immigrant, aux caractéristiques des travailleurs et aux caractéristiques des emplois.

Selon Aydemir et Skuterud (2008), « une condition nécessaire, mais non suffisante, pour que les effets salariaux des employeurs contribuent à expliquer le différentiel de salaire des immigrants est une sélection non aléatoire des immigrants à travers les établissements ». Pour trouver comment les immigrants sont sélectionnés, les auteurs utilisent la variance de la proportion des immigrants à l'intérieur des établissements. Cette variance leur permet de tester directement la sélection non aléatoire des immigrants à travers tous les lieux de travail, ainsi que dans les cellules géographiques, industrielles et de la taille de l'établissement et dans l'interaction de ces cellules. En effet, les résultats montrent que les hommes et les femmes immigrants sont sélectionnés de façon très non aléatoire à travers les établissements.

Ensuite, l'écart salarial moyen entre immigrants (m) et natifs (n) est décomposé, à l'aide de la méthode de Blinder-Oaxaca en quatre composantes.

$$\bar{w}^m - \bar{w}^n = \beta^m + (\bar{x}^m - \bar{x}^n)\beta^x + (\bar{z}^m - \bar{z}^n)\beta^z + (\bar{\mu}^m - \bar{\mu}^n) \quad (2.4)$$

En effet, le côté droit de l'équation 2.4 décrit ces composantes dans l'ordre suivant : une partie inexpliquée (captant l'hétérogénéité des employeurs), l'effet de la variation des caractéristiques des travailleurs, l'effet de la variation des caractéristiques des emplois et l'effet de la sélection non aléatoire des immigrants à travers les établissements. Ainsi, une sélection non aléatoire positive implique que les immigrants sont concentrés dans des établissements offrant des salaires élevés. Dans le cas contraire, ils sont concentrés dans des établissements offrant des salaires plus faibles. Nous pouvons aussi voir si les immigrants sont sélectionnés de manière non aléatoire dans les établissements situés au sein et à travers les principales villes et régions canadiennes en décomposant l'effet de la sélection non aléatoire en tenant compte des caractéristiques des établissements⁴.

4. Les caractéristiques des lieux de travail sont : situés dans les principales villes et régions canadiennes et la taille des entreprises dans lesquelles travaillent les individus.

Aydemir et Skuterud (2008) ont conclu que, « pour les hommes immigrants, la sélection non aléatoire affecte davantage l'écart salarial à travers les établissements, que la différence de salaires gagnés par ces derniers en comparaison aux natifs au sein des établissements ». C'est-à-dire que les hommes immigrants affichent un écart salarial en comparaison à leurs homologues natifs du fait même qu'ils sont concentrés dans des établissements offrant déjà de bas salaires, situés au sein des principales villes et régions canadiennes. Tandis que, pour les femmes, « particulièrement celle provenant des régions d'immigration non traditionnelles, l'hétérogénéité des employeurs semble être plus importante pour l'explication de l'écart salarial ».

2.4 Effets des cycles économiques

Théoriquement, toutes choses étant égales par ailleurs, de meilleures conditions macroéconomiques devraient conduire à une augmentation du salaire des travailleurs en raison d'un besoin de main d'œuvre accru pour la production de biens et de services suite à une demande supposée être plus élevée. L'inverse est tout aussi vrai quand il s'agit des conditions économiques défavorables. En effet, selon Aydemir (2003), « sans tenir compte des conditions macroéconomiques, la littérature sur les effets des cohortes sur les écarts salariaux peut conclure à des effets significatifs et les interpréter comme étant des différences de qualité d'une cohorte à l'autre, alors qu'il s'agit en réalité d'effets attribuables aux cycles économiques ». Par ailleurs, nous pourrions aussi prétendre que les immigrants arrivés au Canada pendant les périodes de taux de chômage élevé peuvent subir un effet permanent (appelé « scarring effect » dans la littérature) qui affectera négativement leurs futures performances sur le marché du travail. Donc, le faible taux d'assimilation observé dans la littérature pour les immigrants récents pourrait être attribuable à une conjoncture économique défavorable au moment de leur entrée sur le marché du travail et des années subséquentes. Cela dit, empiriquement, pour bien mesurer l'effet des conditions macroéconomiques sur l'écart salarial entre natifs et immigrants, il faut considérer les conditions économiques au moment de l'arrivée et durant l'année de l'enquête considérée pour ef-

fectuer l'analyse⁵. En effet, cela permet, d'une part, de quantifier séparément les effets des cohortes (la qualité des immigrants) et les conditions macroéconomiques spécifiques à leur période d'arrivée. D'autre part, cela permet également de vérifier si un effet permanent négatif perdure sur leurs performances futures sur le marché du travail.

En ce sens, en utilisant une méthodologie semblable à celle de McDonald et Worswick (1998), mais en identifiant mieux les cohortes d'immigrants, Aydemir (2003) conclut que les conditions macroéconomiques à l'entrée et durant l'année de l'enquête affectent négativement la participation sur le marché du travail et sur la probabilité d'emploi des immigrants⁶. Ces résultats sont conditionnels au fait que les effets des conditions macroéconomiques peuvent affecter les immigrants et les natifs différemment. Parallèlement, des termes d'interaction entre le taux de chômage au moment de l'enquête (taux de chômage actuel) et les personnes (immigrants et natifs séparément) entrées récemment sur le marché du travail, garantissent que les immigrants récents sont davantage sensibles aux cycles économiques défavorables, en comparaison aux natifs qui sont plus à l'abri de ces conditions. De plus, aucune évidence n'a été trouvée quant à la disparition des effets permanents négatifs (« scarring effect ») à mesure qu'augmente le nombre d'années depuis la migration de l'immigrant (ysm), en raison de la non-significativité du coefficient de régression associé au terme d'interaction entre ysm et le taux de chômage à l'entrée de l'immigrant. McDonald et Worswick (1998) ont conclu que l'écart de salaire, entre natifs et immigrants récents, peut être relié aux conditions macroéconomiques, par exemple, la récession de 1981. Ces derniers trouvent aussi que le taux de chômage à l'entrée sur le marché du travail a un effet négatif, mais pas significatif sur le salaire. Selon Aydemir (2003), cela peut être dû au fait que McDonald et Worswick (1998) ont utilisé une mesure

5. Les conditions durant l'année de l'enquête font référence aux conditions macroéconomiques actuelles.

6. En raison des données disponibles, McDonald et Worswick (1998) ne pouvaient identifier les cohortes d'immigrants que sur une longue période. En ce sens, il faut utiliser le taux de chômage moyen de cette période pour considérer les effets des conditions économiques à l'entrée. Toutefois, dans un environnement macroéconomique en évolution rapide, toute autre mesure que le taux de chômage de l'année d'arrivée précise de l'immigrant constituera une mesure moins précise des conditions économiques à l'entrée (Voir Chiswick et collab. (1997) pour plus de détails).

moins précise des conditions macroéconomiques à l'entrée⁷.

Les travaux de Duleep et Regrets (1997) soulignent le fait que de comparer uniquement les salaires d'entrée entre les cohortes constitue une erreur de mesure de la performance relative d'une cohorte. En effet, si nous nous basons sur la théorie standard d'investissement en capital humain, une personne gagnant un salaire plus faible au début peut être incitée à investir davantage dans le capital humain spécifique au pays d'accueil. Cet individu sera donc récompensé, toutes choses étant égales par ailleurs, d'une croissance plus élevée du salaire après l'arrivée, en comparaison à une personne qui aurait moins investi. Dans un tel contexte, les différences de salaires, au lieu de refléter des effets des cohortes ou des effets des conditions macroéconomiques, peuvent refléter des choix d'investissement différents. Selon Green et Worswick (2012), se basant sur Duleep et Regrets (1997), « une façon de remédier à cela consiste à prendre en considération le profil complet du salaire depuis l'arrivée pour chaque cohorte, donc une trajectoire dans le temps du salaire des cohortes. Aussi, le groupe de comparaison privilégié serait les natifs qui sont à peine arrivés sur le marché du travail et ayant le même niveau d'éducation. Le salaire du groupe de comparaison, soit les natifs, doit aussi être organisé en cohorte de façon à être comparable aux cohortes d'immigrants ».

7. Voir note de bas de page précédente pour plus d'explications.

Chapitre 3

Données

3.1 Source de données

Pour mener notre recherche, nous avons utilisé les fichiers de microdonnées à grande diffusion (FMGD) des recensements sur la population canadienne, particulièrement les fichiers des particuliers. Ces fichiers sont tirés du site web de l'« *Ontario Data Documentation Extraction Service and Infrastructure* » (ODESI). Les recensements des années 1981 à 2016 constituent l'ensemble considéré, à l'exception de l'année 2011 où nous avons plutôt considéré le FMGD de l'Enquête Nationale auprès des Ménages (ENM). L'ENM contient les principales variables d'intérêt comme celles que nous retrouvons dans le recensement. Son utilisation ne devrait donc pas constituer une contrainte à notre analyse. Notons que les fichiers confidentiels couvrent environ 20% de la population canadienne. Les FMGD, représentant un échantillon aléatoire de 10 à 15% des fichiers confidentiels, couvrent seulement entre 2 et 3% de la population canadienne dépendamment de l'année de recensement. Toutefois, il importe de mentionner que les FMGD, en raison de leur taille et du manque d'information sur certaines variables-clés, présentent certaines limites.

Les recensements sont réalisés aux 5 ans au Canada par Statistique Canada et fournissent des informations exhaustives et utiles pour mener à bien notre analyse. Ainsi, les

recensements informent sur la géographie, la démographie, le lieu de naissance et l'immigration, notamment l'année d'immigration et le pays d'origine du migrant. Ils fournissent également des informations sur la citoyenneté, les compétences linguistiques, le niveau de scolarité atteint, l'activité sur le marché du travail, le revenu ainsi que d'autres caractéristiques socioéconomiques du répondant.

Selon Statistique Canada, la participation à l'enquête est obligatoire et les données sont obtenues directement auprès des répondants¹. La période de collecte des données se situe autour du mois de mai ou de juin de l'année de recensement. Ainsi, le répondant fournit des informations sur sa situation pour l'année antérieure à l'année de recensement. Aussi, l'ensemble de la population du Canada est ciblé par l'enquête, qu'il s'agisse de citoyens canadiens, d'immigrants, de résidents non-permanents ou de citoyens canadiens et immigrants reçus qui se trouvent temporairement à l'extérieur du pays au moment du recensement.

3.2 Construction de l'échantillon

Nous avons regroupé sept vagues de recensement de 1981 à 2016 (excluant 2011) et l'ENM de 2011 en un seul échantillon. Notre analyse se limite aux individus âgés entre 25 et 64 ans afin d'éviter les transitions entre l'école et la retraite, considérant qu'entre 18 et 25 ans, un individu puisse être aux études, de même que les individus de 65 ans et plus puissent avoir pris leur retraite. Pour l'analyse de l'écart salarial, nous ne considérons que les individus déclarant un salaire positif et déclarant avoir un emploi. La variable de salaire considérée est la somme des salaires bruts avant déductions pour impôt sur le revenu, pour les cotisations au régime de pensions et celles à l'assurance-emploi. Ces salaires nominaux sont ensuite convertis en dollars réels de 2018 avec l'indice des prix à la consommation (IPC) de l'année 2018 comme indice de référence. Ainsi, nous avons divisé le salaire nominal par l'IPC de l'année de recensement correspondante, pour en-

1. Voir http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurveyId=30219 (Consulté le 3 octobre 2019)

suite multiplier ce rapport par l'IPC de 2018². Afin d'éliminer les valeurs extrêmes, les répondants déclarant un salaire annuel de 500 000\$ et plus sont exclus de notre échantillon. Concernant l'analyse de l'écart du taux d'emploi, nous avons utilisé les mêmes critères que celle de l'écart salarial, à l'exception de l'inclusion, dans l'échantillon, tous les individus indépendamment du fait qu'ils aient ou non gagné un salaire.

Notre population d'intérêt est constituée de natifs et de nouveaux arrivants. Alors que les natifs correspondent aux citoyens canadiens de naissance, les nouveaux arrivants constituent les immigrants arrivés au Canada il y a 5 ans ou moins. Étant donné que nous utilisons sept vagues de recensements (1981, 1986, 1991, 1996, 2001, 2006 et 2016) et l'ENM 2011, nous avons donc huit cohortes de nouveaux arrivants entre 1981 et 2016. L'écart de salaire moyen et l'écart du taux d'emploi entre natifs et nouveaux arrivants, la région métropolitaine de recensement caractérisant la juridiction géographique où réside le répondant et le niveau d'éducation atteint constituent les principales variables d'intérêts pour mener cette analyse. Nous excluons de notre échantillon les individus qui n'ont pas déclaré : une juridiction géographique comme lieu de résidence, leur plus haut niveau d'éducation atteint, leur secteur d'activité, leur appartenance ou non à une minorité visible, leur statut à l'emploi ainsi leur lieu de naissance. Toutes nos statistiques sont pondérées par le facteur de pondération des individus disponible dans les fichiers de recensement et de l'ENM.

Par ailleurs, la section A de l'annexe décrit comment sont construites les variables utilisées pour mener notre analyse.

3.2.1 Statistiques descriptives

Les tableaux 3.1 et 3.2 retracent l'évolution des caractéristiques des travailleurs natifs et nouveaux arrivants entre 1981 et 2016. Le tableau 3.1 montre la moyenne échantillonnale des caractéristiques pouvant influencer la qualité de l'offre de travail, c'est-à-dire tout ce qui est lié à la productivité et au capital humain des travailleurs. Le tableau 3.2 présente

2. L'IPC provient du tableau 18-10-005-01 (anciennement CANSIM 326-0021) de Statistique Canada. (Consulté le 3 octobre 2019)

les caractéristiques liées à la demande de travail en termes de répartition à travers les industries dans lesquelles évoluent ces derniers.

Cela dit, les données du tableau 3.1 nous indiquent que le niveau d'éducation a considérablement augmenté entre les deux groupes de travailleurs entre 1981 et 2016, particulièrement chez les nouveaux arrivants. Ces derniers sont plus éduqués que les natifs, notamment ceux des cohortes récentes. Les travailleurs sont classés en trois niveaux d'éducation distincts en fonction de leur plus haut niveau de diplôme atteint. En effet, sur la période de 1981 à 2016, la proportion de natifs détenant un diplôme universitaire a pratiquement doublé. Cette proportion a quasiment triplé du côté des nouveaux arrivants. À titre d'exemple, la proportion de nouveaux arrivants détenant un diplôme universitaire dans la cohorte de 2016 est de 57%, tandis que cette proportion n'était que de 20% pour leurs homologues des cohortes de 1981. Ce constat reflète les nombreuses modifications dans les politiques d'immigration au cours des dernières années, en mettant l'accent sur une immigration plus scolarisée. Pour la cohorte de 2016, seulement 33% des natifs détiennent un diplôme universitaire contre 17% en 1981.

Pour les compétences linguistiques, nous avons utilisé les variables « langue officielle parlée » et « langue maternelle » du répondant. L'inclusion de la langue maternelle se justifie par le fait que la variable « langue officielle parlée » ne renseigne pas sur le fait de savoir si le répondant maîtrise vraiment les langues officielles. En effet, le répondant n'a pas été évalué à partir d'un test. Il peut ainsi dire qu'il est apte à s'exprimer dans les deux langues officielles sans pour autant les maîtriser. Dans un tel contexte, l'ajout de la langue maternelle dans notre analyse nous éviterait de faire des erreurs de mesure sur le niveau des compétences linguistiques des répondants, en particulier les immigrants.

En effet, à partir du tableau 3.1, nous constatons que les immigrants récents et les natifs de notre échantillon sont plus susceptibles d'avoir l'anglais comme langue officielle parlée, considérant que les deux langues officielles au Canada sont l'anglais et le français. La proportion d'individus parlant français a diminué d'environ 3 points de pourcentage entre 1981 et 2016 chez les natifs, tandis que cette proportion est demeurée stable chez les nouveaux arrivants sur la même période. La proportion déclarant être bilingue est restée

TABLE 3.1 – Analyse de salaire : Caractéristique des natifs et des nouveaux-arrivants, moyenne échantillonnale (Cohorte entre 1981 et 2016)

variable	1981		2016	
	Natifs	Nouveaux arrivants	Natifs	Nouveaux arrivants
log salaire en \$	10.53	10.08	10.72	10.11
Sexe				
Homme	59.15	58.60	51.04	54.93
Femme	40.85	41.40	48.96	45.07
Éducation				
Secondaire et moins	55.63	47.46	28.96	20.49
Collégial	27.65	32.42	38.46	22.47
Universitaire	16.72	20.11	32.58	57.04
Marié	72.30	77.51	66.62	80.06
Langue officielle				
Anglais seulement	60.13	72.89	64.13	76.59
Français seulement	12.16	5.18	8.84	5.88
Bilingue	27.69	11.28	27.03	13.35
Ni anglais ni français	0.02	10.64	0.00	4.18
Langue maternelle				
Anglais	63.92	38.06	67.97	17.73
Français	31.52	4.97	26.54	7.26
Pays d'origine				
États-Unis	-	4.65	-	1.92
Am. Centrale, Sud et Caraïbes	-	15.50	-	10.49
Royaume-Uni	-	13.27	-	2.01
Europe du Nord, Sud et Ouest	-	14.83	-	6.45
Europe de l'Est	-	3.90	-	4.46
Afrique	-	6.78	-	11.64
Asie	-	39.38	-	62.29
Reste du monde	-	1.70	-	0.73

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981 et 2016), calcul de l'auteur. Les chiffres pour le logarithme des salaires correspondent à la moyenne du logarithme des salaires réels, tandis que les autres variables sont exprimées en pourcentage.

stable chez les natifs, tandis que chez les nouveaux arrivants, elle est passée de 11% en 1981 à 13% en 2016. Parallèlement, la proportion de nouveaux arrivants allophones (ne parlant aucune des deux langues officielles) a diminué de 6 points de pourcentage entre 1981 et 2016. Concernant les langues maternelles, les données du tableau 3.1 indiquent que la somme des proportions de nouveaux arrivants ayant le français ou l'anglais comme langue maternelle a considérablement diminué au profit d'un nombre plus élevé de nouveaux arrivants ayant une langue maternelle différente de l'anglais et du français. Cela dit, le français ou l'anglais étaient la langue maternelle d'environ 43% des nouveaux arrivants de la cohorte de 1981. Cette somme est passée à environ 25% en 2016. Ce changement dans la part d'immigrant ayant l'anglais ou le français comme langue maternelle s'expliquerait par le changement qui a eu lieu dans les pays de provenance des immigrants au cours de cette période.

La littérature économique sur l'immigration souligne le fait que vers les années 1970 les pays traditionnels de provenance des immigrants étaient : les États-Unis, les pays de l'Amérique centrale, du Sud, les Caraïbes, les pays de l'Europe, notamment le Royaume-Uni, à l'exception des pays de l'Europe de l'Est. Les données du tableau 3.1 permettent de constater une substitution qui s'est effectuée de ces pays traditionnels vers des pays relativement sous-développés dans la composition des pays de provenance des immigrants récents. En effet, dans la cohorte de 1981, environ 48% des nouveaux arrivants de notre échantillon provenaient des pays traditionnels contre 46% provenant de l'Afrique et de l'Asie. Cependant, la proportion de nouveaux arrivants dans la cohorte de 2016 provenant de l'Afrique et de l'Asie est passée à environ 75%, avec notamment plus de 60% issus d'Asie.

La majorité des pays avancés ont connu un changement structurel dans leur économie au cours des dernières années. Un changement qui est caractérisé notamment par un déplacement dans la demande de main-d'œuvre du secteur de production de biens, particulièrement le secteur manufacturier, vers le secteur des services. Sans perte de généralité, nous captons ce changement dans notre mémoire en le restreignant à une variation dans la répartition des travailleurs immigrants récents et natifs à travers les industries au Canada.

En s'inspirant de Beckstead et Vinodrai (2003), nous avons divisé l'économie en trois secteurs d'activité : le secteur de production de bien, le secteur des services marchands et le secteur public. Les industries faisant partie de chaque secteur sont décrites dans la section A de l'annexe.

En effet, à partir des données du tableau 3.2, nous constatons un déplacement des travailleurs natifs et immigrants du secteur producteur de biens vers le secteur des services marchands entre 1981 à 2016. Ce changement est beaucoup plus prononcé chez les nouveaux arrivants en comparaison aux natifs. À titre d'exemple, en moyenne 64% des travailleurs immigrants arrivés au Canada dans la cohorte de 2016 évoluaient dans le secteur des services, pour 48% de la cohorte de 1981. Du côté des natifs, la quantité de travailleurs du secteur des services est passé de 48% en 1981 à 52% en 2016. De façon générale pour la période étudiée, le secteur public demeure le secteur où les nouveaux arrivants sont majoritairement sous-représentés. Parallèlement, la seconde partie du tableau 3.2 montre le salaire des travailleurs selon le secteur d'activité. Quel que soit le secteur d'activité, le salaire gagné par les nouveaux arrivants demeure plus faible en comparaison aux natifs. De plus, les données du tableau 3.2 suggèrent que le secteur des services dans lequel est concentrée une forte proportion de nouveaux arrivants constitue le secteur où le salaire moyen gagné par travailleurs est le plus bas parmi les trois secteurs d'activité.

TABLE 3.2 – Analyse de salaire : Secteurs d’activités et salaires associés (Cohorte entre 1981 et 2016)

	1981		2016	
	Natifs	Nouveaux arrivants	Natifs	Nouveaux arrivants
Répartition (en %)				
Secteur des biens	24.55	36.47	17.15	17.77
Secteur des services	43.14	47.78	51.75	64.46
Secteur public	32.31	15.75	31.10	17.77
Salaire moyen associé (en \$ réel de 2018)				
Secteur des biens	48 437	31 665	64 951	37 463
Secteur des services	40 370	27 394	53 641	32 382
Secteur public	48 338	32 682	61 671	33 845

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981 et 2016), calcul de l’auteur.

le tableau 3.3 présente l’évolution des caractéristiques, des natifs et des immigrants récents, utilisées dans l’analyse du taux d’emploi sur la période de 1981 à 2016. Le constat qui se dégage dans ce tableau est quasiment similaire à celui du tableau 3.1 à quelques légères variations dans la proportion des catégories des variables sélectionnées. En effet, les nouveaux arrivants enregistrent un taux d’emploi plus faible que les natifs. Bien que le niveau d’éducation ait considérablement augmenté dans les deux groupes, les nouveaux arrivants demeurent plus éduqués que les natifs. Nous observons également la substitution qui s’est effectuée dans le pays d’origine des immigrants, accompagnée à un changement important dans la proportion de nouveau arrivant ayant le français ou l’anglais comme langue maternelle.

