

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'EFFET DU SALAIRE MINIMUM SUR L'EMPLOI DES IMMIGRANTS
AU QUÉBEC EN COMPARAISON AVEC L'ONTARIO
ET LA COLOMBIE-BRITANNIQUE

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
MARIUS ZOUZOUKO KIPRE

JUILLET 2016

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je tiens à remercier ma Directrice de recherche, la professeure Marie Connolly pour sa grande disponibilité tout au long de la rédaction du mémoire et aussi de la qualité des enseignements reçus durant ma formation. Son apport qualitatif m'a beaucoup aidé à finaliser ce projet.

Ma profonde gratitude va également à l'endroit du personnel du CIQSS, dans un premier temps pour la confiance en ma personne en m'autorisant l'accès à son laboratoire de recherche et dans un second temps pour l'aide précieuse apportée à chaque utilisateur en cas de besoin. Mes remerciements vont en particulier à Monsieur Frédéric Broussau, analyste au CIQSS-UQAM pour son professionnalisme et sa rapidité lors des demandes à sortir des fichiers.

Remerciement spécial à Madame Martine Boisselle, Assistante gestion, programme études avancées au Département des sciences économiques de l'UQAM pour toutes les bonnes réponses à nos préoccupations d'ordre administratif.

Je tiens enfin à remercier mon épouse Baffo Rita Mathilde pour tous les sacrifices consentis lors de ma formation et aussi grand merci à tous ceux qui de près ou de loin ont contribué à la production de ce document.

AVANT- PROPOS

Le présent mémoire est présenté comme exigence partielle de la maîtrise en économique. Cette étude se veut être une contribution devant permettre de mettre en lumière les causes des difficultés rencontrées sur le marché du travail par les immigrants. L'accent est mis ici sur les changements du salaire minimum comme cause plausible du problème d'emploi chez ces derniers.

Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles de l'auteur et non celles des partenaires financiers.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES.....	vi
LISTE DES TABLEAUX.....	vii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	ix
RÉSUMÉ.....	x
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE	4
1.1 Débats sur la relation salaire minimum-emploi	4
1.1.1 Sur le plan théorique	4
1.1.2 Études empiriques sur le salaire minimum	5
1.2 Études sur l'impact du salaire minimum sur la distribution des salaires	8
1.3 Études sur l'emploi et la rémunération des immigrants au Canada	9
CHAPITRE II	
DONNÉES UTILISÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	11
2.1 Sources des données.....	11
2.2 Analyse et manipulation des données	12
2.3 Statistiques descriptives	15
2.3.1 Comparaison de l'évolution du salaire minimum nominal au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique	15
2.3.2 Comparaison de l'évolution du salaire minimum réel au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique	18
2.3.3 Statistiques descriptives relative à l'échantillon de travail	19
2.3.4 Proportion d'immigrants en emploi selon les caractéristiques incluses dans l'analyse.....	23

CHAPITRE III	
MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE	36
3.1 Présentation du modèle	36
3.1.1 Modèle dichotomique.....	36
3.1.2 Présentation des variables exogènes du modèle.....	38
3.2 Estimation	42
CHAPITRE IV	
RÉSULTATS ET TEST DE ROBUSTESSE	45
4.1 Présentation et interprétations des résultats	45
4.1.1 Probabilité d'emploi et l'effet du salaire minimum	48
4.1.2 Probabilité d'emploi et l'effet du taux de chômage	51
4.1.3 Probabilité d'emploi selon certains critères sociodémographiques	53
4.1.4 Probabilité d'emploi selon la durée de résidence.....	56
4.1.5 Probabilité d'emploi selon des critères géographiques.....	57
4.2 Test de robustesse	59
CONCLUSION	62
ANNEXE A	
ESTIMATION PROBIT	65
ANNEXE B	
ESTIMATION MCO	76
BIBLIOGRAPHIE	81