TABLE 3.3 – Analyse de taux d’emploi : Caractéristique des natifs et des nouveaux-arrivants, moyenne échantillonnale (Cohorte entre 1981 et 2016)

variable	1981		2016	
	Natifs	Nouveaux arrivants	Natifs	Nouveaux arrivants
taux d’emploi	72.83	71.48	78.40	65.22
Sexe				
Homme	48.69	48.17	49.32	46.45
Femme	51.31	51.83	50.68	53.55
Éducation				
Secondaire et moins	61.25	53.35	33.00	25.32
Collégial	24.88	28.68	37.27	21.19
Universitaire	13.86	17.98	29.73	53.49
Marié	72.99	78.19	64.14	81.85
Langue officielle				
Anglais seulement	57.97	69.02	64.67	72.03
Français seulement	15.47	6.16	9.70	6.94
Bilingue	26.55	10.98	25.60	12.65
Ni anglais ni français	0.01	13.84	0.02	8.39
Langue maternelle				
Anglais	61.21	34.76	68.11	15.40
Français	34.26	5.60	26.55	6.48
Pays d’origine				
États-Unis	-	4.51	-	1.67
Am. Centrale, Sud et Caraïbes	-	15.44	-	9.82
Royaume-Uni	-	11.92	-	1.54
Europe du Nord, Sud et Ouest	-	14.81	-	5.06
Europe de l’Est	-	4.18	-	4.60
Afrique	-	6.77	-	13.41
Asie	-	40.72	-	63.34
Reste du monde	-	1.65	-	0.56

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981 et 2016), calcul de l’auteur. Toutes les variables sont exprimées en pourcentage.

3.2.2 Évolution de l'écart salarial non-ajusté entre nouveaux arrivants et natifs, au niveau agrégé

Le tableau 3.4 montre l'évolution du salaire réel moyen gagné par les natifs et les nouveaux arrivants ainsi que l'évolution de l'écart de salaire non ajusté, entre ces deux groupes de travailleurs, exprimé en pourcentage sur la période allant de 1981 à 2016. Le salaire correspond au montant gagné par les natifs et les immigrants récents au cours de l'année de référence, soit l'année précédant l'année de recensement. Par ailleurs, l'écart en pourcentage entre la rémunération moyenne des nouveaux arrivants et celle des natifs correspond à 1 moins le ratio entre le montant gagné par les nouveaux arrivants et celui gagné par les natifs, puis cette soustraction est multipliée par 100. Ce ratio est calculé en divisant la rémunération des nouveaux arrivants par celle des natifs, et s'interprète comme étant les gains des nouveaux arrivants exprimés en proportion des gains des natifs.

TABLE 3.4 – Salaire et écart salarial non-ajusté entre natifs et nouveaux arrivants, 25-64 ans, dollars constants de 2018

Population	1981	1986	1991	1996	2001	2006	2011	2016
Natifs	44 925	46 755	47 147	47 065	50 849	52 540	56 759	58 078
Nouveaux arrivants	29 784	26 700	29 014	23 680	29 893	28 710	34 631	33 545
Écart en pourcentage	33.70	42.89	38.46	49.69	41.21	45.36	38.98	42.24

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011), calcul de l'auteur.

En effet, il ressort du tableau 3.4 que les natifs gagnent en moyenne un salaire réel qui est 1.5 fois plus élevé que les nouveaux arrivants. Cela résulte en un écart salarial persistant entre les deux groupes, favorisant les natifs sur toute la période. L'écart de salaire s'élargit à travers les cohortes, mais n'est pas stable sur la période étudiée comme le souligne le graphique 3.1. En effet, entre 1981 et 2016, l'écart salarial existant entre les cohortes de nouveaux arrivants et les natifs suit une tendance à la hausse malgré des fluctuations en dents de scie.

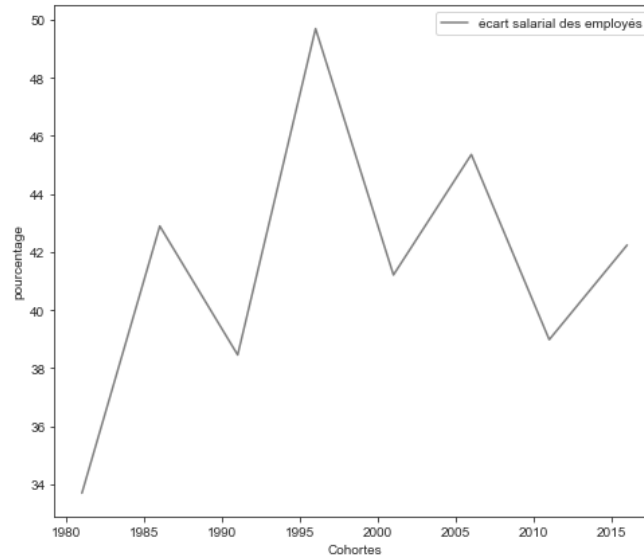


FIGURE 3.1 – Écart salarial non-ajusté entre nouveaux arrivants et natifs, 25-64 ans. Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011), calcul de l'auteur.

3.2.3 Situation d'activité des nouveaux arrivants et des natifs

Le tableau 3.5 montre l'évolution du statut des nouveaux arrivants et des natifs sur le marché du travail canadien à travers quatre indicateurs : l'emploi, le chômage, l'inactivité et l'écart du taux d'emploi sur la période de 1981 à 2016. En effet, nous avons créé ces indicateurs à partir de la variable *LFACT* disponible dans les fichiers de recensement et de l'ENM retraçant le statut des répondants sur le marché du travail. L'emploi, le chômage et l'inactivité sont exprimés en pourcentage et correspondent à la moyenne des populations natives et immigrantes déclarant être dans l'une de ces situations d'activité durant l'année de référence. Exprimé aussi en pourcentage, l'écart du taux d'emploi correspond à la différence entre le taux d'emploi des nouveaux arrivants et celui des natifs. Ainsi, une valeur négative indique un désavantage pour les immigrants récents en comparaison aux natifs en termes d'intégration sur le marché du travail.

Le portrait qui se dégage du tableau 3.5, est que les nouveaux arrivants sont moins susceptibles d'être employés en comparaison aux natifs et leur taux d'emploi diminue de

TABLE 3.5 – Évolution de la situation d'activité (en %) entre natifs et nouveaux arrivants, 25-64 ans

	1981	1986	1991	1996	2001	2006	2011	2016
<i>Natifs</i>								
Emploi	72.82	73.91	76.07	75.87	78.91	79.39	79.13	78.50
Chômage	3.54	5.73	6.10	5.57	3.69	3.43	4.08	4.28
Inactif	23.63	20.35	17.83	18.56	17.40	17.18	16.79	17.22
<i>Nouveaux arrivants</i>								
Emploi	71.48	64.10	64.66	55.05	61.49	64.83	63.43	65.47
Chômage	4.49	10.07	12.56	12.12	9.61	8.43	9.61	8.56
Inactif	24.04	25.82	22.78	32.83	28.89	26.73	26.97	25.97
Écart emploi	-1.34	-9.81	-11.41	-20.82	-17.42	-14.56	-15.70	-13.05

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011), calcul de l'auteur.

façon échelonnée sur la période étudiée pendant que celui des natifs suit une tendance à la hausse. La diminution du taux d'emploi des nouveaux arrivants est accompagnée d'une augmentation du taux de chômage et du taux d'inactivité sur cette même période. Du côté des natifs, avec un taux de chômage relativement stable, la hausse de leur taux d'emploi est alimentée par une réduction de la part de leur population inactive sur la période allant de 1981 à 2016. Par ailleurs, les nouveaux arrivants de la cohorte de 1996 demeurent ceux éprouvant particulièrement plus de difficulté à s'intégrer sur le marché du travail. Cette cohorte enregistre le taux d'emploi le plus faible et la proportion de la population inactive la plus élevée. Nous tenons à rappeler que cette cohorte affiche également l'écart salarial moyen entre nouveaux arrivants et natifs le plus élevé sur cette même période.

Le tableau révèle également que l'écart du taux d'emploi entre les immigrants récents et les natifs s'élargit de façon très soutenue sur la période étudiée. Le taux d'emploi des

nouveaux arrivants de la cohorte de 1981 était relativement proche de celui des natifs. Il s'écarte de plus en plus de celui des natifs dans les cohortes qui suivent. Ainsi, en valeur absolue, l'écart du taux d'emploi est passé de 1.3% en 1981 à environ 13% en 2016. Il importe de souligner que suite au pic observé de 20% dans l'écart du taux d'emploi entre nouveaux arrivants et natifs en 1996, l'écart maintient une tendance à la baisse jusqu'en 2016. Cette tendance à l'amélioration de la capacité d'intégration des nouveaux arrivants est aussi observée sur cette même période par rapport à l'évolution de l'écart salarial moyen entre ces deux groupes de travailleurs. Et ce, même si les écarts des taux d'emploi et de salaire des cohortes récentes demeurent plus élevés que les écarts des cohortes arrivées antérieurement.

Chapitre 4

Méthodologie empirique

Dans ce chapitre, nous cherchons à estimer un modèle économétrique pour tenter d'expliquer les raisons pour lesquelles l'écart salarial entre les immigrants récents et les natifs a augmenté dans le temps. En effet, la question d'intérêt est de connaître l'effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables des deux groupes sur l'évolution de l'écart de salaire en pourcentage.

Pour ce faire, nous utilisons un modèle à effets fixes dans lequel nous contrôlons pour les niveaux de scolarité atteints par le travailleur. Nous faisons de même pour la région métropolitaine de recensement où habite ce dernier de façon à capter son principal marché du travail. Également, nous contrôlons pour l'année durant laquelle le recensement a été réalisé. Par la suite, nous calculons la part de la hausse de l'écart expliquée par des changements de différentes caractéristiques tout en intégrant des effets fixes de temps. Ainsi, nous laissons des facteurs inexplicables caractérisant la portion de l'évolution de l'écart salarial qui est tributaire aux changements dans les caractéristiques inobservables dans les deux groupes.

4.1 Stratégie empirique

L'analyse empirique présentée dans ce chapitre regroupe les observations des travailleurs natifs et immigrants arrivés récemment entre les niveaux d'éducation, la région

métropolitaine de recensement (RMR) et les années auxquelles les recensements ont été réalisés.

Cette façon de faire est motivée par l'idée de comparer la performance des nouveaux arrivants sur les marchés du travail locaux à celle des natifs ayant des niveaux de scolarité similaires et résidant dans les mêmes divisions géographiques. Ainsi, cela nous permet de capter la part de la disparité salariale expliquée notamment par la composition des immigrants récents entre les catégories d'éducation et dans les différentes RMR, ainsi que par des performances probablement différentes de ces catégories d'éducation au fil du temps.

Cela dit, des changements dans les caractéristiques pourraient affecter davantage un groupe de travailleur sur un marché du travail donné et ayant un niveau de compétences donné, en comparaison à un autre groupe évoluant sur un autre marché du travail. Par exemple, nous pourrions supposer que le changement dans les pays de provenance des immigrants pourrait davantage affecter la disparité de salaire entre immigrants et natifs dans les RMR du reste du Canada que ceux dans les RMR du Québec. De plus, le Canada a connu différentes phases des cycles économiques sur la période allant de 1980 à 2015. Ces phases peuvent affecter l'écart salarial différemment.

4.1.1 Évolution de l'écart salarial non-ajusté, 25-64 ans, par niveau d'éducation

Un fait général se dégage dans la situation des immigrants récents sur le marché du travail canadien. L'écart salarial entre les nouveaux arrivants et leurs homologues natifs âgés entre 25 et 64 ans semble augmenter dans le temps, et ce même si ces immigrants ont de plus en plus un profil qui devrait les avantager sur le marché du travail. En effet, nos statistiques descriptives font ressortir que les nouveaux arrivants sont davantage éduqués, mais gagnent cependant un salaire de plus en plus faible en comparaison aux natifs. Toutefois, les immigrants les plus scolarisés semblent enregistrer une difficulté à s'intégrer plus prononcée que leurs homologues moins éduqués.

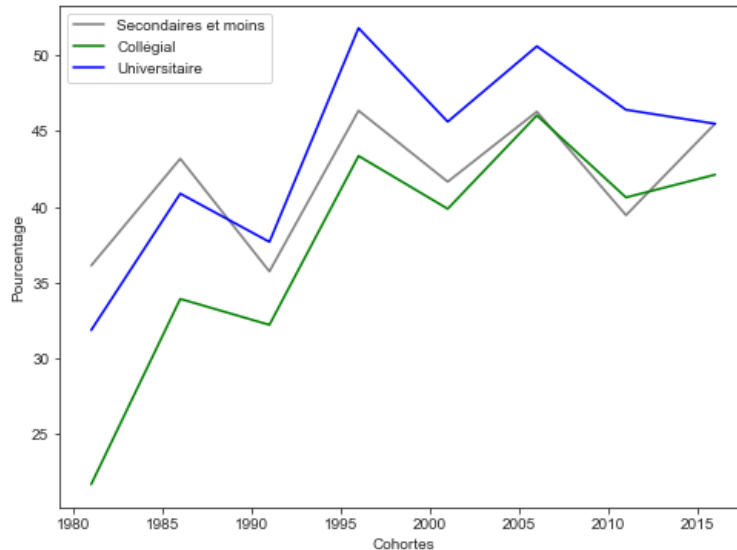


FIGURE 4.1 – Évolution écart salarial non-ajusté entre natifs et nouveaux arrivants, par niveau d’éducation. Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l’ENM (2011), calcul de l’auteur.

Nous avons classé les travailleurs en trois niveaux d’éducation distincts en fonction de leur plus haut niveau d’éducation atteint. En effet, en utilisant la variable *DGREE* disponible dans les recensements nous informant sur le plus haut diplôme complété par un individu, nous définissons les trois niveaux d’éducation ainsi :

1- *Secondaire et moins*, pour les individus déclarant que leur plus haut niveau de diplôme obtenu est secondaire ainsi que les individus qui n’ont obtenu aucun diplôme.

2- *Collégial*, incluant tous les détenteurs de diplômes collégiaux.

3- *Universitaire*, regroupant tous les détenteurs de diplômes de premier, de second et de troisième cycle, au niveau supérieur.

Le graphique 4.1 décrit l’évolution de l’écart salarial non-ajusté entre les nouveaux arrivants et les natifs par niveau d’éducation. Ce graphique indique que, pour tout niveau d’éducation donné, les natifs gagnent un salaire plus élevé que les immigrants. Cependant, la tendance de l’écart salarial n’est pas différente entre les niveaux d’éducation. L’écart observé au niveau agrégé n’est donc pas dû à un effet de composition par niveau d’édu-

cation. Au début de la période d'étude, les travailleurs moins éduqués, ceux détenant un diplôme secondaire et moins, enregistrent l'écart salarial le plus élevé. À partir de 1991, ce sont les travailleurs plus éduqués qui enregistrent l'écart salarial le plus élevé. Les détenteurs de diplômes collégiaux ont par ailleurs affiché, en moyenne sur toute la période, l'écart salarial le plus faible.

4.1.2 Évolution de l'écart salarial non-ajusté, 25-64 ans, par RMR

Les données agrégées au niveau national montrent que l'écart salarial entre les deux groupes de travailleur s'est détérioré entre 1981 et 2016. Cependant, les tendances agrégées de la détérioration de l'écart masquent de potentielles différences qui pourraient exister d'un marché du travail local à l'autre. En effet, nous définissons un marché du travail local comme étant la RMR où habite un travailleur donné.

Les recensements contiennent la variable *cma* indiquant la région géographique où résident les répondants. Cette variable contient plusieurs catégories où chacune indique une RMR. Selon Statistique Canada, pour qu'un territoire soit considéré comme une RMR, il faut qu'il contienne une population d'au moins 100 000 habitants¹. Nous comprenons qu'au fil du temps, avec la croissance démographique ainsi que la migration interne et internationale, d'autres agglomérations vont augmenter en termes de population et deviendront des RMR. Conséquemment, le nombre de catégories dans la variable *cma* change au cours de la période d'étude. Également, il y a des RMR qui ont changé de nom ou qui ont été regroupées avec d'autres agglomérations au cours de cette période. C'est le cas, par exemple, de Kitchener devenu Kitchener-Cambridge-Waterloo dans les fichiers de recensement plus récents.

Afin d'uniformiser le tout, nous avons décidé de regrouper les RMR que nous n'arrivons pas à retracer sur toute la période d'étude dans une catégorie « autres » RMR. Cette catégorie inclut : les RMR d'Halifax, de Moncton-Saint John, de Québec, de Sherbrooke-Trois-Rivières, d'Oshawa, d'Hamilton, de Kitchener-Cambridge-Waterloo, de London,

1. Consulté le 4 février 2020 : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2011/ref/dict/geo009-fra.cfm>

de Windsor, de Brantford-Guelph-Barrie, de Kingston-Peterborough, de Grand Sudbury-Thunder Bay, de Victoria et de Kelowna - Abbotsford. En plus de la catégorie « autres » RMR, ce mémoire est basé sur ces neuf autres RMR : Montréal, Ottawa-Gatineau, Toronto, Ste Catherines-Niagara, Winnipeg, Regina-Saskatoon, Calgary, Edmonton et Vancouver.

Cette comparaison par RMR est utile car nous pouvons considérer chacune d'elle comme un marché du travail distinct. D'autant plus que les immigrants se concentrent majoritairement dans un très petit nombre de RMR. Le tableau B1 de la section B de l'annexe souligne le fait que quasiment deux tiers des nouveaux arrivants au Canada résident dans les grands centres urbains (Montréal, Toronto et Vancouver), impliquant ainsi que les immigrants ne soient pas distribués aléatoirement à travers les marchés du travail. Pour Albouy et collab. (2019), les immigrants au Canada sont plus susceptibles de suivre des incitatifs économiques lorsqu'ils choisissent leur lieu de résidence en raison de la nature de la politique d'immigration en vigueur. Le Canada sélectionne ses immigrants en fonction des critères économiques et favorise par le fait même des immigrants ayant fait des études universitaires. Albouy et collab. (2019) remarquent que les travailleurs hautement qualifiés (les diplômés universitaires), particulièrement les immigrants au Canada, ont tendance à migrer vers les villes offrant de grandes opportunités économiques et où les salaires sont élevés.

Le graphique 4.2 décrit l'évolution de l'écart salarial non-ajusté entre les nouveaux arrivants et les natifs par RMR. Cette figure nous montre que les disparités salariales entre ces deux groupes de travailleurs demeurent instamment persistantes entre les RMR au Canada entre 1981 et 2016. Ces différences nous offrent donc un cadre favorable à notre analyse cherchant à identifier les facteurs explicatifs de l'évolution de l'écart salarial entre les deux groupes. En effet, en comparaison à Montréal et Vancouver, l'écart salarial moyen est plus élevé à Toronto dans les dernières années, tandis que Toronto enregistrait l'écart le plus faible parmi ces trois RMR au début de la période d'étude. Cependant, l'écart salarial dans ces trois RMR affiche en moyenne une tendance à la baisse indiquant une amélioration de l'écart depuis les données de 2006. Quant aux RMR d'Edmonton et de

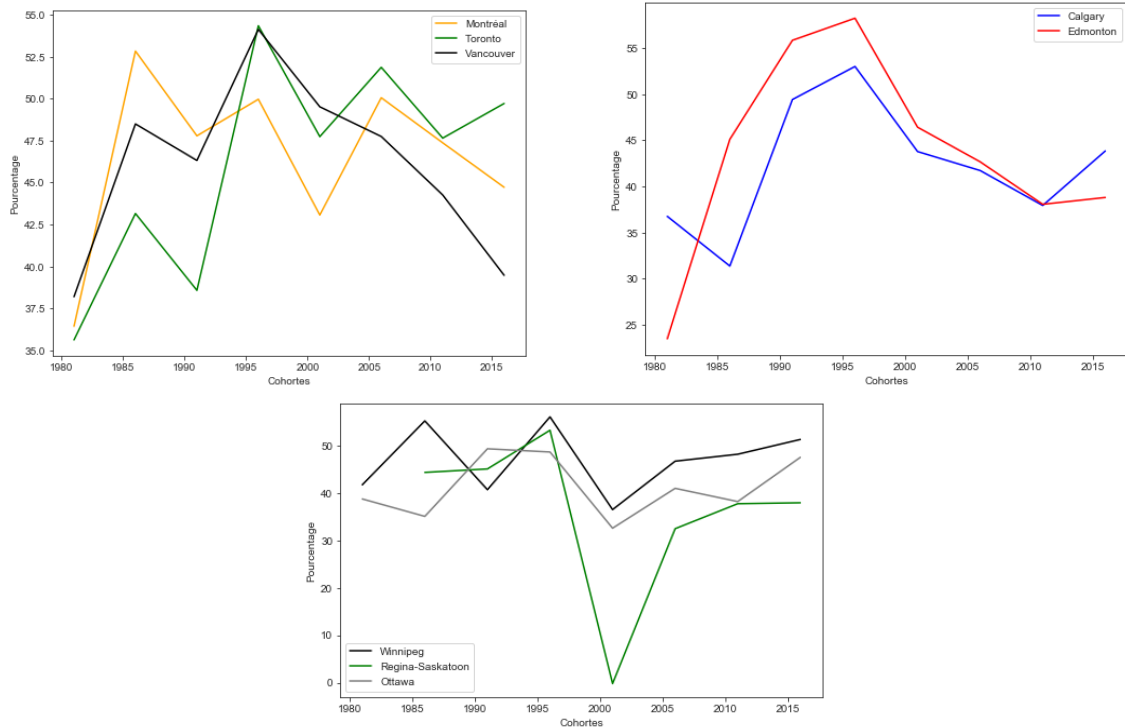


FIGURE 4.2 – Comparaison de l'écart salarial des 25-64 ans, à travers les RMR, (les grands centres et les capitales des provinces canadiennes). Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011), calcul de l'auteur.

Calgary, où la variation de l'écart est moins prononcée, cette tendance à l'amélioration de l'écart salarial est observée depuis 2001. Les RMR d'Ottawa et de Winnipeg n'affichent pas de grandes tendances. Toutefois, bien que l'amplitude de la fluctuation de l'écart salarial diffère des autres RMR, l'écart salarial ne demeure pas relativement stable. Nous soulignons aussi un écart salarial qui était au profit des nouveaux arrivants en 2001 dans la RMR de Régina-Saskatoon. Cela dit, au cours de cette période, les nouveaux arrivants gagnaient en moyenne un salaire plus élevé que les natifs.

Par ailleurs, en plus des niveaux d'écart de salaire différents à travers les RMR, les données des tableaux B2 à B4 de l'annexe B nous indiquent que la situation d'activité des nouveaux arrivants diffère sur les marchés du travail. Ces derniers font également face à beaucoup de difficultés au chapitre de leur intégration en comparaison aux natifs. En effet, parmi les RMR où se concentrent la majorité des nouveaux arrivants (voir tableau

B1 de l'annexe B), ceux résidant dans la région de Montréal accusent le taux d'emploi le plus faible. Également, la RMR de Montréal demeure la seule région où les immigrants récents de presque toutes les cohortes enregistrent un taux de chômage à deux chiffres.

4.2 Modèle économétrique

Nous avons utilisé un modèle à effets fixes afin d'estimer l'impact d'un changement dans la moyenne des caractéristiques sur l'évolution de l'écart salarial entre les deux groupes par niveau d'éducation et par RMR. Ainsi, nous définissons $w_{c,e,t}^j$, le salaire réel moyen d'un travailleur appartenant au groupe j en fonction de la RMR (c), du niveau d'éducation (e) et de l'année de recensement (t). De même, nous notons $\bar{X}_{c,e,t}^j$, le vecteur contenant les moyennes de chacune des caractéristiques identiques dans les deux groupes en fonction de la RMR (c), du niveau d'éducation (e) et de l'année de recensement (t); où j est égale à m pour un immigrant récent et à n pour un natif.

Les immigrants reçus par le Canada sont originaires d'une panoplie de pays étrangers, ce qui représente une caractéristique spécifique à eux. Les pays ou régions de provenance des immigrants ont énormément changé à travers le temps. Ce changement dans la moyenne de ces caractéristiques spécifiques aux immigrants pourrait aussi avoir une incidence sur l'explication de l'évolution de l'écart de salaires observé entre les deux groupes de travailleurs. Dans la mesure où le pays ou la région d'origine peut influencer la qualité d'un immigrant, et son intégration sur le marché du travail. L'idée est qu'un immigrant issu d'un pays ayant la même langue, une culture qui s'apparente à la culture canadienne et surtout provenant d'un pays dont les pratiques du marché du travail ne diffèrent pas trop de celles du marché du travail canadien, aurait un avantage comparatif à s'intégrer plus rapidement sur le marché du travail qu'un immigrant n'ayant pas ces caractéristiques. De ce fait, nous définissons le vecteur $\bar{Z}_{c,e,t}^m$, où m désigne un immigrant récent, comme un vecteur contenant la moyenne des caractéristiques qui sont entièrement spécifiques aux immigrants en fonction de la RMR (c), du niveau d'éducation (e) et de l'année de recensement (t).

Le modèle à estimer prend la forme suivante :

$$\Delta w_{c,e,t} = \alpha_0 + \Delta \bar{X}'_{c,e,t} \beta + \bar{Z}'_{c,e,t} \delta + \lambda_c + \lambda_e + \lambda_t + \varepsilon_{c,e,t}, \quad (4.1)$$

Ainsi, dans l'équation 4.1 $\Delta w_{c,e,t}$ correspond à l'écart salarial en pourcentage entre immigrants récents et natifs. Cet écart est donné par la différence entre le $\log(w_{c,e,t}^m)$ et le $\log(w_{c,e,t}^n)$. $\Delta \bar{X}_{c,e,t}$ désigne, pour sa part, un vecteur de la différence dans la moyenne des caractéristiques identiques aux deux groupes de travailleurs. Cette différence s'écrit comme suit : $\Delta \bar{X}_{c,e,t} = \bar{X}_{c,e,t}^m - \bar{X}_{c,e,t}^n$. Comme mentionné plus haut, $\bar{Z}_{c,e,t}^m$ est le vecteur des caractéristiques spécifiques aux immigrants récents. Les vecteurs $\Delta \bar{X}_{c,e,t}$ et $\bar{Z}_{c,e,t}^m$ sont des vecteurs de caractéristiques observables. $\varepsilon_{c,e,t}$ est un terme d'erreur.

Notre spécification inclut une constante, α_0 . β et δ sont deux vecteurs de coefficients associés respectivement aux caractéristiques identiques aux deux groupes de travailleurs et aux caractéristiques spécifiques uniquement aux immigrants. Alors que $\hat{\beta}$ (l'estimé de β), sous l'hypothèse d'exogénéité stricte, mesure l'effet d'un changement marginal de l'écart de la moyenne des caractéristiques identiques sur l'écart de salaire. $\hat{\delta}$ (l'estimé de δ), sous cette même hypothèse, capte l'effet des caractéristiques spécifiques aux immigrants sur l'écart de salaire. L'hypothèse d'exogénéité stricte implique l'existence d'aucune corrélation entre le terme d'erreur et les régresseurs. Cette hypothèse nous permet donc d'avoir des estimés convergents des paramètres estimés.

Même après avoir contrôlé pour les caractéristiques observables, il est encore possible que l'hétérogénéité non observée détermine l'écart salarial entre les deux groupes. En effet, l'inclusion de ces effets fixes linéaires (λ_c , λ_e et λ_t) capte cette hétérogénéité non observée. Dans le cadre de notre analyse, cette hétérogénéité non observée est due à des aspects se révélant spécifiques aux RMR, aux catégories d'éducation et aux années. Cela dit, il est possible qu'il y ait une résistance systémique de certaines RMR à intégrer les immigrants en raison de la structure du marché du travail, faisant en sorte que la disparité de salaire évoluerait différemment au niveau des RMR. Également, des comportements différents des cycles économiques pourraient faire en sorte que la nature du gap de salaire

change avec le temps. Des facteurs non liés au capital humain des travailleurs, spécifiquement l'incapacité des employeurs à reconnaître certains diplômes étranger, pourraient eux aussi faire en sorte que l'écart de salaire soit différente entre les catégories d'éducation. Quoi qu'il en soit, il n'est pas possible d'être certain de la vraie nature des inobservables ; ils sont après tout des paramètres non observés. Cependant, le fait de les ignorer peut mener à un biais de variables omises. L'estimation de paramètres non biaisés est nécessaire au calcul de l'effet des écarts de caractéristiques sur l'évolution du gap de salaire car des variations dans les paramètres engendrent des variations dans le calcul de la contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart que nous effectuons après avoir estimé le modèle. En effet, La composante inobservable nous informe jusqu'à quel point les facteurs observables sont valorisés.

Un aspect extrêmement important de la modélisation économétrique consiste à s'assurer que le modèle à estimer est bien spécifié. De ce fait, nous tenons à effectuer un test F joint sur les 3 effets fixes avec pour hypothèse nulle qu'il n'existe conjointement aucune différence significative entre les marchés du travail locaux (soit les RMR), les niveaux d'éducation et les années de recensement. Les estimés avec effets fixes sont à retenir si l'hypothèse que les effets sont nuls est rejetée. Ainsi, pour un niveau de confiance de 95%, cette hypothèse nulle est rejetée quand la probabilité de la statistique F calculée est inférieure à 5%. Les résultats de ces tests sont rapportés au bas des tableaux de régressions dans la section résultat.

λ_c , λ_e et λ_t sont respectivement des coefficients sur des variables indicatrices pour chaque RMR, chaque niveau d'éducation, chaque période de temps. Ainsi, avec des termes d'erreurs orthogonaux impliquant que les effets fixes ne soient pas corrélés avec les termes d'erreur ; les estimés $\hat{\lambda}_c$ représentent l'effet moyen des marchés du travail locaux (c) sur l'évolution de l'écart salarial ou encore l'écart salarial dans chaque RMR après avoir contrôlé pour les caractéristiques observables. Ceux de $\hat{\lambda}_e$ représentent l'effet moyen des niveaux d'éducation atteints (e) sur l'évolution de l'écart salarial ou l'écart salarial selon le niveau d'éducation après avoir contrôlé pour les caractéristiques observables. Et finalement, les estimés $\hat{\lambda}_t$ représentent l'effet moyen des années de recensement

(t) sur l'évolution de l'écart salarial ou encore l'effet des changements de rendement des variables caractéristiques par rapport au temps.

En vertu de sous l'hypothèse d'exogénéité stricte des régresseurs et des effets fixes avec le terme d'erreur, nous avons estimé l'équation 4.1 par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Il importe de souligner que toutes nos régressions sont pondérées par la taille des cellules en raison du nombre d'observations différentes à l'intérieur de chacune d'elle. L'idée est que : si le résidu de la régression a une variance σ^2/n , étant donné que nos cellules d'observation sont de taille différente, cela impliquerait que certaines cellules auront une variance du terme d'erreur plus faible ou plus élevée que d'autres. Cela est dû au fait que certaines moyennes ont été estimées sur plus d'observations tandis que d'autres moyennes ont été estimées avec moins d'observations. Le fait de reconnaître ceci et l'exploiter dans l'estimation du modèle 4.1 permet des gains d'efficacité. L'utilisation de la taille des cellules comme poids nous procure un estimateur de Moindres Carrés Généralisés (MCG) se trouvant simplement par la méthode des MCO.

Il est clair dans l'équation 4.1 que les rendements des caractéristiques identiques aux immigrants et aux natifs sont contraints à être les mêmes. Conséquemment, la disparité de salaire entre les deux groupes de travailleurs est expliquée par des différences dans leurs caractéristiques observables et non par les différences dans les rendements de ces caractéristiques. Nous pourrions stipuler que cette restriction fait du sens pour le cas des effets fixes (de RMR, de niveau d'éducation et de temps) dans la mesure où ces effets fixes captent des caractéristiques non observées dans les RMR, entre les niveaux d'éducation et à travers le temps qui sont identiques aux immigrants et aux natifs (Aydemir et Skuterud, 2008).

En prenant l'espérance de l'écart de salaire à partir de l'équation 4.1, l'écart salarial moyen est donné par :

$$E[\Delta w_{c,e,t}] = \Delta \bar{w}_{c,e,t} = \alpha_0 + \Delta \bar{X}'_{c,e,t} \beta + \bar{Z}'_{c,e,t} \delta + \lambda_c + \lambda_e + \lambda_t \quad (4.2)$$

Avec $E[\varepsilon_{c,e,t}] = 0$ car les termes d'erreurs sont indépendamment et identiquement

distribués, par conséquent de moyenne nulle.

4.3 Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart de salaire

Après cette analyse économétrique qui régresse l'écart de salaire (en %) sur des écarts de moyenne de caractéristiques entre les immigrants récents et les natifs, nous avons calculé la contribution de chaque variable explicative à l'augmentation de l'écart de salaire entre 1981 et 2016. Pour ce faire, à partir de l'équation 4.1, soit la variation de l'écart entre t' et T , avec $t' = 1981$ et $T = 2016$:

$$\Delta \bar{w}_{c,e,T} - \Delta \bar{w}_{c,e,t'} = (\Delta \bar{X}_{c,e,T} - \Delta \bar{X}_{c,e,t'})' \beta + (\Delta \bar{Z}_{c,e,T}^m - \Delta \bar{Z}_{c,e,t'}^m)' \delta + \lambda_T - \lambda_{t'} \quad (4.3)$$

λ_c et λ_e s'annulent car ils ne dépendent pas du temps. Les deux premières composantes du côté droit de l'équation 4.3 reflètent l'effet de composition. Ce dernier s'interprète comme étant le changement dans la moyenne des caractéristiques observables des nouveaux arrivants et des natifs canadiens pondéré par le rendement de ce changement dans la moyenne des caractéristiques identiques aux deux groupes et dans la moyenne des caractéristiques spécifiques aux immigrants. La dernière composante, quant à elle, mesure un effet résiduel ou des facteurs inexplicables capté par les effets fixes de temps. L'équation 4.3 ressemble typiquement à une version stricte de la décomposition de « *Blinder-Oaxaca* » (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) où le β (le rendement des caractéristiques) est contraint à être le même pour les immigrants et les natifs. La décomposition « *Blinder-Oaxaca* » est souvent utilisée dans la littérature économique du marché du travail, plus précisément dans l'étude des écarts salariaux entre deux populations considérées mutuellement exclusives (c'est-à-dire non interchangeables), pour identifier la contribution de chaque facteur à la variation de cet écart à travers une période de temps donnée. Cette méthode permet de créer des contrefactuels, par exemple, de trouver l'effet d'un chan-

gement moyen dans le niveau des caractéristiques sur l'écart de salaire moyen entre les immigrants et les natifs.

Afin de quantifier la contribution de chacune des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart de salaire entre t' et T , nous avons procédé à la décomposition suivante :

$$1 = \frac{(\Delta\bar{X}_{c,e,T,k} - \Delta\bar{X}_{c,e,t',k})' \hat{\beta}_k}{(\Delta\bar{w}_{c,e,T} - \Delta\bar{w}_{c,e,t'})} + \frac{(\Delta\bar{Z}_{c,e,T,k}^m - \Delta\bar{Z}_{c,e,t',k}^m)' \hat{\delta}_k}{(\Delta\bar{w}_{c,e,T} - \Delta\bar{w}_{c,e,t'})} + \frac{(\lambda_T - \lambda_{t'})}{(\Delta\bar{w}_{c,e,T} - \Delta\bar{w}_{c,e,t'})} \quad (4.4)$$

où k est le nombre total de variable explicative dans l'équation 4.1. $\hat{\beta}_k$ et $\hat{\delta}_k$ sont les estimés des coefficients associés aux variables explicatives de l'équation 4.1 obtenus après l'estimation de cette équation par MCO. Rappelons que t' correspond à l'année 1981 et T à l'année 2016, soit respectivement période de début et de fin de l'échantillon.

Chapitre 5

Résultats et discussion

5.1 Analyse de l'écart salarial

Le tableau 5.1 présente les coefficients estimés des effets des écarts de caractéristiques entre immigrants récents et natifs sur l'évolution de l'écart salarial. Les estimés des effets fixes sont rapportés dans le tableau 5.2. Les colonnes (1) des tableaux 5.1 et 5.2 présentent les résultats de l'estimation de l'équation 4.1 uniquement avec les caractéristiques identiques aux deux groupes de travailleurs, nouveaux arrivants et natifs. La colonne (3) de ces tableaux, quant à elle, montrent les résultats de l'estimation de l'équation 4.1 en incluant les caractéristiques spécifiques aux immigrants, en plus d'inclure les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les colonnes (2) et (4) de chacun de ces tableaux présentent les écarts-types. Nos régressions sont pondérées par la taille des cellules de RMR, d'éducation et de temps. Cela nous a permis en même temps de corriger nos écart-types pour la robustesse à l'hétéroscédasticité.

Les résultats du test joint avec pour hypothèse nulle qu'il n'existe aucune différence significative entre les effets fixes de RMR, de niveau d'éducation et d'années sont rapportés au bas du tableau 5.1. Cette hypothèse est rejetée à la fois quand nous tenons compte uniquement des caractéristiques qui sont identiques aux deux groupes de travailleurs et quand nous ajoutons les caractéristiques spécifiques aux immigrants à notre analyse. Ainsi, le re-

jet de l'hypothèse nulle confirme que les estimés avec effets fixes sont les plus appropriés. Il y a aussi une augmentation du R carré passant de 0.680 du modèle estimé avec hypothèse que les effets fixes sont nuls (voir tableau C1 de la section C de l'annexe) à 0.760 lorsque le modèle à effets fixes est considéré. Nous avons donc un R carré très élevé. Il importe de souligner également des changements importants entre les paramètres estimés dans les deux modèles.

5.1.1 Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'évolution de l'écart salarial

Plusieurs facteurs peuvent expliquer les changements dans l'écart salarial. Nous nous concentrons sur les variables explicatives suivantes : l'âge du répondant, son sexe, son statut matrimonial, ses langues officielles parlées, sa langue maternelle, le secteur d'activités dans lequel il évolue, son statut à l'emploi, son appartenance ou non à une minorité visible et son pays ou région d'origine. Rappelons que c'est l'écart de la moyenne de ces variables explicatives entre les immigrants et les natifs qui est inclus dans le modèle à estimer.

Étant donné que les variables explicatives sont des variables factorielles et des variables binaires, les estimés $\hat{\beta}$ et $\hat{\delta}$ de l'équation 4.1 mesurent respectivement l'effet d'un changement dans les caractéristiques identiques aux immigrants et aux natifs et l'effet des caractéristiques spécifiques aux immigrants, par rapport à la catégorie omise. Un estimé positif du coefficient associé au changement de ces caractéristiques observables indique que le changement de ces caractéristiques contribue à réduire l'écart de salaire. Un estimé négatif implique que cette variation de l'écart des caractéristiques contribue à augmenter l'écart de salaire.

En ce qui a trait aux variables démographiques, les résultats du tableau 5.1 montrent que l'écart entre la proportion de travailleurs immigrants et natifs se trouvant dans les catégories des plus âgés contribue à augmenter l'écart de salaire par rapport à ceux de la catégorie d'âge « 25 à 29 ans ». Cependant, ces résultats ne sont pas statistiquement

significatifs. Les travailleurs de sexe masculin bénéficient d'un avantage salarial en comparaison à ceux de sexe féminin. Nos résultats suggèrent que le fait d'être « *homme* » contribue à réduire l'écart de 34,2%. Ce résultat diminue légèrement après avoir contrôlé pour les pays de provenance des immigrants, mais demeure significatif à un niveau de 5%. Par ailleurs, le fait d'être « *marié(e)* » procure un avantage par rapport au fait d'être « *divorcé(e)* » quant à la réduction de l'écart salarial. Ce résultat n'est statistiquement significatif qu'après avoir contrôlé pour le pays d'origine des immigrants. Il semblerait que choisir de se marier procure une prime salariale liée aux responsabilités familiales qui en découlent, motivant ainsi la poursuite d'une carrière et la productivité pour gagner davantage sur le marché du travail. Selon nos statistiques descriptives, bien que la proportion de nouveaux arrivants mariés a légèrement augmenté dans l'échantillon en 2016, la diminution de la part des mariés dans la population des natifs semble favoriser une réduction de l'écart salarial. Les veuf(ves) contribuent aussi à réduire l'écart de salaire par rapport aux divorcé(e)s. Cet effet est même plus élevé que celui des marié(e)s par rapport aux divorcé(e)s.

Selon ces mêmes résultats, le fait de travailler dans le secteur des services contribue à augmenter l'écart salarial par rapport au fait d'évoluer dans le secteur producteur de biens. L'écart entre la répartition des travailleurs immigrants et natifs dans le secteur public a quant à lui l'effet de réduire la disparité salariale par rapport à la catégorie de référence. Ces résultats sont en accord avec nos statistiques descriptives du tableau 3.2 soulignant le fait que les travailleurs immigrants se sont déplacés, à travers la période d'étude, pour se concentrer majoritairement dans le secteur des services. D'autant plus que ce secteur est parmi les trois secteurs d'activités dans lesquels le salaire moyen des travailleurs est le plus bas. Cependant, il n'y a aucune évidence empirique étant donné que ces résultats ne sont pas statistiquement significatifs. Par ailleurs, « *travailler à temps partiel* » contribue à augmenter l'écart salarial entre immigrants et natifs par rapport à « *travailler à temps plein* ». Ce résultat est statistiquement significatif à un niveau de 1%.

Concernant les compétences linguistiques des travailleurs, lorsque la langue officielle parlée est l'anglais, cela permet de réduire l'écart salarial par rapport au fait d'avoir le

français comme langue officielle parlée. Tout comme l'anglais, le bilinguisme favorise une réduction de l'écart salarial entre les nouveaux arrivants et les natifs. Ces résultats sont statistiquement significatifs à un niveau de 1%. Le fait d'être allophone contribue à augmenter l'écart salarial. Cependant, l'effet n'est pas statistiquement significatif. Contrairement à la langue officielle parlée par le travailleur, avoir une langue maternelle qui est l'anglais tout comme avoir une langue maternelle différente du français et de l'anglais contribue à augmenter l'écart salarial par rapport au fait d'avoir une langue maternelle qui est le français.

Nous avons inclus une variable reflétant l'appartenance ou non à une minorité visible dans l'objectif de capter les difficultés des immigrants à s'intégrer sur le marché du travail. Nous avons fait l'hypothèse que son inclusion serait un proxy qui capte la partie de la discrimination qui est liée à l'ethnicité, sachant que la majorité des nouveaux arrivants des cohortes récentes, en raison de leur pays de provenance, sont plus susceptibles d'appartenir à une minorité visible. Cependant, le résultat de l'effet de l'appartenance à une minorité visible n'est pas statistiquement différent de zéro.

Les pays ou régions de provenance des immigrants reçus au Canada ont considérablement changé durant les trois dernières décennies. Selon les résultats du tableau 5.1, les immigrants provenant des régions ou des pays traditionnellement reçus par le Canada avant les années 1980 (États-Unis, Royaume-uni, Amérique du Sud et Caraïbes, l'Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord) contribuent à réduire l'écart salarial par rapport aux immigrants provenant d'Asie. Toutes choses étant égales par ailleurs, ces résultats laisseraient croire que les écarts de salaire plus élevés dans le temps, et ce même si les immigrants ont de plus en plus un profil devant les avantager sur le marché du travail, seraient dus en partie au changement dans les pays de provenance des immigrants. Il est certain que les immigrants issus des pays traditionnellement reçus par le Canada ne gagnent pas nécessairement plus que les natifs. Toutefois, ceux issus des nouveaux pays d'immigration semblent rencontrés plus de difficultés à s'intégrer sur le marché du travail canadien en comparaison à leur homologue venant du Royaume-Uni en particulier, de l'Europe (excluant l'Europe de l'Est) et de la région Amérique latine et Caraïbes.