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Évolution du salaire minimum en terme nominal, janvier 2006-mai 2015.....	16
2.2 Évolution du salaire minimum en terme réel, janvier 2006 à mai 2015	18
2.3 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon la province de destination	24
2.4 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon l’âge	25
2.5 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon le sexe	27
2.6 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon le niveau de scolarité	28
2.7 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon le statut matrimonial	29
2.8 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon le sexe et le statut matrimonial	31
2.9 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon la durée de résidence.....	33
2.10 Proportion d’immigrants reçus en emploi selon la région d’origine.....	35
3.1 Modèle conceptuel	40
4.1 Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi – Ensemble des immigrants (Québec)	60
A.1 Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi - Femmes immigrantes (Québec).....	76
A.2 Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi- Jeunes immigrants (Québec).....	77
A.3 Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi – Immigrants peu scolarisés (Québec).....	78
A.4 Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi - Immigrants très récents (Québec).....	79
A.5 Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi -Immigrants, minorités visibles (Québec)	80

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page	
2.1	Variation du salaire minimum nominal..... 17	17
2.2	Taux courants du salaire minimum au Canada 17	17
2.3	Statistiques descriptives de l'échantillon selon certaines caractéristiques sociodémographiques, population immigrante du Canada 22	22
2.4	Statistiques descriptives de l'échantillon selon certaines caractéristiques sociodémographiques, population native du Canada 23	23
3.1	Variables exogènes créées et leurs possibles valeurs..... 41	41
3.2	Liste des sous-échantillons utilisés comme base lors des estimations 43	43
3.3	Liste des variables utilisées comme références lors des estimations 43	43
4.1	Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Ensemble des immigrants 46	46
4.2	Effet marginal (dy/dx) de la variable de salaire minimum sur la probabilité d'être en emploi pour différents groupes d'immigrants 48	48
4.3	Résultat estimation MCO- Ensemble des immigrants (Québec) 61	61
A.1	Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Femmes immigrantes 65	65
A.2	Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Jeunes immigrants..... 66	66
A.3	Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Immigrants moins scolarisés..... 67	67
A.4	Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Immigrants très récents..... 69	69
A.5	Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Immigrants minorités visibles..... 70	70
A.6	Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Ensemble des natifs 71	71

A.7 Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Femmes natives.....	72
A.8 Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Jeunes natifs.....	73
A.9 Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Natifs moins scolarisés	74
A.10 Résultat estimation MCO-Femmes des immigrantes.....	76
A.11 Résultat estimation MCO-Jeunes immigrants.....	77
A.12 Résultat estimation MCO-Immigrants peu scolarisés.....	78
A.13 Résultat estimation MCO-Immigrants très récents	79
A.14 Résultat estimation MCO-Immigrants, minorités visibles.....	80

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

CIQSS	Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales
CRSH	Conseil de recherche en sciences humaines
EPA	Enquête sur la population active
FCI	Fondation canadienne pour l'innovation
FRQSC	Fonds de recherche du Québec - Société et culture
IRSC	Instituts de recherche en santé du Canada
MCO	Moindres carrés ordinaires
RCCDR	Réseau canadien des centres de données de recherche

RÉSUMÉ

La question de l'effet du salaire minimum sur l'emploi est un sujet à controverses. La majorité des études sur la question a porté, la plupart du temps, uniquement sur les femmes ou les jeunes. L'objectif principal de notre étude est de voir, sur la période allant de 2006 à 2013, la relation existante entre hausse de salaire minimum et probabilité d'être en emploi chez différents sous-groupes d'immigrants dans les trois principales provinces canadiennes d'immigration que sont le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique.

Les données utilisées dans le cadre de cette étude sur l'emploi des immigrants reçus au Canada proviennent de l'Enquête sur la population active réalisée par Statistique Canada entre janvier 2006 et décembre 2013.