À côté de l'arrivée massive dans les dernières années d'immigrants issus d'Asie, la proportion d'immigrants originaires de l'Afrique (et de l'Europe de l'Est dans une moindre mesure) a connu une augmentation non négligeable. Nous pourrions penser que les immigrants de ces autres nouvelles régions performant différemment sur le marché du travail canadien en comparaison à ceux de l'Asie. Cependant, nos résultats suggèrent qu'il n'existe aucune évidence empirique à ce sujet, car les coefficients associés à ces catégories ne sont pas statistiquement différents de zéro.

TABLE 5.1 – Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire

Variables indépendantes	Écart salarial		Écart salarial	
	$(\Delta w_{c,e,t})$		$(\Delta w_{c,e,t})$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Âge :				
<i>(omis 25 à 29 ans)</i>				
30 à 34 ans	-0.060	(0.189)	0.041	(0.202)
35 à 39 ans	0.103	(0.208)	0.109	(0.227)
40 à 44 ans	0.050	(0.194)	0.035	(0.194)
45 à 49 ans	0.302	(0.280)	0.351	(0.289)
50 à 54 ans	-0.501	(0.348)	-0.271	(0.363)
55 à 59 ans	-0.047	(0.349)	-0.074	(0.358)
60 à 64 ans	-0.113	(0.531)	-0.245	(0.536)
Sexe : <i>(omis Femme)</i>				
Homme	0.342**	(0.138)	0.335**	(0.147)
Statut marital :				
<i>(omis Divorcé(e))</i>				
Marié(e)	0.578	(0.394)	0.730*	(0.437)

Séparé(e)	0.637	(0.677)	0.714	(0.644)
Célibataire	0.627	(0.448)	0.728	(0.487)
Veuf(ve)	1.773*	(1.038)	2.089**	(1.010)
Secteur d'activités :				
<i>(omis Secteur des biens)</i>				
Secteur des services	-0.206	(0.160)	-0.121	(0.170)
Secteur public	0.176	(0.217)	0.269	(0.231)
Statut du travailleur				
à l'emploi : (omis Temps plein)				
À temps partiel	-0.819***	(0.160)	-0.848***	(0.169)
Langues officielles parlées :				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	0.678***	(0.255)	0.788***	(0.278)
Bilingue	0.812***	(0.237)	0.737***	(0.248)
Allophone	-0.526	(0.358)	-0.203	(0.415)
Langues maternelles :				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	-0.378	(0.248)	-0.432*	(0.248)
Autres	-0.860***	(0.273)	-0.644**	(0.285)
Appartenance				
à une minorité : (omis Non)				
Minorité visible	-0.152	(0.105)	0.073	(0.208)
Pays ou Région d'origine :				
<i>(omis Asie)</i>				
États-Unis			0.557	(0.374)
Am. Sud et Caraïbes			0.373**	(0.188)
Royaume-Uni			0.808**	(0.321)
Europe du Sud,			0.611**	(0.276)

de l'Ouest et du Nord		
Europe de l'Est	-0.133	(0.281)
Afrique	0.155	(0.207)
Reste du monde	0.910	(0.749)

Effets fixes

Région métropolitaine	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Niveau d'éducation	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Année	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Constante	-0.153* (0.081)	-0.648*** (0.221)
Test- <i>F</i> joint sur effets fixes	4.00	2.73
Prob > <i>F</i> =	0.000	0.0004
N	233	233
R carré	0.739	0.760

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 4.1. $\Delta w_{c,e,t}$ correspond à l'écart salarial en pourcentage entre immigrants récents et natifs. Cet écart est donné par la différence entre le $\log(w_{c,e,t}^m)$ et le $\log(w_{c,e,t}^n)$, où m correspond à un immigrant récent et n au natif. Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

5.1.2 Effet des caractéristiques inobservables sur l'évolution de l'écart salarial

Les résultats du tableau 5.2 montrent que l'écart salarial évolue différemment à travers les Régions Métropolitaines de Recensement (RMR). Par rapport à la RMR de Toronto,

toutes les RMR de notre échantillon d'analyse montrent une réduction de l'écart salarial existant entre les immigrants récents et les natifs. La magnitude de cet effet varie d'une RMR à l'autre. À titre d'exemple, le fait de résider à Montréal permet de réduire l'écart de 15,3% par rapport au fait de résider à Toronto, tandis que le fait de résider dans la RMR de Calgary, d'Edmonton et de Vancouver favorise respectivement une réduction de l'écart salarial de 6,6% , 6,2% et 10,7% par rapport à la RMR de Toronto. Plusieurs facteurs peuvent être à l'origine des différences dans l'évolution de l'écart salarial à travers les RMR. Ces différences peuvent résulter de pratiques et de lois cadres différentes entre les marchés du travail ; de même que des conditions économiques et des ajustements différents pour le coût de la vie par RMR (Albouy et collab., 2019). Toutefois, après avoir contrôlé pour les pays d'origine des immigrants, à part la RMR de Régina-Saskatoon, la magnitude de ces effets diminue et ces effets ne sont plus statistiquement différents de zéro.

Grenier et Nadeau (2010) soulignent le fait que la majorité des immigrants résidant dans la région métropolitaine de Toronto en 2006 sont originaires de l'Asie. Ces résultats semblent suggérer que les pays ou la région de provenance des immigrants représentent un désavantage pour Toronto par rapport aux autres RMR, surtout que les résultats du tableau 5.1 spécifient, toutes choses étant égales par ailleurs, qu'être originaire de l'Asie contribue à accroître l'écart salarial entre les nouveaux arrivants et les natifs.

Concernant les effets fixes sur les niveaux d'éducation atteints, les résultats du tableau 5.2 indiquent que les immigrants détenteurs de diplôme universitaire ont plus de difficulté à s'intégrer sur le marché du travail en comparaison avec leurs homologues moins éduqués. Cela pourrait être dû au fait que les immigrants détenteurs de diplôme universitaire rencontrent plus de difficultés à faire reconnaître ce diplôme auprès des employeurs. Toutefois, ces résultats ne sont plus significatifs lorsque nous tenons compte des pays de provenance des immigrants.

Cela dit, il semble que le pays dans lequel les immigrants ont complété leurs études universitaires constitue un élément important à notre analyse. La littérature souligne la diminution du rendement de l'éducation sur les salaires des nouveaux arrivants par rap-

port aux natifs et même par rapport aux immigrants arrivés depuis plus longtemps. Cette baisse de rendement est plus importante chez les immigrants issus des pays du tiers monde (Coulombe et collab., 2014; Reitz, 2005; Sweetman, 2004). De plus, sachant que les nouveaux arrivants sont majoritairement détenteurs d'un diplôme universitaire, nos résultats seraient donc en accord avec ceux de Picot et Hou (2019) axés sur les immigrants âgés de 25 à 64 ans détenteurs d'un diplôme dans les domaines liés à la Science, Technologie, Génie et Mathématiques (STGM) en 2016. En 2016, environ la moitié des immigrants au Canada ayant effectué des études universitaires étaient titulaires d'un baccalauréat en STGM. Également, environ trois quarts des diplômés en génie et en science informatique au deuxième et au troisième cycle étaient des immigrants. À l'exception des diplômés au Doctorat, la plupart de ces immigrants diplômés en STGM ont étudié à l'extérieur du Canada particulièrement en Chine, en Inde et aux Philippines (Picot et Hou, 2019).

En effet, Picot et Hou (2019) trouvent que les différences relatives au pays où les études ont été faites constituent la principale source de l'écart salarial entre diplômés universitaires immigrants et natifs. Ceux ayant effectué leurs études au Canada, et aux États-Unis, au Royaume-Uni ou en France, gagnaient quasiment le même salaire que les natifs. Ces derniers performaient même mieux comparativement à ceux ayant fait leurs études à l'extérieur du Canada notamment dans les nouveaux pays de provenance des immigrants.

Par ailleurs, les résultats des effets fixes d'années, contrôlant pour l'impact des périodes temporelles sur l'évolution de l'écart salarial, montrent que l'écart se détériore à travers le temps particulièrement en 1996 et en 2016 même lorsque les immigrants sont davantage éduqués. Ces résultats confirment les tendances observées sur la figure 3.1 au niveau des statistiques descriptives. En effet, 1996 est l'année où nous y observons le pic le plus prononcé de l'écart salarial et celle de 2016 est caractérisée par un retour de la tendance à la détérioration de l'écart salarial. Toutefois, nous remarquons aussi qu'après avoir contrôlé pour les pays de provenance des immigrants qu'il n'y a plus de détérioration de l'écart expliquée par la composante temporelle, à l'exception de l'année 2011 qui semble favoriser une réduction de l'écart par rapport à 1981.

TABLE 5.2 – Estimés des effets fixes (échantillon analytique : travailleur seulement)

Variables indépendantes	Écart	salarial	Écart	salarial
	($\Delta w_{c,e,t}$)		($\Delta w_{c,e,t}$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Région métropolitaine de recensement :				
<i>(omis Toronto)</i>				
Montréal	0.153*	(0.129)	0.087	(0.126)
Ottawa	0.233***	(0.069)	0.141	(0.087)
St. Catherines-Niagara	0.126*	(0.066)	0.061	(0.075)
Winnipeg	0.029	(0.037)	0.032	(0.044)
Régina-Saskatoon	0.124***	(0.046)	0.119**	(0.051)
Calgary	0.066*	(0.034)	0.022	(0.042)
Edmonton	0.062*	(0.036)	0.035	(0.043)
Vancouver	0.107***	(0.031)	0.070	(0.045)
Autres RMR	0.160***	(0.052)	0.070	(0.060)
Niveau d'éducation : <i>(omis Universitaire)</i>				
Secondaire et Moins	0.130**	(0.057)	0.056	(0.065)
Collégial	0.050*	(0.033)	0.009	(0.035)
Année : <i>(omis 1981)</i>				
1986	-0.037	(0.037)	-0.008	(0.045)
1991	0.012	(0.043)	0.040	(0.047)
1996	-0.093**	(0.043)	-0.073	(0.046)
2001	-0.028	(0.044)	-0.016	(0.044)
2006	-0.061	(0.049)	-0.005	(0.050)
2011	0.036	(0.049)	0.089*	(0.050)
2016	-0.095*	(0.051)	-0.037	(0.054)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 4.1. La colonne (1) présente les estimés des effets fixes de l'équation 4.1 uniquement quand les caractéristiques identiques aux nouveaux arrivants et aux natifs sont considérées. La colonne (3), quant à elle, montre les estimés des effets fixes de l'équation 4.1 quand sont inclus les caractéristiques spécifiques aux immigrants et les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les écarts types sont entre parenthèses et sont présentés dans les colonnes (2) et (4). (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

5.1.3 Test de stabilité des effets fixes

Jusqu'ici, en estimant l'équation 4.1, nous avons supposé qu'il n'existe aucune interaction entre les effets fixes. Il se pourrait que λ_c et λ_e ne soient pas invariants dans le temps. Toutefois, au niveau des effets fixes sur les RMR (λ_c), sachant que les marchés du travail locaux peuvent être confrontés à des rigidités structurelles, leur nature peut dans une moindre mesure assumer d'être invariable dans le temps. Il paraît donc plus pertinent de considérer le cas où uniquement les effets fixes d'éducation changent dans le temps. Ainsi, notre analyse par cellule de marché du travail local, de niveau d'éducation et de composante temporelle permet d'exploiter l'impact des changements dans la moyenne des caractéristiques entre ces cellules sur l'évolution de l'écart salarial.

$$\Delta w_{c,e,t} = \alpha_0 + \Delta \bar{X}'_{c,e,t} \beta + \bar{Z}'_{c,e,t} \delta + \lambda_c + \lambda_e + \lambda_t + \lambda_e * \lambda_t + \varepsilon_{c,e,t}, \quad (5.1)$$

Pour ce faire, nous estimons une extension du modèle 4.1, soit l'équation 5.1, dans laquelle nous incluons une interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps, permettant à l'impact de l'éducation de varier au fil du temps. Ensuite, nous effectuons un test joint sur le terme d'interaction ($\lambda_e * \lambda_t$), avec pour hypothèse nulle qu'il n'y a aucune interaction entre les effets d'éducation et de temps. Dans la mesure où l'hypothèse nulle est rejetée, dépendamment du signe et la magnitude des coefficients de régression associés aux interactions, nous évaluons si le gradient « éducation » en termes de salaire s'est agrandi ou a diminué dans le temps. Nous rappelons que, dans l'équation 5.1, $\Delta w_{c,e,t}$ correspond à l'écart salarial en pourcentage entre immigrants récents et natifs. Cet écart est donné par la différence entre le $\log(w_{c,e,t}^m)$ et le $\log(w_{c,e,t}^n)$. $\Delta \bar{X}_{c,e,t}$ désigne, pour sa part, un vecteur de la différence dans la moyenne des caractéristiques identiques aux deux groupes de travailleurs. Cette différence s'écrit comme suit : $\Delta \bar{X}_{c,e,t} = \bar{X}_{c,e,t}^m - \bar{X}_{c,e,t}^n$. $\bar{Z}_{c,e,t}^m$ est le vecteur des caractéristiques spécifiques aux immigrants récents. λ_c , λ_e et λ_t captent respectivement l'inclusion des effets fixes de RMR, de niveau d'éducation et de temps. α_0 est une constante et $\varepsilon_{c,e,t}$ est un terme d'erreur.

Cela dit, le tableau 5.3 présente les résultats du test de stabilité (soit un test joint sur le terme d'interaction) ainsi que les estimés des coefficients du terme d'interaction entre les effets d'éducation et de temps après avoir estimé l'équation 5.1¹. Les résultats du test joint sont rapportés au début du tableau. La colonne (1) du tableau 5.3 présente les estimés des coefficients du terme d'interaction dans l'équation 5.1 uniquement avec les caractéristiques identiques aux deux groupes de travailleurs, nouveaux arrivants et natifs. La colonne (3) de ce tableau, quant à elle, montre les estimés des coefficients du terme d'interaction dans l'équation 5.1 en incluant les caractéristiques spécifiques aux immigrants, en plus d'inclure les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les colonnes (2) et (4) présentent les écarts-types. Nos régressions sont pondérées par la taille des cellules de RMR, d'éducation et de temps. Cela nous a permis en même temps de corriger nos écart-types pour la robustesse à l'hétéroscédasticité.

En effet, les résultats du test joint avec pour hypothèse nulle qu'il n'existe aucune interaction entre les effets d'éducation et de temps suggèrent que l'hypothèse est rejetée. Elle est rejetée à la fois quand nous tenons compte uniquement des caractéristiques qui sont identiques aux deux groupes de travailleurs et quand nous ajoutons les caractéristiques spécifiques aux immigrants à notre analyse. Ainsi, le rejet de l'hypothèse nulle confirme l'existence d'une interaction entre les effets d'éducation et de temps. Cela dit, par rapport aux diplômés universitaires en 1981, le gradient des diplômés secondaires et moins en termes de salaire s'est agrandi à travers le temps et est significatif particulièrement pour les années de 1996 à 2011. Pour ce qui est des diplômés collégiaux, il y a une évidence empirique que ce gradient s'est accru particulièrement en 1996, en 2006 et en 2011. Il importe de souligner que la magnitude de ces gradients augmente lorsque nous contrôlons pour les pays de provenance des nouveaux arrivants.

1. Le tableau C2 de la section C de l'annexe présente les résultats de l'estimation du modèle 5.1. Le tableau C3 montre pour sa part les estimés des effets fixes linéaires ainsi que du terme d'interaction.

TABLE 5.3 – Résultats du test de stabilité des effets fixes éducation

Variables indépendantes	Écart salarial		Écart salarial	
	($\Delta w_{c,e,t}$)	($\Delta w_{c,e,t}$)	($\Delta w_{c,e,t}$)	($\Delta w_{c,e,t}$)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Test- <i>F</i> joint sur les interactions	3.17		2.76	
Prob > <i>F</i> =	0.0002		0.0010	
<i>Interaction :</i>				
<i>(omis 1981 et Universitaire)</i>				
Secondaire et moins*1986	0.108	(0.081)	0.133	(0.083)
Secondaire et moins*1991	0.043	(0.077)	0.060	(0.074)
Secondaire et moins*1996	0.167**	(0.081)	0.192**	(0.081)
Secondaire et moins*2001	0.171**	(0.084)	0.178**	(0.084)
Secondaire et moins*2006	0.297***	(0.090)	0.306***	(0.093)
Secondaire et moins*2011	0.265***	(0.084)	0.290***	(0.084)
Secondaire et moins*2016	0.083	(0.088)	0.112	(0.086)
Collégial*1986	0.064	(0.094)	0.116	(0.097)
Collégial*1991	-0.045	(0.088)	0.012	(0.091)
Collégial*1996	0.101	(0.080)	0.147*	(0.084)
Collégial*2001	0.059	(0.090)	0.093	(0.097)
Collégial*2006	0.152*	(0.085)	0.180**	(0.087)
Collégial*2011	0.202**	(0.083)	0.242***	(0.085)
Collégial*2016	0.025	(0.080)	0.076	(0.084)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 5.1. La colonne (1) présente les estimés du terme d'interaction dans l'équation 5.1 uniquement quand les caractéristiques identiques aux nouveaux arrivants et aux natifs sont considérées. La colonne (3), quant à elle, montre les estimés du terme d'interaction dans l'équation 5.1 quand sont incluses les caractéristiques spécifiques aux immigrants et les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les écarts types sont entre parenthèses et sont présentés dans les colonnes (2) et (4). (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

5.1.4 Résultats de la contribution des variables explicatives à la variation de l'écart salarial entre 1981 et 2016

Le tableau 5.4 relate la contribution des k variables explicatives à la variation de l'écart entre 1981 et 2016. Une variation négative de l'écart implique, en valeur absolue, que l'écart de salaire a augmenté entre t' et T . Ainsi, la colonne (1) du tableau 5.4 montre la part de la variation de l'écart salarial qui est expliquée par les changements entre 1981 et 2016 dans l'écart de la moyenne des caractéristiques observables ainsi que la portion non expliquée par les changements dans l'écart de la moyenne des caractéristiques observables. La colonne (2) présente la contribution en % de chaque composante. Le tableau C4 de la section C de l'annexe montre en détails la contribution de chaque catégorie des variables explicatives.

Ainsi, se basant sur la colonne (2) du tableau 5.4, les résultats indiquent que l'augmentation de l'écart salarial entre 1981 et 2016 est quasiment expliquée par les changements dans l'écart de la moyenne des caractéristiques observables. Parmi les caractéristiques observables, les pays ou régions d'origine des immigrants expliquent en grande partie pourquoi l'écart salarial entre les immigrants et les natifs a continué à augmenter au Canada (soit 111% de la variation). Cette contribution relativement élevée s'explique par la forte augmentation des immigrants issus des pays sous-développés qui probablement peuvent faire face à d'énormes difficultés à s'intégrer sur le marché du travail canadien. Cependant, cet effet est compensé par les changements dans l'écart de la moyenne des caractéristiques démographiques (âge, sexe et statut matrimonial) ainsi que les langues officielles parlées, qui offrent un avantage salarial aux immigrants. Ces résultats s'accordent avec ceux trouvés par Boudarbat et Lemieux (2014) sur la contribution des pays d'origine des immigrants au changement de l'écart salarial. En effet, ces auteurs ont trouvé que les pays d'origines des immigrants expliquant 7,4% de la baisse du salaire des hommes immigrants relativement aux natifs contribuent à expliquer environ 87% de la variation de l'écart entre 1981 et 2001.

Un autre facteur qui contribue à l'augmentation de l'écart salarial est le fait qu'ils

travaillent majoritairement à temps partiel, par le fait même gagnent moins en moyenne par rapport aux natifs. Également, l'appartenance à une minorité visible et les langues maternelles des immigrants contribuent à l'augmentation de l'écart salarial entre 1981 et 2016.

TABLE 5.4 – Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart salarial

Variables	Décomposition de l'écart salarial	
	(Écart %)	(% de l'écart total)
<i>Variation de l'écart salarial brut</i>	-0.139	
<i>Partie inexpliquée</i>	0.022	-0.161
<i>Partie expliquée</i>		
<i>Âge</i>	0.038	-0.274
<i>Sexe</i>	0.018	-0.128
<i>Statut marital</i>	0.009	-0.066
<i>Secteur d'activités</i>	-0.0006	0.004
<i>Statut du travailleur à l'emploi</i>	-0.049	0.356
<i>Langues officielles parlées</i>	0.015	-0.106
<i>Langues maternelles</i>	-0.021	0.149
<i>Appartenance à une minorité</i>	-0.016	0.116
<i>Pays ou Région d'origine</i>	-0.154	1.110

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La décomposition suit les équations 4.3 et 4.4. La première colonne suit l'équation 4.3, tandis que la deuxième suit l'équation 4.4. La partie inexpliquée correspond à la troisième composante de la partie droite des équations 4.3 et 4.4. La partie expliquée correspond aux deux premières composantes de la partie droite des équations 4.3 et 4.4.

5.1.5 Analyse de l'écart salarial selon le sexe

Nous avons également estimé l'équation 4.1 séparément pour l'échantillon des hommes et celui des femmes afin de voir si les changements dans les caractéristiques des travailleurs ont les mêmes effets que, d'une part, sur l'évolution de l'écart salarial entre les hommes immigrants et leurs homologues natifs et, d'autre part, sur l'évolution de l'écart salarial entre immigrantes et natives. De même, nous pourrions présumer que le

processus de détermination salariale varie entre les hommes et les femmes. Les résultats des estimés des écarts de caractéristiques identiques aux deux groupes et ceux des caractéristiques spécifiques aux immigrants sont rapportés dans le tableau C5 de la section C de l'annexe, tandis que les estimés des effets fixes se retrouvent dans le tableau C6. Les colonnes (1) et (3) des tableaux C5 et C6 présentent les estimés du modèle 4.1, tandis que les colonnes (2) et (4) montrent les estimés du modèle 5.1 tenant compte de l'ajout du terme d'interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps. Nous rappelons que l'estimation du modèle 5.1 est effectuée dans l'objectif de tester s'il n'y a aucune interaction entre les effets d'éducation et de temps. En ce sens, pour l'analyse des résultats de l'estimation du modèle 5.1, nous nous concentrons uniquement sur le résultat du test joint sur le terme d'interaction rapporté au bas du tableau C5 ainsi que les estimés du terme d'interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps inclus dans le tableau C6.

En effet, le fait de « travailler à temps partiel » a un effet favorable à la détérioration de l'écart salarial tant pour les hommes que pour les femmes par rapport au fait de « travailler à temps partiel ». La magnitude de l'effet est plus élevée lorsque l'échantillon des hommes est considéré. Par ailleurs, un certain nombre de résultats de régression sont différents pour les hommes et pour les femmes. Les langues officielles parlées par les travailleurs de sexe masculin, particulièrement le fait qu'ils puissent communiquer en anglais uniquement ou qu'ils soient bilingues, contribuent à réduire leur écart salarial. Cependant, pour les hommes, les résultats au sujet de l'effet des langues maternelles ne sont pas statistiquement différents de zéro. Dans le cas des femmes nous ne trouvons pas d'évidence empirique que les écarts des caractéristiques liés aux compétences linguistiques ont un effet sur l'écart salarial observé entre les travailleuses immigrantes et natives, étant donné que ces estimés ne sont pas statistiquement significatifs dans leur cas.

Concernant les pays ou régions d'origine des immigrants, les hommes immigrants issus de la région Amérique latine et Caraïbes, du Royaume-Uni et du Reste du monde contribuent à améliorer l'écart salarial par rapport à ceux dont leur pays de naissance est un pays d'Asie. Dans le cas des femmes, exceptées celles issues des pays de l'Amérique Latine et Caraïbes qui arrivent à mieux performer sur le marché du travail en comparaison

à celles nées dans les pays d'Asie.

Au niveau des estimés sur les effets fixes, seulement les hommes résidants dans les « autres » RMR permettent de réduire l'écart salarial par rapport à ceux résidant à Toronto. Aucun des coefficients des effets fixes sur les niveaux d'éducation n'est statistiquement significatif. Ces mêmes résultats suggèrent aussi que l'écart salarial s'est détérioré dans le temps, particulièrement au cours des années 1996 et 2001. En ce qui a trait au test de stabilité des effets fixes, les résultats du test joint sur le terme d'interaction rapportés au bas du tableau C5 indiquent que l'hypothèse nulle d'aucune interaction est rejetée. Ainsi, les résultats du tableau C6 confirment que le gradient pour les diplômés au secondaire, de sexe masculin, s'est agrandi à travers le temps notamment durant les années 2006 et 2011, tandis que pour ceux diplômés au niveau collégial, ce gradient s'élargit durant l'année 2011.

La situation au niveau des effets fixes n'est pas tout à fait identique entre les travailleurs de sexe masculin et ceux de sexe féminin. Ce sont les femmes résidant dans les régions de Winnipeg, Regina-Saskatoon, Edmonton et Vancouver qui performant relativement mieux sur le marché du travail en comparaison à celles résidant à Toronto. Alors, le fait de résider dans ces régions contribue à réduire l'écart salarial moyen observé entre les femmes immigrantes et les natives. Tout comme les hommes, aucun des coefficients des effets fixes sur les niveaux d'éducation n'est statistiquement significatif. Pour ce qui est du test de stabilité des effets fixes, nous ne sommes pas en mesure de rejeter l'hypothèse nulle d'aucune interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps, car la probabilité de la statistique F calculée est supérieure à 5%. Par conséquent, dans le cas des femmes, il n'y a aucune interaction entre les effets fixes.

5.2 Analyse de l'écart du taux d'emploi

Mis à part l'écart salarial entre les nouveaux arrivants et les natifs, un autre indicateur du niveau d'intégration des nouveaux arrivants demeure l'écart persistant que nous observons dans les données du tableau 3.5 entre le taux d'emploi des immigrants récents et des

natifs. En effet, la complexité du problème d'intégration de ces immigrants nous interpelle énormément car nous observons qu'au fil du temps, même si ces derniers possèdent de plus en plus des caractéristiques pouvant les favoriser sur le marché du travail. Ceux qui arrivent dans les années les plus récentes ont plus de difficulté à occuper un emploi, et ce, même quand ils occupent un emploi, ils gagnent en moyenne un salaire inférieur aux natifs ayant les mêmes niveaux d'éducation.

En effet, au-delà du salaire, cette section vise à estimer l'impact d'un changement dans la moyenne des caractéristiques sur l'évolution de l'écart de taux d'emploi par niveau d'éducation et par RMR. Nous avons utilisé les mêmes critères que l'analyse de l'écart salarial, à l'exception de l'inclusion, dans l'échantillon, des individus qui n'ont pas gagné un salaire à l'année de référence. Également, au niveau des caractéristiques nous n'avons pas tenu compte de celles liées aux secteurs d'activité dans lesquels évoluent ces travailleurs et leur statut de travail à temps plein ou à temps partiel, car celles-ci sont assumées endogènes au taux d'emploi.

5.2.1 Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'évolution de l'écart du taux d'emploi

Comme le souligne Grenier et Nadeau (2010), si la décision de migrer est fonction du rendement espéré de la migration (salaire espéré) et du risque que cela comporte (occuper un emploi), les sections précédentes ont comparé « les différences de rendement » tandis que celle-ci compare « la différence de risque à la migration ». Ainsi les tableaux 5.5 et 5.6 montrent respectivement les résultats de l'estimation de l'équation 4.1 avec l'écart du taux d'emploi comme variable dépendante et les estimés des effets fixes de RMR, de niveau d'éducation et d'année. La colonne (1) de chacun de ces tableaux présente les résultats de l'estimation uniquement avec les caractéristiques identiques aux deux groupes, tandis que la colonne (3) montre les résultats en y ajoutant à l'estimation de la colonne (1) les caractéristiques spécifiques aux immigrants. Les colonnes (2 et 4) présentent les écarts-

types. Le test joint sur les effets fixes a aussi été réalisé comme dans l'analyse du salaire et est rapporté au bas du tableau 5.5.

Les résultats obtenus des tableaux 5.5 et 5.6 suggèrent que la majorité de ce qui se passe dans l'évolution de l'écart du taux d'emploi est dû aux facteurs inobservables. En effet, au niveau des caractéristiques liées aux aspects démographiques, les individus dans la catégorie d'âge « 60 à 64 ans » contribuent à la détérioration de l'écart de taux d'emploi observé, par rapport à ceux de la catégorie « 25 à 29 ans ». En comparaison aux femmes, les hommes sont 34% plus susceptibles de réduire l'écart de taux d'emploi entre immigrants récents et natifs. Lorsque nous tenons compte du pays de provenance, la magnitude de l'effet passe à 28% et le coefficient reste fortement significatif.

Concernant l'écart des caractéristiques liées aux compétences linguistiques, en plus que les coefficients de régression associés à ces co-variables sont très faibles et majoritairement non statistiquement significatif certains n'ont pas le signe attendu. En effet, excepté le fait d'avoir l'anglais comme langue officielle parlée favorise une réduction de l'écart du taux d'emploi par rapport à ceux qui parlent uniquement français, et ce résultat demeure significatif même lorsque nous contrôlons pour le pays de provenance des immigrants.

Par ailleurs, les immigrants dont leur lieu de naissance se trouve dans un pays européen (à l'exception du Royaume-Uni où le coefficient n'est pas statistiquement différent de zéro), dans la région Amérique latine et Caraïbes et dans le Reste du monde performant mieux sur le marché du travail par rapport à ceux issus des pays d'Asie.

TABLE 5.5 – Effet d’un changement de l’écart de la moyenne
des caractéristiques observables sur l’écart de taux d’emploi

Variables indépendantes	Écart taux d’em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)		Écart taux d’em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Âge :				
<i>(omis 25 à 29 ans)</i>				
30 à 34 ans	0.038	(0.144)	0.050	(0.151)
35 à 39 ans	0.023	(0.159)	0.0227	(0.152)
40 à 44 ans	0.053	(0.133)	0.066	(0.138)
45 à 49 ans	0.237	(0.184)	0.212	(0.189)
50 à 54 ans	-0.040	(0.183)	-0.012	(0.183)
55 à 59 ans	0.065	(0.218)	0.146	(0.214)
60 à 64 ans	-0.575**	(0.242)	-0.526**	(0.242)
Sexe : (omis Femme)				
Homme	0.337***	(0.081)	0.284***	(0.088)
Statut marital :				
<i>(omis Divorcé(e))</i>				
Marié(e)	-0.240	(0.261)	-0.087	(0.256)
Séparé(e)	0.013	(0.404)	0.004	(0.378)
Célibataire	-0.258	(0.266)	-0.153	(0.256)
Veuf(ve)	0.311	(0.467)	0.580	(0.475)
Langues officielles parlées :				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	0.272**	(0.137)	0.309*	(0.174)
Bilingue	-0.030	(0.174)	-0.076	(0.187)

Allophone	0.091	(0.199)	0.111	(0.222)
<i>Langues maternelles :</i>				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	-0.167	(0.111)	-0.146	(0.124)
Autres	-0.111	(0.140)	-0.156	(0.158)
<i>Appartenance</i>				
<i>à une minorité :</i> <i>(omis Non)</i>				
Minorité visible	-0.078	(0.0540)	0.206*	(0.123)
<i>Pays ou Région d'origine :</i>				
<i>(omis Asie)</i>				
États-Unis			0.045	(0.220)
Am. Sud et Caraïbes			0.221**	(0.097)
Royaume-Uni			0.295	(0.185)
Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord			0.399**	(0.158)
Europe de l'Est			0.373**	(0.180)
Afrique			-0.065	(0.092)
Reste du monde			1.008***	(0.382)
<i>Effets fixes</i>				
Région métropolitaine	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Niveau d'éducation	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Année	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Constante	-0.086**	(0.041)	-0.342***	(0.119)
Test- <i>F</i> joint sur effets fixes	19.06		17.28	
Prob > <i>F</i> =	0.000		0.000	
N	234		234	

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 4.1 avec l'écart du taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$) comme variable dépendante. Cet écart est donné par la différence entre le taux d'emploi des immigrants récents ($empl_{c,e,t}^m$) et celui des natifs ($empl_{c,e,t}^n$). Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

5.2.2 Effet des caractéristiques inobservables sur l'évolution de l'écart du taux d'emploi

En ce qui concerne les effets fixes, les résultats obtenus (tableau 5.6) montrent que l'écart du taux d'emploi évolue différemment à travers les Régions Métropolitaines de Recensement (RMR), à l'exception des RMR de St. Catharines-Niagara, Régina-Saskatoon et Vancouver pour lesquelles les coefficients de régression associés ne sont pas statistiquement significatifs. La magnitude des coefficients estimés associés aux effets fixes de RMR augmente légèrement après avoir pris en compte les pays de provenance des immigrants, et les estimés significatifs du point de vue statistique le demeurent. En effet, le fait de résider à Winnipeg, à Calgary ou à Edmonton montre une réduction de l'écart du taux d'emploi observé entre les nouveaux arrivants et les natifs par rapport au fait de résider à Toronto. Par rapport à Toronto, l'écart du taux d'emploi semble être plus élevé à Montréal, à Ottawa et dans la catégorie « autres » RMR. Cela dit, le fait de résider dans ces RMR contribue à augmenter l'écart moyen du taux d'emploi observé par rapport au fait de résider à Toronto. Après Ottawa, la magnitude de ces effets négatifs est plus élevée pour le coefficient de la RMR de Montréal.

Nos résultats confirment ceux de l'étude de Grenier et Nadeau (2010) au sujet de l'existence de l'écart du taux d'emploi plus élevé à Montréal qu'à Toronto. Les auteurs ne

trouvent aucune preuve que cela est dû aux différences dans les politiques d'immigration des deux régions. Pourtant, selon eux, une bonne partie de ce qui se passe, au niveau des caractéristiques observables, est expliquée par les compétences linguistiques et les pays de provenance des immigrants. Il semblerait que les immigrants à Toronto sont plus susceptibles de connaître la langue de travail prédominante sur leur marché du travail (soit l'anglais) que leurs homologues à Montréal de connaître la leur (soit le Français). Il y a aussi le fait que les travailleurs à Montréal évoluent dans un environnement où les deux langues officielles sont en compétition sur le marché du travail. Qui plus est, la connaissance de l'anglais augmente davantage la probabilité d'emploi d'un immigrant résidant à Toronto que la connaissance du français le fait pour un immigrant résidant à Montréal. Toutefois, Grenier et Nadeau (2010) ne nient pas la possibilité d'une discrimination ou encore d'une résistance systémique plus aigüe à intégrer les immigrants à Montréal qu'à Toronto. Mais, elle serait beaucoup plus linguistique que ethnique selon eux.

Ces mêmes résultats du tableau 5.6 suggèrent aussi que les diplômés moins qualifiés sont plus susceptibles de s'intégrer sur le marché du travail en comparaison au diplômés universitaires. Le postulat évoqué dans l'analyse de l'évolution de l'écart salarial selon lequel il est possible que les diplômés universitaires même lorsqu'ils sont mieux éduqués rencontrent probablement plus de difficulté à faire reconnaître leur diplôme auprès des employeurs est aussi légitime dans le cadre de l'analyse du taux d'emploi.

En ce qui a trait aux composantes temporelles, les estimés des effets fixes d'années confirment que l'écart du taux d'emploi s'est détérioré à travers le temps. Les estimés de ces coefficients sont fortement significatifs même après avoir inclus les pays de provenance des immigrants dans la régression. La magnitude est élevée notamment pour les années 1996 et 2001. Ces résultats sont cohérents avec nos statistiques descriptives du tableau 3.5 montrant que les années 1996 et 2001 ont été les deux années durant lesquelles l'écart du taux d'emploi entre nouveaux arrivants et natifs était le plus élevé. Dans les recensements le répondant est tenu de fournir des informations de son statut sur le marché du travail durant l'année de référence, soit l'année précédant exactement celle du recensement. Cela dit, le niveau de la détérioration observée en 2000 de l'écart du taux

TABLE 5.6 – Estimés des effets fixes

Variables indépendantes	Écart taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)		Écart taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Région métropolitaine de recensement :				
<i>(omis Toronto)</i>				
Montréal	-0.036*	(0.063)	-0.066*	(0.065)
Ottawa	-0.080**	(0.039)	-0.102**	(0.044)
St. Catharines-Niagara	0.030	(0.035)	0.038	(0.043)
Winnipeg	0.045***	(0.017)	0.048**	(0.019)
Régina-Saskatoon	0.0242	(0.028)	0.042	(0.029)
Calgary	0.061***	(0.013)	0.059***	(0.018)
Edmonton	0.061***	(0.015)	0.055***	(0.018)
Vancouver	0.002	(0.015)	0.009	(0.019)
Autres RMR	-0.043*	(0.025)	-0.065**	(0.030)
Niveau d'éducation : <i>(omis Universitaire)</i>				
Secondaire et Moins	0.098***	(0.028)	0.069**	(0.030)
Collégial	0.081***	(0.015)	0.052***	(0.018)
Année : <i>(omis 1981)</i>				
1986	-0.064***	(0.016)	-0.072***	(0.019)
1991	-0.094***	(0.018)	-0.098***	(0.020)
1996	-0.167***	(0.021)	-0.160***	(0.022)
2001	-0.154***	(0.021)	-0.137***	(0.021)
2006	-0.122***	(0.023)	-0.097***	(0.025)
2011	-0.040*	(0.021)	-0.007	(0.026)
2016	-0.122***	(0.023)	-0.078**	(0.031)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 4.1 avec l'écart du taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$) comme variable dépendante. La colonne (1) présente les estimés des effets fixes de l'équation 4.1 uniquement quand les caractéristiques identiques aux nouveaux arrivants et aux natifs sont considérées. La colonne (3), quant à elle, montre les estimés des effets fixes de l'équation 4.1 quand sont inclus les caractéristiques spécifiques aux immigrants et les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les écarts types sont entre parenthèses et sont présentés dans les colonnes (2) et (4). (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

d'emploi par rapport aux autres années s'expliquerait, après avoir contrôlé pour les caractéristiques observables, par la récession qu'a connue le Canada durant cette période. La littérature sur l'écart du taux d'emploi entre les immigrants et les natifs au Canada n'est pas suffisamment riche afin de comparer ces résultats, encore moins de l'effet des cycles économiques sur l'évolution de cet écart. Toutefois, dans la littérature sur l'écart salarial, Bloom et Gunderson (1991) et McDonald et Worswick (1998) ont trouvé que la récession de 1981 a un effet négatif et significatif sur les salaires des travailleurs. Selon eux, ce cycle défavorable affecterait davantage celui des immigrants.

5.2.3 Test de stabilité des effets fixes

Le tableau 5.7 présente les résultats du test de stabilité (soit un test joint sur le terme d'interaction) ainsi que les estimés des coefficients du terme d'interaction entre les effets d'éducation et de temps après avoir estimé l'équation 5.1 avec l'écart du taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$) comme variable dépendante². Les résultats du test joint sont rapportés au début du tableau. La colonne (1) du tableau 5.7 présente les estimés des coefficients du terme d'interaction dans l'équation 5.1 uniquement avec les caractéristiques identiques aux deux groupes de travailleurs, nouveaux arrivants et natifs. La colonne (3) de ce tableau, quant à elle, montre les estimés des coefficients du terme d'interaction dans l'équation 5.1 en incluant les caractéristiques spécifiques aux immigrants, en plus d'inclure les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les colonnes (2) et (4) présentent les écart-types. Nos régressions sont pondérées par la taille des cellules de RMR, d'éducation et de temps. Cela nous a permis en même temps de corriger nos écart-types pour la robustesse à l'hétéroscédasticité.

Contrairement à l'analyse sur l'écart salarial, les résultats du test joint avec pour hypothèse nulle qu'il n'existe aucune interaction entre les effets d'éducation et de temps suggèrent que nous ne sommes pas en mesure de la rejeter. Cela est dû au fait que la pro-

2. Le tableau C7 de la section C de l'annexe présente les résultats du modèle 5.1 avec l'écart du taux d'emploi comme variable dépendante. Les estimés des effets fixes linéaires (λ_c , λ_e et λ_t) et du terme d'interaction ($\lambda_e * \lambda_t$) sont rapportés dans le tableau C8.

babilité de la statistique F calculée est supérieure à 5%. Conséquemment, nous pouvons en déduire que les effets d'éducation sont stables à travers le temps.

TABLE 5.7 – Résultats du test de stabilité des effets fixes éducation

Variables indépendantes	Écart taux d'em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)		Écart taux d'em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Test- F joint sur les interactions	1.42		1.56	
Prob > F =	0.1489		0.0946	
Interaction :				
<i>(omis 1981 et Universitaire)</i>				
Secondaire et moins*1986	0.032	(0.033)	0.032	(0.033)
Secondaire et moins*1991	0.001	(0.026)	-0.003	(0.030)
Secondaire et moins*1996	0.046	(0.028)	0.044	(0.032)
Secondaire et moins*2001	0.027	(0.031)	0.020	(0.034)
Secondaire et moins*2006	-0.025	(0.031)	-0.030	(0.039)
Secondaire et moins*2011	-0.007	(0.029)	-0.015	(0.035)
Secondaire et moins*2016	-0.013	(0.032)	0.0004	(0.035)
Collégial*1986	-0.009	(0.032)	-0.011	(0.034)
Collégial*1991	-0.031	(0.035)	-0.031	(0.036)
Collégial*1996	0.013	(0.032)	0.017	(0.035)
Collégial*2001	0.008	(0.037)	0.008	(0.039)
Collégial*2006	-0.038	(0.035)	-0.024	(0.041)
Collégial*2011	-0.014	(0.034)	-0.004	(0.037)
Collégial*2016	0.021	(0.032)	0.033	(0.037)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 5.1 avec l'écart du taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$) comme variable dépendante. La colonne (1) présente les estimés du terme d'interaction dans l'équation 5.1 uniquement quand les caractéristiques identiques aux nouveaux arrivants et aux natifs sont considérées. La colonne (3), quant à elle, montre les estimés du terme d'interaction dans l'équation 5.1 quand sont incluses les caractéristiques spécifiques aux immigrants et les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les écarts types sont entre parenthèses et sont présentés dans les colonnes (2) et (4). (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

5.2.4 Résultats de la contribution des variables explicatives à la variation de l'écart du taux d'emploi entre 1981 et 2016

Les résultats de la décomposition de l'évolution de l'écart du taux d'emploi inscrits dans le tableau 5.8 informent que cette détérioration est en majeure partie tributaire de facteurs inobservables. Selon la colonne (2) de ce tableau, la partie non expliquée par le changement dans la différence des caractéristiques observables, capté par les effets fixes d'années, expliquent environ 107% de la détérioration de l'écart du taux d'emploi entre 1981 et 2016. Au niveau des caractéristiques observables, une bonne partie de ce qui se passe est expliquée par les pays ou région d'origine des nouveaux arrivants et légèrement par l'incidence des langues officielles parlées par les individus. Toutefois, dans notre cas, ces effets sont contrebalancés par les effets favorables des caractéristiques liées aux aspects démographique (âge, sexe, statut matrimonial) et à l'appartenance ou non des individus à une minorité visible. Le tableau C9 de la section C de l'annexe relate la contribution détaillée de chaque catégorie des variables explicatives.

TABLE 5.8 – Contribution des k variables explicatives à l’augmentation de l’écart du taux d’emploi

Variables	Décomposition de l’écart du taux d’emploi	
	(Écart %)	(% de l’écart total)
<i>Variation de l’écart brut du taux d’emploi</i>	-0.132	
<i>Partie inexpliquée</i>	-0.141	1.069
<i>Partie expliquée</i>		
<i>Âge</i>	0.022	-0.163
<i>Sexe</i>	0.015	-0.114
<i>Statut marital</i>	0.005	-0.035
<i>Langues officielles parlées</i>	-0.003	0.022
<i>Langues maternelles</i>	0.005	-0.039
<i>Appartenance à une minorité</i>	0.046	-0.346
<i>Pays ou Région d’origine</i>	-0.079	0.606

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l’ENM (2011).

Note.- La décomposition suit les équations 4.3 et 4.4, où $\Delta\bar{w}_{c,e,T}$ et $\Delta\bar{w}_{c,e,t'}$ sont remplacés respectivement par $\Delta\bar{empl}_{c,e,T}$ et $\Delta\bar{empl}_{c,e,t'}$. La première colonne suit dans ce contexte l’équation 4.3, tandis que la deuxième suit l’équation 4.4. La partie inexpliquée correspond à la troisième composante de la partie droite des équations 4.3 et 4.4. La partie expliquée correspond aux deux premières composantes de la partie droite des équations 4.3 et 4.4.

5.2.5 Analyse de l’écart du taux d’emploi selon le sexe

L’équation 4.1 (avec le taux d’emploi comme variable dépendante) a été également estimé séparément pour l’échantillon des hommes et celui des femmes. Ainsi, nous trouvons dans le tableau C10 de la section C de l’annexe les résultats des estimés des écarts de caractéristiques. Les estimés des effets fixes associés à ces régressions sont rapportés dans le tableau C11. Les colonnes (1) et (3) des tableaux C10 et C11 présentent les estimés du modèle 4.1, tandis que les colonnes (2) et (4) montrent les estimés du modèle 5.1 tenant compte de l’ajout du terme d’interaction entre les effets fixes d’éducation et de temps.

Pour les hommes, au niveau des caractéristiques démographiques, nous remarquons

que l'écart du taux d'emploi augmente avec l'âge. Les hommes de la catégorie d'âge « 60 à 64 ans » contribuent à augmenter l'écart plus que ceux de la catégorie « 40 à 44 ans », par rapport à ceux de la catégorie « 25 à 29 ans ». Par contre, nous ne trouvons aucune évidence que les caractéristiques liées à la démographie ont un effet sur l'évolution de l'écart entre les femmes immigrantes et natives. De plus, il n'y a aucune évidence empirique, tant pour les individus de sexe masculin que ceux de sexe féminin, que les compétences linguistiques ont un effet sur l'évolution de l'écart du taux d'emploi. Pour les hommes, exceptés ceux dont leur origine est un pays d'Amérique du Sud et Caraïbes, performant mieux sur le marché du travail en comparaison à ceux issus des pays d'Asie. Les immigrantes nées dans les pays d'Amérique du Sud et Caraïbes contribuent à réduire l'écart de taux d'emploi par rapport à celles nées dans les pays d'Asie. Celles nées dans les pays d'Europe (à l'exception du Royaume-Uni et de l'Europe de l'Est) montrent elles aussi une réduction de l'écart du taux d'emploi.

En ce qui concerne les estimés des effets fixes, seulement les hommes habitant dans les RMR de Calgary et d'Edmonton performant mieux sur le marché du travail que ceux résidant à Toronto. Ceux résidants à Ottawa contribuent, par contre, à augmenter l'écart salarial par rapport à Toronto. La situation est tout à fait différente dans le cas des femmes. L'écart du taux d'emploi existant entre les immigrantes et les natives résidant dans les RMR de Winnipeg, de Regina-Saskatoon, Calgary, Edmonton et Vancouver, est plus faible que l'écart du taux d'emploi de celles résidant dans la région de Toronto. Les immigrantes récentes qui évoluent dans les RMR d'Ottawa et de la catégorie « autres » contribuent, pour leur part, à détériorer l'écart du taux d'emploi par rapport à celles résidant dans la RMR de Toronto. Ce sont les femmes résidant à Ottawa qui contribuent le plus à détériorer l'écart en comparaison aux autres RMR. Il importe de souligner, qu'au niveau des effets fixes de RMR, la magnitude des estimés des coefficients dans l'échantillon des femmes est plus élevée que celle des hommes, mais aussi que les coefficients sont davantage significatifs dans le cas des femmes.

Les estimés des effets fixes de niveau d'éducation ne sont pas significatifs. Nous rappelons que cela arrive à chaque fois que nous contrôlons pour les pays d'origine des

nouveaux arrivants, indépendamment de l'analyse de l'écart salarial sans faire de distinction entre l'échantillon des hommes et des femmes que dans l'analyse de l'écart du taux d'emploi agrégé, ainsi que dans l'analyse de l'écart salarial selon le sexe.

Les effets des fixes de temps confirment que l'écart du taux d'emploi s'est détérioré au fil du temps, surtout dans les années 1996 et 2001. Toutefois, ces effets négatifs semblent plus élevés sur l'évolution de l'écart du taux d'emploi dans le cas des femmes. Ces dernières se révéleraient plus vulnérables aux cycles économiques défavorables.

Les résultats du test de stabilité des effets fixes d'éducation (test- F joint sur le terme d'interaction rapportés au bas du tableau C10) suggèrent que les effets fixes d'éducation sont stables lorsque nous considérons l'échantillon des hommes. Cela dit, nous ne sommes pas en mesure de rejeter l'hypothèse nulle d'aucune interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps dans le cas des hommes, car la probabilité de la statistique F calculée est supérieure à 5%.

Cependant, pour les femmes, nous arrivons à rejeter l'hypothèse nulle d'aucune interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps. Ainsi, les résultats du tableau C11 confirment que le gradient s'est détérioré uniquement chez les diplômées de la catégorie secondaire et moins durant les années 2006 et 2016 par rapport aux femmes diplômées universitaires en 1981.

Conclusion

L'immigration peut être potentiellement considérée comme l'une des solutions pour contrer la pénurie de main-d'œuvre et faire face en même temps aux défis économiques majeurs que représente celle-ci pour le Canada. Parmi les provinces canadiennes qui souffrent davantage de cette pression démographique, le Québec peut profiter de l'immigration moyennant des améliorations innovantes à l'intégration des immigrants accueillis. En ce sens, il paraît essentiel que le revenu gagné et la probabilité de détenir un emploi des nouveaux arrivants soient au même niveau que les natifs. Les cohortes successives d'immigrants arrivés récemment au Canada enregistrent des écarts salariaux et de taux d'emploi de plus en plus élevés. Pour arriver à leur pleine intégration, il faut d'abord et avant tout comprendre les causes inhérentes à la difficulté d'intégration des immigrants au Canada.

À partir des FMGD des recensements canadiens de 1981 à 2016, ce mémoire explique la hausse des écarts de salaires et de taux d'emploi chez les nouveaux immigrants. Du côté de la disparité salariale, les résultats suggèrent que le fait de travailler à temps partiel a un effet négatif sur l'évolution de l'écart. Également, les changements au fil du temps dans les écarts entre les nouveaux arrivants et les natifs dont leur langue maternelle est l'anglais ainsi que ceux dont leur langue maternelle n'est ni le français ou l'anglais explique pourquoi le salaire relatif des nouveaux arrivants se détériore sur la période étudiée. La substitution qui s'est effectuée des pays d'origine traditionnels vers la réception d'immigrants majoritairement issus des pays asiatiques expliquent aussi cette détérioration. À elle seule, l'origine des nouveaux arrivants explique environ 111% de l'évolution de

l'écart salarial. Ce résultat est cohérent à ceux trouvés par Boudarbat et Lemieux (2014) sur la période de 1981 à 2001. Cependant, le fait d'être de sexe masculin, se révélant apte à parler uniquement l'anglais comme langue officielle ou être bilingue évitent à ce que cette détérioration ne soit plus élevée.

Les immigrants ont tendance à se regrouper dans les grandes villes au détriment des régions plus éloignées des grandes agglomérations. Les nouveaux arrivants résidant dans la RMR de Toronto expliquent en partie pourquoi l'écart salarial s'est détérioré au niveau national. Il semblerait que Toronto soit désavantagée par rapport aux autres RMR en raison des pays d'origine des nouveaux arrivants s'installant dans cette agglomération. Les immigrants récents moins scolarisés rencontrent moins de difficultés à s'intégrer sur le marché du travail. Le gradient des diplômés secondaires et moins s'agrandit entre les cohortes de 1996 et 2011, tandis que pour les diplômés collégiaux ce gradient s'accroît particulièrement pour les cohortes de 2006 et de 2011.

Connaissant la complexité du problème d'intégration des nouveaux arrivants, nous avons décidé de relever à côté de l'écart salarial, les causes de la détérioration de l'écart de leur taux d'emploi. À la lumière des résultats trouvés, contrairement à l'écart salarial, la détérioration de l'écart du taux d'emploi n'est pas autant expliquée par l'évolution des écarts des caractéristiques des nouveaux arrivants. C'est plutôt une conjecture qui semble se dégager. En effet, la part de l'écart du taux d'emploi non expliquée par le changement dans les caractéristiques observables représente 107%. Il importe de souligner que, contrairement au fait que résider à Toronto explique la détérioration de l'écart salarial par rapport à Montréal, pour l'écart du taux d'emploi c'est plutôt résider à Montréal qui explique cette détérioration.

La portée de notre analyse s'est restreinte à certaines limites. D'abord, voyant à partir du graphique 1.1 la différence de tendance dans l'évolution des catégories d'immigration à travers les trois provinces recevant la majorité des immigrants au Canada, il serait intéressant d'exploiter dans notre analyse une variable informant sur les catégories d'immigrations. Cette variable n'a été introduite dans les recensements qu'à partir de 2016. Ensuite, les FMGD représentent uniquement 2 à 3% de la population canadienne. L'utili-

sation de ces fichiers de taille petite plutôt que des fichiers confidentiels qui couvriraient un plus grand échantillon de données contraindre notre analyse. De plus, les FMGD nous limitent à certaines informations détaillées. En effet, notre analyse se limite à un petit nombre restreint de RMR, étant donné que des informations sur la région administrative où réside le répondant n'étaient disponibles que pour une année de recensement et non pour une autre. Également, il a été nécessaire d'agréger certains pays d'origine des immigrants à cause du fait que des FMGD disposaient des informations sur le pays de provenance exacte du migrant, tandis que d'autres n'avaient l'information qu'en fonction du continent ou de la région. Finalement, nous ne pouvons pas négliger de souligner que d'éventuels problèmes de comparabilité pourraient subsister en comparant certaines informations à travers le temps dans les recensements. Cela surviendrait alors que pour une variable donnée, les questions posées aux répondants changeraient ou parce que des informations basées sur l'auto-déclaration dans un recensement ultérieure ne le seraient plus dans les plus récents.

Considérant que la dynamique de l'immigration est différente d'une région à l'autre, les solutions à l'intégration des nouveaux arrivants au Canada se doivent d'être inclusives et tirées à partir de concertations des acteurs locaux et régionaux. En ce sens, la réforme de l'immigration proposée par la Coalition Avenir Québec visant une intégration réussie des immigrants au Québec doit éviter toute précipitation et doit considérer les causes réelles de cette problématique pour avoir les effets escomptés.

Bibliographie

Albouy, D., A. Chernoff, C. Lutz et C. Warman. 2019, « Local Labor Markets in Canada and the United States », cahier de recherche.

Albrecht, J. et B. Axell. 1984, « An Equilibrium Model of Search Unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 92, n° 5, p. 824–840.

Alesina, A., A. Miano et S. Stantcheva. 2018, « IMMIGRATION AND REDISTRIBUTION », NBER Working Papers 24733, National Bureau of Economic Research, Inc.

Aydemir, A. 2003, « Effects of business cycles on the labour market assimilation of immigrants », *Family and Labour Studies Division, Statistics Canada*, vol. Catalogue 11F0019MIE, n° 203.

Aydemir, A. et M. Skuterud. 2005, « Explaining the Deteriorating Entry Earnings of Canada's Immigrant Cohorts : 1966-2000 », *Canadian Journal of Economics*, vol. 38, p. 641–672.

Aydemir, A. et M. Skuterud. 2008, « The Immigrant Wage Differential within and across Establishments », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 61, n° 3, p. 334–352.

Baker, M. et D. Benjamin. 1994, « The performance of immigrants in the Canadian labour market », *Journal of Labor Economic*, vol. 12, p. 369–405.

Becker, G. S. 1975, *Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, Second Edition*, NBER.

- Beckstead, D. et T. Vinodrai. 2003, « Nature et ampleur des changements qui ont touché les professions dans l'économie du savoir au Canada, 1971 à 1996 », Document de recherche, série sur l'économie canadienne en transition, Statistique Canada.
- Blinder, A. S. 1973, « Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, p. 436–455.
- Bloom, D. E. et M. Gunderson. 1991, « An analysis of the earnings of Canadian immigrants », *In John M. Abowd and Richard B. Freeman (eds.), Immigration, Trade and the Labour Market. Chicago : The University of Chicago Press.*
- Bloom, E. D., G. Grenier et M. Gunderson. 1994, « The changing labor market position of Canadian Immigrant », *NBER Working Paper Series*, , n° 4672.
- Borjas, G. J. 1985, « Assimilation, changes in cohort quality, and the earnings of immigrants », *Journal of Labor Economic*, vol. 3, p. 463–489.
- Bouarbat, B. et M. Connolly. 2013, « Évolution de l'accès à l'emploi et des conditions de travail des immigrants au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique entre 2006 et 2012 », *Séries scientifiques, CIRANO.*
- Bouarbat, B. et G. Grenier. 2014, « L'impact de l'immigration sur la dynamique économique du Québec », Rapport remis au ministère de l'immigration, de la diversité et de l'inclusion, Cirano.
- Bouarbat, B. et G. Grenier. 2017, « Immigration in Quebec : Labour Market Integration and Contribution to Economic Growth », *Canadian Ethnic Studies*, vol. 49, n° 2.
- Bouarbat, B. et T. Lemieux. 2014, « Why Are the Relative Wages Of Immigrants Declining ? a Distributional Approach », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 67, n° 4, p. 1127–1165.

- Bousmah, I., G. Grenier et D. Gray. 2018, « Linguistic Distance, Languages of Work and Wages of Immigrants in Montreal », *WORKING PAPER 1805E Department of Economics Faculty of Social Sciences University of Ottawa*.
- Chiswick, B. R. 1978, « The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men », *Journal of Political Economy*, vol. 86, p. 897–921.
- Chiswick, B. R., Y. Cohen et T. Zach. 1997, « The Labour Market Status of Immigrants : Effects of the Unemployment Rate at Arrival and Duration of Residence. », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, n° 2, p. 289–303.
- Chiswick, B. R. et P. Miller. 1988, « Earnings in Canada : The Roles of Immigrant Génération, French Ethnicity and Language », in T. PAUL SCHULTZ (éd.), *Research in Population Economics, JAI Press, Greenwich, Conn., and London, 6, Press, 6, p. 183-228*.
- Coulombe, S., G. Grenier et S. Nadeau. 2014, « Human capital quality and the immigrant wage gap », *IZA Journal of Migration*, vol. 3, p. 14.
- Duleep, H. O. et M. Regrets. 1997, « Measuring immigrant wage growth using matched CPS files », *Demography*, vol. 34, n° 2, p. 239–249.
- Frenette, M. et R. Morissette. 2003, « Will they ever converge? Earnings of immigrant and Canadian-born workers over the last two decades », *Analytical Studies Research Paper Series. Catalogue No. 11F0019MIE2003215. Ottawa : Statistics Canada*.
- Godin, J.-F. 2004, « L'insertion en emploi des travailleurs admis au Québec en vertu de la grille de sélection de 1996 », *Rapport synthèse, Direction de la population et de la recherche du Ministère des Relations avec les citoyens et de l'Immigration*.
- Green, A. et D. Green. 1995, « Canadian Immigration Policy : The Effectiveness of the Point System and Other Instruments », *The Canadian Journal of Economics*, vol. 28, n° 4b, p. 1006–1041.

- Green, A. et D. Green. 2004, « The Goals of Canada's Immigration Policy : A historical Perspective », *Canadian Journal of Urban Research*, vol. 13, n° 1, p. 102–139.
- Green, D. A. et C. Worswick. 2012, « Immigrant earnings profiles in the presence of human capital investment : Measuring cohort and macro effects », *Labour Economics*, vol. 19, p. 241–259.
- Grenier, G. 2001, « Immigration, langues et performance économique : le Québec et l'Ontario entre 1970 et 1995 », *L'Actualité économique*, vol. 77, n° 3, p. 305–338.
- Grenier, G. et S. Nadeau. 2010, « Why is Immigrants' Access to Employment lower in Montreal than in Toronto ? », Working Paper 1005E, Department of Economics Faculty of Social Sciences University of Ottawa.
- Grenier, G. et Y. Zhang. 2016, « The “negative” assimilation of immigrants : a counter-example from the canadian labor market », *Journal of Labor Research*, vol. 37, n° 3, p. 263–286. URL <https://doi.org/10.1007/s12122-016-9230-7>.
- McDonald, J. T. et C. Worswick. 1998, « The Earnings of Immigrant Men in Canada : Job Tenure, Cohort, and Macroeconomic Conditions », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 51, n° 3, p. 465–482.
- Mincer, J. 1975, « Education, Experience, and the Distribution of Earnings and Employment : An Overview », *NBER*.
- Oaxaca, R. 1973, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, p. 693–709.
- Parent, D. et C. Worswick. 2004, « Qualifications et immigration : réforme de la grille d'admission du Québec et composition de la population d'immigrants s'établissant au Québec », *Rapport de projet, CIRANO*.

- Peri, G. et Z. Rutledge. 2020, « Revisiting Economic Assimilation of Mexican and Central Americans Immigrants in the United States », Discussion paper series, IZA Institute of Labor Economics, Initiated by Deutsche Post Foundation.
- Picot, G. et F. Hou. 2019, « Why do stem immigrants do better in one country than another? », *IZA World of Labor*, p. 459. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:iza:izawol:journl:2019:n:459>.
- Reitz, J. 2005, « Tapping Immigrants' skills : New directions for Canadian immigration policy in the knowledge economy », *IRPP choices*, vol. 11, n° 1.
- Skuterud, M. et M. Su. 2009, « Immigrant Wage Assimilation and the Return to Foreign and Host-Country Sources of Human Capital », *Canadian Labour Market and Skills Researcher Network. Working Paper No. 30*.
- Sweetman, A. 2004, « Immigrant Source Country School Quality and Canadian Labour Market Outcomes », *Analytical Studies Research Paper Series. Catalogue No. 11F0019MIE2004234. Ottawa : Statistics Canada Department of Economics Faculty of Social Sciences University of Ottawa*.

Annexe

A : Description des données

Population d'intérêt

Pour construire la variable définissant les natifs, nous avons utilisé la variable catégorielle « *Citoyenneté* ». Cette variable fait référence au statut de citoyenneté du répondant sous quatre catégories : Canadien de naissance, Canadien par naturalisation, citoyen du pays de naissance et citoyen d'un autre pays. Ainsi, nous avons créé la variable dichotomique n définissant les natifs, une variable qui est égale à 1 si le répondant est un citoyen canadien de naissance et 0 autrement. La variable définissant les nouveaux arrivants, pour sa part, a été construite à partir des variables catégorielles « *Citoyenneté* » et « *Année depuis l'immigration* » renseignant sur l'année durant laquelle un individu avec le statut d'immigrant est rentré au Canada à titre de résident permanent. Pour ce faire, nous avons construit la variable dichotomique mr définissant un immigrant récent, une variable prenant la valeur de 1 si l'individu n'est pas un citoyen canadien de naissance et qu'il est un immigrant arrivé au Canada au cours des 5 dernières années précédant l'année de chaque vague de recensement ainsi que l'année de l'ENM utilisée.

Variables caractéristiques

Les fichiers de Recensement et de l'ENM disposent des informations sur le plus haut niveau de scolarité atteint par les répondants à partir de la variable *DGREE*. Cette variable

est une variable catégorielle regroupant environ 13 catégories selon les recensements. Afin d'uniformiser cette variable sur la période étudiée, nous avons classé les travailleurs en trois niveaux d'éducation distincts en fonction de leur plus haut diplôme complété. Nous définissons les trois niveaux d'éducation ainsi :

1- *Secondaire et moins*, pour les individus déclarant que leur plus haut niveau de diplôme obtenu est secondaire ainsi que les individus qui n'ont obtenu aucun diplôme.

2- *Collégial*, incluant tous les détenteurs de diplômes collégiaux. Cette catégorie regroupe tous les individus détenant un certificat ou un diplôme d'une école de métier, d'un cegep ou d'un autre établissement non universitaire d'un programme de trois mois jusqu'à un maximum de 2 ans.

3- *Universitaire*, regroupant tous les détenteurs de diplômes de premier, de second et de troisième cycle, au niveau supérieur.

La variable sur la langue officielle parlée par les répondants des fichiers de recensement est captée dans un premier temps par *OFFLANG*. La nomenclature de cette variable change en *FOLP* à partir des fichiers de recensement de 1991 ainsi que dans le fichier de l'ENM 2011. Toutefois, même si la nomenclature change, les catégories des variables *OFFLANG* et *FOLP* sont restées identiques. Ainsi, nous avons accordé une nomenclature identique aux deux variables afin d'assurer une uniformisation lors du regroupement des fichiers de recensement et de l'ENM en un seul échantillon.

La variable sur la langue maternelle des répondants est quant à elle construite à partir de la variable *MOTHERTG*. Cette variable change de nomenclature dans les fichiers de recensement de 1991 à 2001 pour passer à *MTNP*. À partir des fichiers de recensement de 2006 ainsi que ceux de l'ENM 2011, la variable *MTNP* est divisée en deux autres variables : *MTNEN* et *MTNFR*. La variable *MTNEN* est une variable binaire prenant la valeur de 1 si le répondant déclare que sa langue maternelle est l'anglais et 0 si c'est une autre langue, tandis que *MTNFR* est une variable binaire prenant la valeur de 1 si la langue maternelle du répondant est le français et 0 autrement. Les catégories de *MOTHERTG* changent à travers le temps. Afin d'uniformiser le tout, nous avons recodé la variable *MOTHERTG* ainsi : 1 si le répondant déclare que sa langue maternelle est

l'anglais, 2 si c'est le français et 3 regroupe toutes les langues maternelles autre que le français et l'anglais. La variable *MTNP* a été renommée *MOTHERTG* et a été recodée de la même manière que *MOTHERTG*. À partir de 2006, la variable *MOTHERTG* a été construite ainsi : 1 si *MTNEN* égale 1, 2 si *MTNFR* égale à 2, et 3 autrement (initialement 0 avant le recodage).

Les FMDG de recensement et de l'ENM contiennent la variable catégorielle *BIRTHPLAC* retraçant les pays de provenance des répondants. Certains pays apparaissent dans tous les FMDG et d'autres n'apparaissent que dans certains FMDG. Dans le but d'uniformiser cette variable, nous l'avons recodée en s'inspirant de Boudarbat et Lemieux (2014) : États-Unis, Amérique Centrale/du Sud/Caraïbes, Royaume-Uni, Europe du Nord/du Sud/de l'Ouest, Europe de l'Est, Afrique, Asie et reste du monde.

Les industries dans lesquelles évoluent les travailleurs sont disponibles dans les recensements ainsi que dans l'ENM. Cependant, la classification des industries diffère d'un fichier de recensement à l'autre. Les industries sont classées à partir du « *Standard Industrial Classification* » (SIC) dans les fichiers de recensement de 1981 à 1996, tandis que dans les fichiers de recensement de 2001 à 2016 incluant le fichier de l'ENM 2011 elles sont classées à partir du « *North American Industry Classification System* » (NAICS). Il devient donc difficile de comparer l'évolution de la répartition des travailleurs à travers le temps par industrie. Afin d'uniformiser les données sur les secteurs d'activité pour une meilleure comparabilité à travers la période étudiée, nous nous sommes inspirés de Becksted et Vinodrai (2003) pour diviser l'économie en trois secteurs : le secteur de production de biens, le secteur des services marchands et le secteur des services non-marchand ou le secteur public. Ainsi, nous avons créé une variable catégorielle *SECTOR* dans un premier temps à partir de la variable *IND80* disponible dans les recensements de 1981 à 1996 et à partir de *NAICS* laquelle est disponible dans les vagues de recensements de 2001 à 2016 incluant l'ENM 2011. La variable *SECTOR* prend la valeur de 1 si le travailleur évolue dans le secteur des biens. *SECTOR* est égale à 2 pour les travailleurs évoluant dans le secteur des services et prend la valeur de 3 si ces derniers travaillent dans le secteur public. Notre secteur de production de biens comprend : l'agriculture,

les autres industries du secteur primaire, la fabrication et la construction. Le secteur des services marchand inclut : transport et entreposage, commerce de gros et de détail, finance et assurances/services immobiliers et services de location et de location à bail, service de gestion d'entreprises et de société, hébergement et services de restauration, services professionnels/ scientifiques et techniques, arts/spectacles et loisirs et autres services (sauf les administrations publiques), service administratif/de soutien/service de gestion de déchets et d'assainissement. Le secteur public inclut : communication/services publics, administrations publiques, service d'enseignement, santé et services sociaux. Il importe aussi de noter que certains des services publics, particulièrement l'éducation et la santé, sont fournis par le secteur privé. Dans le cadre de cette analyse, ils seront considérés comme faisant uniquement partie du secteur public.

B : Statistiques descriptives

TABLE B1 – Répartition (en %) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants), 25-64 ans, à travers les CMA.

	1981	1986	1991	1996	2001	2006	2011	2016
<i>Natifs</i>								
Montréal	25.10	25.66	20.66	20.57	20.36	18.97	18.80	18.71
Toronto	20.10	23.62	18.20	17.78	17.72	16.04	16.44	17.02
Calgary	5.60	6.12	5.16	5.56	6.07	5.83	5.93	6.04
Edmonton	6.00	6.99	5.59	5.44	5.74	5.59	5.84	5.96
Vancouver	10.10	10.40	8.89	9.27	8.92	7.95	8.07	8.28
<i>Nouveaux arrivants</i>								
Montréal	15.32	15.12	12.19	12.20	11.10	16.84	19.19	17.11
Toronto	39.06	46.39	50.23	47.60	49.84	49.25	39.53	34.73
Calgary	7.73	5.76	3.93	4.35	4.35	6.08	7.81	9.93
Edmonton	7.77	5.64	3.46	3.07	2.78	2.83	5.44	8.73
Vancouver	14.58	12.70	13.94	19.14	17.83	15.72	16.22	14.36

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011), calcul de l'auteur.

TABLE B2 – Situation d'activité (taux d'emploi) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants) à travers les CMA, 25-64 ans

	1981	1986	1991	1996	2001	2006	2011	2016
<i>Natifs</i>								
Montréal	66.89	67.30	71.54	71.80	76.43	78.06	78.39	78.82
Toronto	78.89	80.25	80.51	80.00	82.74	81.63	81.09	80.55
Calgaryo	79.93	77.22	79.93	81.20	83.54	84.53	82.48	79.22
Edmonton	79.23	75.09	78.36	78.03	80.21	81.51	81.39	78.08
Vancouver	74.07	72.35	77.24	79.14	79.92	80.25	79.04	80.66
<i>Nouveaux arrivants</i>								
Montréal	62.88	55.94	53.43	47.20	51.90	58.93	58.90	61.15
Toronto	73.16	69.52	68.82	56.81	65.26	67.35	62.18	64.00
Calgaryo	79.56	62.55	64.35	66.96	70.58	72.30	76.15	71.73
Edmonton	74.74	64.57	62.59	60.36	73.96	68.65	77.29	73.88
Vancouver	70.50	59.12	64.36	52.77	56.73	64.53	63.37	66.94

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011), calcul de l'auteur.

TABLE B3 – Situation d’activité (taux de chômage) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants) à travers les CMA, 25-64 ans

	1981	1986	1991	1996	2001	2006	2011	2016
<i>Natifs</i>								
Montréal	4.64	6.85	7.07	6.52	4.09	3.82	4.04	4.15
Toronto	2.25	3.61	5.03	4.66	2.91	3.57	4.55	4.47
Calgary	2.01	7.19	6.31	4.61	3.15	2.48	3.65	6.33
Edmonton	1.99	7.40	6.27	5.40	3.51	2.95	3.86	5.74
Vancouver	3.09	7.83	6.63	5.13	4.20	3.29	4.29	3.29
<i>Nouveaux arrivants</i>								
Montréal	9.02	14.06	18.31	17.75	16.24	12.74	12.95	10.93
Toronto	3.19	6.63	10.79	11.44	8.64	7.90	9.96	8,64
Calgary	1.46	11.49	13.91	6.36	6.50	5.08	5.96	9.09
Edmonton	4.10	10.31	11.27	7.66	2.07	5.70	5.29	7.99
Vancouver	2.40	12.96	11.76	10.12	8.78	7.28	7.18	6.69

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l’ENM (2011), calcul de l’auteur.

TABLE B4 – Situation d’activité (inactif en %) des populations native et immigrante (nouveaux arrivants) à travers les CMA, 25-64ans

	1981	1986	1991	1996	2001	2006	2011	2016
<i>Natifs</i>								
Montréal	28.48	25.85	21.39	21.68	19.47	18.11	17.57	17.03
Toronto	18.85	16.14	14.46	15.34	14.35	14.80	14.35	14.98
Calgary	18.05	15.59	13.76	14.19	13.31	12.99	13.87	14.45
Edmonton	18.77	17.51	15.37	16.57	16.27	15.54	14.75	16.18
Vancouver	22.84	19.82	16.12	15.73	15.88	16.46	16.67	16.06
<i>Nouveaux arrivants</i>								
Montréal	28.09	30.00	28.26	35.05	31.86	28.33	28.15	27.92
Toronto	23.65	23.84	20.39	31.75	26.10	24.75	27.86	27.36
Calgary	18.98	25.96	21.74	26.68	22.92	22.62	17.89	19.18
Edmonton	22.12	25.11	26.14	31.98	23.96	25.65	17.42	18.13
Vancouver	27.10	27.92	23.88	37.12	34.49	28.19	29.46	26.37

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l’ENM (2011), calcul de l’auteur.

C : Régression

Analyse de l'écart salarial

TABLE C1 – Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire (*sans inclusion des effets fixes*)

Variables indépendantes	Écart salarial		Écart salarial	
	($\Delta w_{c,e,t}$)	($\Delta w_{c,e,t}$)	($\Delta w_{c,e,t}$)	($\Delta w_{c,e,t}$)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Âge : (omis 25 à 29 ans)</i>				
30 à 34 ans	-0.353*	(0.190)	-0.156	(0.198)
35 à 39 ans	-0.395*	(0.217)	-0.218	(0.227)
40 à 44 ans	0.062	(0.191)	0.090	(0.191)
45 à 49 ans	-0.051	(0.254)	0.159	(0.265)
50 à 54 ans	-1.028***	(0.303)	-0.722**	(0.331)
55 à 59 ans	-0.572	(0.363)	-0.350	(0.365)
60 à 64 ans	-0.416	(0.433)	-0.512	(0.446)
<i>Sexe : (omis Femme)</i>				
Homme	0.423***	(0.140)	0.370***	(0.134)
<i>Statut marital :</i>				
<i>(omis Divorcé(e))</i>				
Marié(e)	1.120***	(0.418)	0.856**	(0.386)
Séparé(e)	0.674	(0.866)	0.707	(0.672)
Célibataire	1.294***	(0.477)	0.790*	(0.435)
Veuf(ve)	3.111***	(1.060)	2.624**	(1.051)

Secteur d'activités :*(omis Secteur des biens)*

Secteur des services	0.064	(0.110)	0.090	(0.111)
Secteur public	0.576***	(0.174)	0.424**	(0.178)

Statut du travailleur à l'emploi :*(omis Temps plein)*

À temps partiel	-0.797***	(0.166)	-0.833***	(0.154)
-----------------	-----------	---------	-----------	---------

Langues officielles parlées :*(omis Français)*

Anglais	1.012***	(0.197)	0.778***	(0.218)
Bilingue	0.908***	(0.239)	0.701***	(0.229)
Allophone	0.332	(0.229)	0.166	(0.251)

Langues maternelles :*(omis Français)*

Anglais	-0.259***	(0.081)	-0.287***	(0.092)
Autres	-0.595***	(0.151)	-0.305*	(0.173)

Appartenance à une minorité :*(omis Non)*

Minorité visible	-0.351***	(0.094)	0.108	(0.192)
------------------	-----------	---------	-------	---------

Pays ou Région d'origine :*(omis Asie)*

États-Unis			0.847***	(0.259)
Amérique du Sud et Caraïbes			0.382**	(0.154)
Royaume-Uni			1.308***	(0.223)
Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord			0.533**	(0.206)
Europe de l'Est			0.108	(0.212)

Afrique		0.204	(0.184)
Reste du monde		0.208	(0.681)
<i>Effets fixes</i>			
Région métropolitaine	<i>non</i>		<i>non</i>
Niveau d'éducation	<i>non</i>		<i>non</i>
Année	<i>non</i>		<i>non</i>
Niveau d'éducation * Année	<i>non</i>		<i>non</i>
Constante	-0.104*	(0.062)	-0.851*** (0.168)
N	233		233
R carré	0.613		0.680

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 4.1 sans les effets fixes. $\Delta w_{c,e,t}$ correspond à l'écart salarial en pourcentage entre immigrants récents et natifs. Cet écart est donné par la différence entre le $\log(w_{c,e,t}^m)$ et le $\log(w_{c,e,t}^n)$, où m correspond à un immigrant récent et n au natif. Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

TABLE C2 – Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire (*avec inclusion de l'interaction entre effets fixes éducation et temps*)

	Écart salarial ($\Delta w_{c,e,t}$)		Écart salarial ($\Delta w_{c,e,t}$)	
Variables indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)
Âge : (omis 25 à 29 ans)				
30 à 34 ans	-0.069	(0.199)	-0.052	(0.209)
35 à 39 ans	0.239	(0.224)	0.235	(0.232)
40 à 44 ans	0.236	(0.209)	0.146	(0.210)
45 à 49 ans	0.543*	(0.301)	0.470	(0.304)
50 à 54 ans	-0.217	(0.337)	-0.001	(0.359)
55 à 59 ans	-0.394	(0.317)	-0.421	(0.321)
60 à 64 ans	-0.126	(0.441)	-0.272	(0.483)
Sexe : (omis Femme)				
Homme	0.462***	(0.141)	0.469***	(0.141)
Statut marital : (omis Divorcé(e))				
Marié(e)	0.876**	(0.377)	0.936**	(0.425)
Séparé(e)	0.796	(0.648)	0.668	(0.625)
Célibataire	1.015**	(0.445)	0.994**	(0.479)
Veuf(ve)	2.495**	(1.051)	2.593**	(1.051)
Secteur d'activités :				
(omis Secteur des biens)				
Secteur des services	-0.213	(0.152)	-0.155	(0.159)
Secteur public	0.010	(0.214)	0.211	(0.231)

Statut du travailleur à l'emploi :

(omis Temps plein)

À temps partiel -0.876*** (0.143) -0.892*** (0.152)

Langues officielles parlées :

(omis Français)

Anglais 0.469** (0.226) 0.516** (0.245)

Bilingue 0.577** (0.236) 0.523** (0.247)

Allophone -0.666** (0.310) -0.449 (0.372)

Langues maternelles :

(omis Français)

Anglais -0.260 (0.203) -0.294 (0.201)

Autres -0.680*** (0.233) -0.555** (0.257)

Appartenance à une minorité :

(omis Non)

Minorité visible -0.304*** (0.107) -0.199 (0.219)

Pays ou Région d'origine :

(omis Asie)

États-Unis 0.081 (0.394)

Amérique du Sud et Caraïbes 0.388** (0.183)

Royaume-Uni 0.479 (0.324)

Europe du Sud, de l'Ouest et
du Nord 0.405 (0.295)

Europe de l'Est -0.196 (0.289)

Afrique 0.054 (0.197)

Reste du monde 0.554 (0.779)

Effets fixes

Région métropolitaine

oui

oui

Niveau d'éducation	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Année	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Niveau d'éducation * Année	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Constante	-0.016	(0.096)	-0.267	(0.254)
Test- F joint sur effets fixes	4.65		3.73	
Prob > F =	0.000		0.000	
N	233		233	
R carré	0.784		0.799	

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 5.1. $\Delta w_{c,e,t}$ correspond à l'écart salarial en pourcentage entre immigrants récents et natifs. Cet écart est donné par la différence entre le $\log(w_{c,e,t}^m)$ et le $\log(w_{c,e,t}^n)$, où m correspond à un immigrant récent et n au natif. Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

TABLE C3 – Estimés des effets fixes linéaires et de l'interaction entre effets fixes éducation et temps

Variables indépendantes	Écart	salarial	Écart	salarial
	$(\Delta w_{c,e,t})$		$(\Delta w_{c,e,t})$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
RMR : (omis Toronto)				
Montréal	0.078	(0.105)	0.033	(0.108)
Ottawa	0.195***	(0.063)	0.162*	(0.083)
St. Catherines-Niagara	0.109	(0.066)	0.089	(0.076)
Winnipeg	0.015	(0.033)	0.041	(0.039)
Régina-Saskatoon	0.117**	(0.050)	0.133**	(0.053)
Calgary	0.061*	(0.033)	0.053	(0.040)
Edmonton	0.062*	(0.035)	0.068	(0.042)
Vancouver	0.094***	(0.029)	0.087**	(0.043)
Autres RMR	0.122**	(0.048)	0.080	(0.058)
Niveau d'éducation :				
<i>(omis Universitaire)</i>				
Secondaire et Moins	-0.019	(0.090)	-0.114	(0.095)
Collégial	-0.031	(0.077)	-0.119	(0.083)
Année : (omis 1981)				
1986	-0.118	(0.072)	-0.119	(0.075)
1991	0.005	(0.070)	0.006	(0.069)
1996	-0.200***	(0.070)	-0.208***	(0.071)
2001	-0.121	(0.076)	-0.121	(0.077)

2006	-0.228***	(0.074)	-0.197**	(0.081)
2011	-0.138**	(0.069)	-0.123	(0.077)
2016	-0.163**	(0.068)	-0.150*	(0.077)

Interaction :

(omis 1981 et Universitaire)

Secondaire et moins*1986	0.108	(0.081)	0.133	(0.083)
Secondaire et moins*1991	0.043	(0.077)	0.060	(0.074)
Secondaire et moins*1996	0.167**	(0.081)	0.192**	(0.081)
Secondaire et moins*2001	0.171**	(0.084)	0.178**	(0.084)
Secondaire et moins*2006	0.297***	(0.090)	0.306***	(0.093)
Secondaire et moins*2011	0.265***	(0.084)	0.290***	(0.084)
Secondaire et moins*2016	0.083	(0.088)	0.112	(0.086)
Collégial*1986	0.064	(0.094)	0.116	(0.097)
Collégial*1991	-0.045	(0.088)	0.012	(0.091)
Collégial*1996	0.101	(0.080)	0.147*	(0.084)
Collégial*2001	0.059	(0.090)	0.093	(0.097)
Collégial*2006	0.152*	(0.085)	0.180**	(0.087)
Collégial*2011	0.202**	(0.083)	0.242***	(0.085)
Collégial*2016	0.025	(0.080)	0.076	(0.084)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 5.1. La colonne (1) présente les estimés des effets fixes de l'équation 5.1 uniquement quand les caractéristiques identiques aux nouveaux arrivants et aux natifs sont considérées. La colonne (3), quant à elle, montre les estimés des effets fixes de l'équation 5.1 quand sont incluses les caractéristiques spécifiques aux immigrants et les caractéristiques identiques aux deux groupes. Les écarts types sont entre

parenthèses et sont présentés dans les colonnes (2) et (4). (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

TABLE C4 – Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart de salaire

Variables	Décomposition de l'écart salarial	
	(Écart %)	(% de l'écart total)
<i>Variation de l'écart salarial brut</i>	-0.139	
<i>Partie inexpliquée</i>	0.022	-0.161
<i>Partie expliquée</i>		
<i>Âge</i>		
30 à 34 ans	0.001	-0.005
35 à 39 ans	0.009	-0.068
40 à 44 ans	0.002	-0.011
45 à 49 ans	0.006	-0.041
50 à 54 ans	0.009	-0.063
55 à 59 ans	0.003	-0.023
60 à 64 ans	0.009	-0.061
<i>Sexe</i>		
Homme	0.018	-0.128
<i>Statut marital</i>		
Marié(e)	0.076	-0.549
Séparé(e)	0.003	-0.023
Célibataire	-0.068	0.491

Veuf(ve)	-0.002	0.015
<i>Secteur d'activités :</i>		
Secteur des services	-0.008	0.058
Secteur public	0.007	-0.054
<i>Statut du travailleur à l'emploi :</i>		
À temps partiel	-0.049	0.356
<i>Langues officielles parlées :</i>		
Anglais	0.004	-0.027
Bilingue	0.004	-0.026
Allophone	0.007	-0.053
<i>Langues maternelles :</i>		
Anglais	0.107	-0.768
Autres	-0.127	0.917
<i>Appartenance à une minorité :</i>		
Minorité visible	-0.016	0.116
<i>Pays ou Région d'origine :</i>		
États-Unis	-0.026	0.187
Amérique du Sud et Caraïbes	-0.007	0.047
Royaume-Uni	-0.068	0.489
Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord	-0.055	0.394
Europe de l'Est	0.0001	-0.0008

Afrique	0.009	-0.067
Reste du monde	-0.008	0.061

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La décomposition suit les équations 4.3 et 4.4. La première colonne suit l'équation 4.3, tandis que la deuxième suit l'équation 4.4. La partie inexpliquée correspond à la troisième composante de la partie droite des équations 4.3 et 4.4. La partie expliquée correspond aux deux premières composantes de la partie droite des équations 4.3 et 4.4.

TABLE C5 – Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de salaire, *selon le sexe*

Variables indépendantes	Homme		Femme	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Âge : (omis 25 à 29 ans)</i>				
30 à 34 ans	0.115 (0.216)	0.046 (0.225)	0.492** (0.218)	0.479** (0.218)
35 à 39 ans	0.262 (0.169)	0.347** (0.171)	0.116 (0.218)	0.106 (0.223)
40 à 44 ans	0.047 (0.195)	0.083 (0.211)	0.242 (0.316)	0.336 (0.327)
45 à 49 ans	0.084 (0.326)	0.110 (0.337)	-0.055 (0.282)	0.040 (0.300)
50 à 54 ans	0.485 (0.345)	0.618* (0.325)	-0.008 (0.322)	-0.021 (0.338)
55 à 59 ans	0.335 (0.429)	-0.051 (0.433)	0.197 (0.435)	-0.311 (0.486)
60 à 64 ans	0.623 (0.634)	0.259 (0.606)	-1.282** (0.609)	-1.635*** (0.573)
<i>Statut marital : (omis Divorcé(e))</i>				
Marié(e)	0.636 (0.711)	0.932 (0.719)	0.208 (0.271)	0.245 (0.246)
Séparé(e)	0.564	0.777	0.342	0.391

	(0.832)	(0.807)	(0.550)	(0.539)
Célibataire	0.449	0.839	-0.024	-0.124
	(0.691)	(0.699)	(0.329)	(0.311)
Veuf(ve)	2.558	3.413**	0.324	0.637
	(1.635)	(1.684)	(0.595)	(0.639)
<i>Secteur d'activités :</i>				
<i>(omis Secteur des biens)</i>				
Secteur des services	-0.120	-0.203	-0.082	0.057
	(0.160)	(0.162)	(0.208)	(0.202)
Secteur public	0.263	0.125	0.247	0.269
	(0.258)	(0.264)	(0.254)	(0.248)
<i>Statut du travailleur à l'emploi :</i>				
<i>(omis Temps plein)</i>				
À temps partiel	-1.039***	-1.158***	-0.599***	-0.585***
	(0.363)	(0.380)	(0.174)	(0.181)
<i>Langues officielles parlées :</i>				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	0.582**	0.200	0.061	0.007
	(0.292)	(0.301)	(0.309)	(0.329)
Bilingue	0.633*	0.339	0.138	0.205
	(0.324)	(0.334)	(0.287)	(0.300)
Allophone	-0.676	-0.955**	-0.709	-0.734
	(0.432)	(0.441)	(0.450)	(0.448)
<i>Langues maternelles :</i>				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	-0.254	-0.116	-0.159	-0.122
	(0.250)	(0.245)	(0.400)	(0.360)
Autres	-0.157	-0.070	-0.396	-0.233

	(0.312)	(0.290)	(0.360)	(0.345)
<i>Appartenance à une minorité :</i>				
<i>(omis Non)</i>				
Minorité visible	-0.193	-0.448*	-0.219	-0.529*
	(0.234)	(0.231)	(0.286)	(0.278)
<i>Pays ou Région d'origine :</i>				
<i>(omis Asie)</i>				
États-Unis	0.266	-0.013	0.070	-0.199
	(0.435)	(0.453)	(0.608)	(0.620)
Amérique du Sud et Caraïbes	0.451*	0.290	0.514**	0.501**
	(0.235)	(0.241)	(0.244)	(0.230)
Royaume-Uni	0.736**	0.463	0.151	0.112
	(0.314)	(0.321)	(0.517)	(0.496)
Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord	0.320	0.052	0.568	0.311
	(0.322)	(0.302)	(0.408)	(0.351)
Europe de l'Est	-0.485	-0.572*	-0.621	-0.947**
	(0.322)	(0.333)	(0.433)	(0.439)
Afrique	0.203	0.101	-0.294	-0.255
	(0.204)	(0.217)	(0.322)	(0.332)
Reste du monde	1.210*	0.644	-0.147	-0.324
	(0.694)	(0.733)	(0.731)	(0.786)
<i>Effets fixes</i>				
Région métropolitaine	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Niveau d'éducation	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Année	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>

Niveau d'éducation * Année	<i>non</i>	<i>oui</i>	<i>non</i>	<i>oui</i>
Constante	-0.518** (0.251)	-0.191 (0.269)	-0.501 (0.325)	-0.102 (0.342)
Test- <i>F</i> joint sur effets fixes	2.82	3.70	4.02	2.72
Prob > <i>F</i> =	0.0002	0.000	0.000	0.000
Test- <i>F</i> joint sur interactions		2.32		1.32
Prob > <i>F</i> =		0.0060		0.1994
N	231	231	230	230
R carré	0.659	0.700	0.568	0.614

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- Les régressions suivent les équations 4.1 et 5.1. Les colonnes (1) et (3) ne contiennent pas l'interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps (estimation à partir de l'équation 4.1), tandis que les colonnes (2) et (4) contiennent l'interaction entre effets fixes éducation et temps (estimation à partir de l'équation 5.1). Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

TABLE C6 – Estimés des effets fixes linéaires et de l’interaction entre effets fixes éducation et temps, *selon le sexe*

Variables indépendantes	Homme		Femme	
	Écart ($\Delta w_{c,e,t}$)	salarial (2)	Écart ($\Delta w_{c,e,t}$)	salarial (4)
RMR : (omis Toronto)				
Montréal	0.042 (0.140)	0.001 (0.134)	-0.025 (0.228)	-0.022 (0.205)
Ottawa	0.173 (0.110)	0.190* (0.107)	0.117 (0.129)	0.130 (0.121)
St. Catherines-Niagara	0.030 (0.094)	0.016 (0.096)	0.043 (0.134)	0.026 (0.122)
Winnipeg	0.002 (0.053)	-0.022 (0.050)	0.145* (0.062)	0.154** (0.061)
Régina-Saskatoon	0.005 (0.078)	-0.019 (0.082)	0.230*** (0.079)	0.230*** (0.076)
Calgary	0.025 (0.049)	0.039 (0.049)	0.039 (0.056)	0.030 (0.054)
Edmonton	0.024 (0.049)	0.033 (0.050)	0.111* (0.060)	0.112* (0.058)
Vancouver	0.017 (0.048)	0.017 (0.046)	0.167*** (0.053)	0.137*** (0.050)
Autres RMR	0.105* (0.064)	0.109* (0.063)	0.067 (0.0997)	0.061 (0.093)

Niveau d'éducation :

(omis Universitaire)

Secondaire et Moins	0.065	-0.059	0.072	-0.202
	(0.058)	(0.098)	(0.090)	(0.152)
Collégial	0.018	-0.056	0.005	-0.293**
	(0.036)	(0.089)	(0.045)	(0.137)

Année : (omis 1981)

1986	-0.047	-0.101	0.0955	-0.277*
	(0.058)	(0.088)	(0.069)	(0.159)
1991	-0.026	-0.003	0.149**	-0.088
	(0.058)	(0.083)	(0.074)	(0.130)
1996	-0.154**	-0.254***	0.046	-0.239*
	(0.061)	(0.090)	(0.077)	(0.123)
2001	-0.091	-0.155	0.037	-0.183
	(0.061)	(0.102)	(0.070)	(0.118)
2006	-0.078	-0.218**	0.042	-0.265*
	(0.068)	(0.094)	(0.080)	(0.139)
2011	0.062	-0.113	0.134*	-0.175
	(0.060)	(0.090)	(0.075)	(0.120)
2016	-0.047	-0.105	-0.065	-0.335***
	(0.062)	(0.094)	(0.079)	(0.119)

Interaction :

(omis 1981 et Universitaire)

Secondaire et moins*1986		0.078		0.499***
		(0.103)		(0.171)
Secondaire et moins*1991		0.010		0.279**

	(0.091)	(0.136)
Secondaire et moins*1996	0.152	0.398***
	(0.095)	(0.131)
Secondaire et moins*2001	0.175	0.277**
	(0.106)	(0.131)
Secondaire et moins*2006	0.269***	0.356**
	(0.0997)	(0.169)
Secondaire et moins*2011	0.283***	0.270**
	(0.100)	(0.130)
Secondaire et moins*2016	0.077	0.129
	(0.098)	(0.142)
Collégial*1986	0.108	0.410**
	(0.116)	(0.190)
Collégial*1991	-0.020	0.337**
	(0.0999)	(0.154)
Collégial*1996	0.170	0.344**
	(0.109)	(0.142)
Collégial*2001	0.041	0.228
	(0.113)	(0.157)
Collégial*2006	0.116	0.323**
	(0.097)	(0.151)
Collégial*2011	0.205**	0.339**
	(0.092)	(0.139)
Collégial*2016	-0.0002	0.300**
	(0.098)	(0.144)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- Les régressions suivent les équations 4.1 et 5.1. Les colonnes (1) et (3) ne

contiennent pas l'interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps (estimation à partir de l'équation 4.1), tandis que les colonnes (2) et (4) contiennent l'interaction entre effets fixes éducation et temps (estimation à partir de l'équation 5.1). Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

Analyse de l'écart du taux d'emploi

TABLE C7 – Effet d'un changement de l'écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l'écart de taux d'emploi (avec inclusion de l'interaction entre effets fixes éducation et temps)

Variables indépendantes	Écart taux d'em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)		Écart taux d'em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Âge : (omis 25 à 29 ans)				
30 à 34 ans	0.044	(0.152)	0.056	(0.162)
35 à 39 ans	0.044	(0.160)	0.027	(0.158)
40 à 44 ans	-0.026	(0.147)	-0.021	(0.155)
45 à 49 ans	0.139	(0.198)	0.105	(0.205)
50 à 54 ans	-0.106	(0.217)	-0.049	(0.216)
55 à 59 ans	0.104	(0.229)	0.242	(0.237)
60 à 64 ans	-0.651**	(0.253)	-0.587**	(0.257)
Sexe : (omis Femme)				
Homme	0.305***	(0.099)	0.270**	(0.104)
Statut marital : (omis Divorcé(e))				
Marié(e)	-0.451*	(0.270)	-0.315	(0.278)
Séparé(e)	-0.171	(0.395)	-0.172	(0.374)
Célibataire	-0.544*	(0.285)	-0.429	(0.285)
Veuf(ve)	0.137	(0.496)	0.355	(0.494)
Langues officielles parlées :				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	0.296**	(0.120)	0.359**	(0.158)

Bilingue	0.017	(0.143)	-0.012	(0.158)
Allophone	0.103	(0.181)	0.155	(0.209)
Langues maternelles :				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	-0.224**	(0.102)	-0.215*	(0.117)
Autres	-0.106	(0.134)	-0.112	(0.150)
Appartenance à une minorité :				
<i>(omis Non)</i>				
Minorité visible	-0.099*	(0.060)	0.182	(0.137)
Pays ou Région d'origine :				
<i>(omis Asie)</i>				
États-Unis			0.159	(0.270)
Amérique du Sud et Caraïbes			0.282***	(0.102)
Royaume-Uni			0.368*	(0.206)
Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord			0.425**	(0.166)
Europe de l'Est			0.335*	(0.178)
Afrique			-0.0243	(0.0937)
Reste du monde			0.916**	(0.374)
Effets fixes				
Région métropolitaine	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Niveau d'éducation	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Année	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Niveau d'éducation * Année	<i>oui</i>		<i>oui</i>	
Constante	-0.111**	(0.045)	-0.408***	(0.143)
N	234		234	

R carré	0.782	0.803
Test- F joint sur effets fixes	12.63	12.22
Prob > F =	0.000	0.000

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 5.1 avec l'écart du taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$) comme variable dépendante. Cet écart est donné par la différence entre le taux d'emploi des immigrants récents ($empl_{c,e,t}^m$) et celui des natifs ($empl_{c,e,t}^n$). Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

TABLE C8 – Estimés des effets fixes linéaires et de l'interaction entre effets fixes éducation et temps

Variables indépendantes	Écart taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)		Écart taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
RMR : (omis Toronto)				
Montréal	-0.001	(0.060)	-0.037	(0.062)
Ottawa	-0.061*	(0.036)	-0.092**	(0.040)
St. Catherines-Niagara	0.030	(0.037)	0.022	(0.044)
Winnipeg	0.051***	(0.018)	0.054***	(0.020)
Régina-Saskatoon	0.025	(0.029)	0.040	(0.031)
Calgary	0.062***	(0.014)	0.056***	(0.019)
Edmonton	0.064***	(0.016)	0.058***	(0.018)
Vancouver	0.005	(0.014)	0.013	(0.019)
Autres RMR	-0.035	(0.024)	-0.065**	(0.027)
Niveau d'éducation :				
<i>(omis Universitaire)</i>				
Secondaire et Moins	0.094***	(0.033)	0.060	(0.041)
Collégial	0.093***	(0.029)	0.056	(0.036)
Année : (omis 1981)				
1986	-0.081***	(0.025)	-0.088***	(0.025)
1991	-0.090***	(0.024)	-0.089***	(0.024)
1996	-0.197***	(0.024)	-0.190***	(0.026)
2001	-0.180***	(0.028)	-0.154***	(0.029)

2006	-0.122***	(0.025)	-0.089***	(0.034)
2011	-0.046*	(0.026)	-0.006	(0.035)
2016	-0.137***	(0.024)	-0.086**	(0.037)

Interaction :

(omis 1981 et Universitaire)

Secondaire et moins*1986	0.032	(0.033)	0.032	(0.033)
Secondaire et moins*1991	0.001	(0.026)	-0.003	(0.030)
Secondaire et moins*1996	0.046	(0.028)	0.044	(0.032)
Secondaire et moins*2001	0.027	(0.031)	0.020	(0.034)
Secondaire et moins*2006	-0.025	(0.031)	-0.030	(0.039)
Secondaire et moins*2011	-0.007	(0.029)	-0.015	(0.035)
Secondaire et moins*2016	-0.013	(0.032)	0.0004	(0.035)
Collégial*1986	-0.009	(0.032)	-0.011	(0.034)
Collégial*1991	-0.031	(0.035)	-0.031	(0.036)
Collégial*1996	0.013	(0.032)	0.017	(0.035)
Collégial*2001	0.008	(0.037)	0.008	(0.039)
Collégial*2006	-0.038	(0.035)	-0.024	(0.041)
Collégial*2011	-0.014	(0.034)	-0.004	(0.037)
Collégial*2016	0.021	(0.032)	0.033	(0.037)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- La régression suit l'équation 5.1 avec l'écart du taux d'emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$) comme variable dépendante. La colonne (1) présente les estimés des effets fixes de l'équation 5.1 uniquement quand les caractéristiques identiques aux nouveaux arrivants et aux natifs sont considérées. La colonne (3), quant à elle, montre les estimés des effets fixes de l'équation 5.1 quand sont inclus les caractéristiques spécifiques aux immigrants et les ca-

ractéristiques identiques aux deux groupes. Les écarts types sont entre parenthèses et sont présentés dans les colonnes (2) et (4). (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

TABLE C9 – Contribution des k variables explicatives à l'augmentation de l'écart du taux d'emploi

Variables	Décomposition de l'écart du taux d'emploi	
	(Écart %)	(% de l'écart total)
<i>Variation de l'écart brut du taux d'emploi</i>	-0.132	
<i>Partie inexpliquée</i>	-0.141	1.069
<i>Partie expliquée</i>		
<i>Âge</i>		
30 à 34 ans	0.001	-0.007
35 à 39 ans	0.002	-0.015
40 à 44 ans	0.003	-0.022
45 à 49 ans	0.003	-0.026
50 à 54 ans	0.0003	-0.003
55 à 59 ans	-0.006	0.048
60 à 64 ans	0.018	-0.139
<i>Sexe</i>		
Homme	0.015	-0.114
<i>Statut marital</i>		
Marié(e)	-0.009	0.069

Séparé(e)	0.0001	-0.0001
Célibataire	0.014	-0.109
Veuf(ve)	-0.0006	0.004

Langues officielles parlées :

Anglais	0.001	-0.011
Bilingue	-0.0004	0.003
Allophone	-0.004	0.030

Langues maternelles :

Anglais	0.036	-0.273
Autres	-0.031	0.233

Appartenance à une minorité :

Minorité visible	0.046	-0.346
------------------	-------	--------

Pays ou Région d'origine :

États-Unis	-0.002	0.016
Amérique du Sud et Caraïbes	-0.004	0.029
Royaume-Uni	-0.025	0.188
Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord	-0.036	0.270
Europe de l'Est	-0.0003	0.002
Afrique	-0.004	0.030
Reste du monde	-0.009	0.071

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La décomposition suit les équations 4.3 et

4.4, où $\Delta\bar{w}_{c,e,T}$ et $\Delta\bar{w}_{c,e,t'}$ sont remplacés respectivement par $\Delta\overline{empl}_{c,e,T}$ et $\Delta\overline{empl}_{c,e,t'}$. La colonne (1) suit dans ce contexte l'équation 4.3 et la colonne (2) suit l'équation 4.4. La partie inexpliquée correspond à la troisième composante de la partie droite des équations 4.3 et 4.4. La partie expliquée correspond aux deux premières composantes de la partie droite des équations 4.3 et 4.4.

TABLE C10 – Effet d’un changement de l’écart de la moyenne des caractéristiques observables sur l’écart de taux d’emploi, *selon le sexe*

Variables indépendantes	Écart taux d’em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)		Écart taux d’em- ploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)	
	<i>Homme</i>		<i>Femme</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Âge : (omis 25 à 29 ans)</i>				
30 à 34 ans	-0.220 (0.141)	-0.186 (0.137)	0.136 (0.295)	0.075 (0.322)
35 à 39 ans	-0.110 (0.190)	-0.126 (0.203)	0.467 (0.284)	0.528* (0.293)
40 à 44 ans	-0.475*** (0.171)	-0.485*** (0.171)	0.478 (0.341)	0.341 (0.376)
45 à 49 ans	-0.125 (0.198)	-0.108 (0.215)	0.565 (0.409)	0.501 (0.409)
50 à 54 ans	-0.115 (0.178)	-0.056 (0.193)	0.299 (0.565)	0.114 (0.609)
55 à 59 ans	0.060 (0.218)	0.035 (0.233)	0.098 (0.490)	0.010 (0.513)
60 à 64 ans	-0.615* (0.339)	-0.601* (0.346)	-0.022 (0.619)	-0.260 (0.628)
<i>Statut marital : (omis Divorcé(e))</i>				
Marié(e)	0.697 (0.475)	0.639 (0.439)	-0.382 (0.456)	-0.432 (0.483)
Séparé(e)	0.946	0.924*	-0.258	-0.305

	(0.609)	(0.548)	(0.775)	(0.718)
Célibataire	0.321	0.217	-0.022	-0.239
	(0.454)	(0.415)	(0.528)	(0.547)
Veuf(ve)	0.312	0.001	-0.657	-0.522
	(0.907)	(0.847)	(0.905)	(0.884)
<i>Langues officielles parlées :</i>				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	0.015	0.070	0.214	0.396
	(0.182)	(0.195)	(0.362)	(0.358)
Bilingue	-0.329	-0.258	-0.233	-0.094
	(0.208)	(0.226)	(0.471)	(0.384)
Allophone	-0.264	-0.161	-0.103	0.319
	(0.279)	(0.266)	(0.538)	(0.530)
<i>Langues maternelles :</i>				
<i>(omis Français)</i>				
Anglais	-0.074	-0.100	0.039	-0.208
	(0.177)	(0.168)	(0.331)	(0.285)
Autres	-0.055	-0.040	-0.216	-0.177
	(0.172)	(0.185)	(0.404)	(0.386)
<i>Appartenance à une minorité :</i>				
<i>(omis Non)</i>				
Minorité visible	-0.007	0.002	0.346	0.204
	(0.166)	(0.185)	(0.311)	(0.313)
<i>Pays ou Région d'origine :</i>				
<i>(omis Asie)</i>				
États-Unis	-0.083	-0.013	-0.087	0.292
	(0.205)	(0.238)	(0.546)	(0.614)

Amérique du Sud et Caraïbes	0.350** (0.174)	0.367** (0.184)	0.642** (0.307)	0.723** (0.304)
Royaume-Uni	0.357 (0.249)	0.505* (0.290)	0.346 (0.555)	0.574 (0.584)
Europe du Sud, de l'Ouest et du Nord	0.141 (0.236)	0.146 (0.257)	1.357*** (0.436)	1.336*** (0.422)
Europe de l'Est	0.277 (0.217)	0.321 (0.218)	0.648 (0.431)	0.545 (0.424)
Afrique	-0.0287 (0.121)	0.005 (0.132)	-0.163 (0.235)	-0.029 (0.231)
Reste du monde	0.559 (0.531)	0.364 (0.490)	0.745 (0.838)	0.466 (0.796)
<i>Effets fixes</i>				
Région métropolitaine	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Niveau d'éducation	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Année	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>	<i>oui</i>
Niveau d'éducation * Année	<i>non</i>	<i>oui</i>	<i>non</i>	<i>oui</i>
Constante	-0.172 (0.166)	-0.222 (0.199)	-0.386 (0.346)	-0.618* (0.360)
Test- <i>F</i> joint sur effets fixes	6.82	5.02	10.38	10.45
Prob > <i>F</i> =	0.000	0.000	0.000	0.000
Test- <i>F</i> joint sur interactions		0.74		3.03
Prob > <i>F</i> =		0.7292		0.0003
N	231	231	234	234
R carré	0.623	0.646	0.681	0.728

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- Les régressions suivent les équations 4.1 et 5.1. Les colonnes (1) et (3) ne contiennent pas l'interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps (estimation à partir de l'équation 4.1), tandis que les colonnes (2) et (4) contiennent l'interaction entre effets fixes éducation et temps (estimation à partir de l'équation 5.1). Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

TABLE C11 – Estimés des effets fixes linéaires et de l’interaction entre effets fixes éducation et temps, *selon le sexe*

Variables indépendantes	Écart taux d’emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)		Écart taux d’emploi ($\Delta empl_{c,e,t}$)	
	<i>Homme</i>		<i>Femme</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
RMR : (omis Toronto)				
Montréal	-0.145 (0.098)	-0.125 (0.088)	-0.286 (0.181)	-0.182 (0.157)
Ottawa	-0.094* (0.056)	-0.088* (0.053)	-0.243** (0.120)	-0.215** (0.106)
St. Catherines-Niagara	0.003 (0.052)	-0.004 (0.055)	-0.069 (0.142)	-0.113 (0.142)
Winnipeg	0.018 (0.023)	0.021 (0.024)	0.213*** (0.053)	0.215*** (0.054)
Régina-Saskatoon	-0.031 (0.058)	-0.027 (0.061)	0.149** (0.072)	0.113* (0.068)
Calgary	0.045** (0.021)	0.046** (0.020)	0.183*** (0.047)	0.162*** (0.048)
Edmonton	0.051* (0.028)	0.051* (0.028)	0.165*** (0.045)	0.166*** (0.046)
Vancouver	-0.009 (0.029)	-0.009 (0.030)	0.112** (0.046)	0.085** (0.042)
Autres RMR	-0.062 (0.046)	-0.064 (0.043)	-0.167* (0.086)	-0.194** (0.077)

Niveau d'éducation :

(omis Universitaire)

Secondaire et Moins	0.011 (0.032)	0.015 (0.051)	0.017 (0.104)	0.0698 (0.151)
Collégial	0.007 (0.025)	-0.018 (0.052)	0.0005 (0.0514)	0.083 (0.161)

Année : (omis 1981)

1986	-0.105*** (0.031)	-0.143*** (0.050)	-0.093 (0.058)	-0.089 (0.107)
1991	-0.116*** (0.026)	-0.104** (0.043)	-0.151** (0.068)	-0.091 (0.110)
1996	-0.172*** (0.029)	-0.184*** (0.046)	-0.310*** (0.074)	-0.305*** (0.111)
2001	-0.123*** (0.029)	-0.117** (0.055)	-0.275*** (0.076)	-0.228** (0.115)
2006	-0.093*** (0.035)	-0.091 (0.056)	-0.232*** (0.079)	-0.092 (0.126)
2011	0.005 (0.033)	0.008 (0.054)	0.090 (0.091)	0.142 (0.124)
2016	-0.048 (0.041)	-0.042 (0.056)	-0.184* (0.100)	-0.112 (0.130)

Interaction :

(omis 1981 et Universitaire)

Secondaire et moins*1986		0.056 (0.061)		0.022 (0.128)
Secondaire et moins*1991		-0.008		-0.022

	(0.045)	(0.120)
Secondaire et moins*1996	0.005	0.029
	(0.050)	(0.123)
Secondaire et moins*2001	-0.016	-0.073
	(0.057)	(0.125)
Secondaire et moins*2006	-0.033	-0.255*
	(0.058)	(0.142)
Secondaire et moins*2011	-0.003	-0.113
	(0.057)	(0.137)
Secondaire et moins*2016	-0.047	-0.219*
	(0.060)	(0.129)
Collégial*1986	0.028	-0.068
	(0.062)	(0.155)
Collégial*1991	-0.028	-0.105
	(0.053)	(0.147)
Collégial*1996	0.044	-0.019
	(0.057)	(0.153)
Collégial*2001	0.018	-0.061
	(0.059)	(0.159)
Collégial*2006	0.038	-0.180
	(0.055)	(0.163)
Collégial*2011	0.007	-0.029
	(0.060)	(0.162)
Collégial*2016	0.042	-0.013
	(0.053)	(0.156)

Source.- FMGD du Recensement sur la population (1981-2006 et 2016) et de l'ENM (2011).

Note.- Les régressions suivent les équations 4.1 et 5.1. Les colonnes (1) et (3) ne

contiennent pas l'interaction entre les effets fixes d'éducation et de temps (estimation à partir de l'équation 4.1), tandis que les colonnes (2) et (4) contiennent l'interaction entre effets fixes éducation et temps (estimation à partir de l'équation 5.1). Les écarts types sont entre parenthèses. (***) est significatif à un niveau de 1%. (**) est significatif à un niveau de 5%. (*) est significatif à un niveau de 10%.