À l'aide d'un modèle économétrique, nous allons déterminer l'effet marginal du salaire minimum sur la probabilité d'être en emploi d'un immigrant reçu. Au regard des résultats obtenus, il faut signaler que pour l'ensemble des différents sous-groupes d'immigrants, la relation hausse du salaire minimum et probabilité d'être en emploi n'est pas négative, bien au contraire, des hausses de probabilité d'être en emploi sont observées suite à des augmentations du salaire minimum dans les trois provinces. Nos résultats suggèrent que l'évolution du salaire minimum ces dernières années dans ces provinces ne pourrait donc pas être avancée comme étant l'une des raisons pouvant expliquer les problèmes de performance des immigrants sur le marché du travail.

Mots-clés : salaire minimum, emploi, immigrant, natif, Canada

INTRODUCTION

Cette dernière décennie, le salaire minimum nominal a fréquemment augmenté au Québec. Le but principal recherché par les gouvernements est de réduire la pauvreté en augmentant le pouvoir d'achat des populations les plus défavorisées. Ainsi sur la période de 2006 à 2015, la province du Québec a haussé 10 fois son salaire minimum courant passant de 7,60 \$ en 2006 à 10,55 \$ en 2015.

Une hausse du salaire minimum entraîne une augmentation des salaires payés aux travailleurs rémunérés entre ce salaire et le nouveau salaire minimum mais aussi, par souci d'équilibre dans la structure salariale, cette hausse pourrait aussi avoir un impact sur les salaires des emplois rémunérés immédiatement au-dessus du nouveau salaire minimum.

Cette situation se traduit pour les entreprises par un accroissement des coûts d'embauche de la main d'œuvre dont les conséquences pourraient être l'augmentation des prix de leurs produits, la délocalisation de la production ou encore la réduction de l'emploi des travailleurs dont la valeur de la production pourrait être jugée inférieure à celle du salaire minimum.

À cet effet, en prenant comme cible la population immigrante, groupe caractérisé par des bas salaires comparativement aux natifs (Skuterud et Su, 2010) et confronté à d'énormes défis sur le marché du travail, la préoccupation fondamentale qui nous occupera tout au long de cette étude est de savoir comment réagit l'emploi immigrant suite à une variation du salaire minimum ? Une hausse du salaire minimum réduit-elle les possibilités d'emploi chez ces derniers ?

Nous nous intéressons particulièrement aux différents sous-groupes d'immigrants les plus vulnérables sur le marché du travail, notamment les jeunes immigrants, les femmes immigrantes, les immigrants très récents, les immigrants avec seulement le niveau secondaire ou moins et les immigrants issus des minorités visibles.

Nous tenterons d'apporter un éclaircissement sur le sujet en comparant la situation sur le marché du travail de ces différents sous-groupes d'immigrants au Québec à celle en Ontario et en Colombie Britannique. À elles seules, ces trois provinces représentaient près de 75 % des immigrants admis au Canada en 2009 (Statistique Canada, 2012).

Les données utilisées dans cette étude sont celles issues de l'Enquête sur la population active (EPA), sur la période allant de 2006 à 2013. À l'aide d'un modèle probit, nous avons déterminé l'impact des variations du salaire minimum sur la probabilité d'être en emploi pour ces principaux sous-groupes d'immigrants. Le constat général qui se dégage des résultats de nos différentes estimations est que les hausses successives du salaire minimum dans ces provinces et particulièrement au Québec n'ont pas eu pour effet de réduire la probabilité d'être en emploi pour ces différents sous-groupes d'immigrants.

Cette étude revêt un intérêt particulier. Nous exploitons dans cette étude une autre source susceptible d'expliquer les problèmes d'intégration des immigrants, à savoir le rôle que pourrait jouer un changement du salaire du minimum dans l'explication de la performance des immigrants sur le marché du travail. Plusieurs autres explications ont été avancées pour expliquer la détérioration de la performance sur le marché du travail des immigrants au Québec, à savoir la non reconnaissance des diplômes étrangers, le manque d'expérience canadienne, le problème de langue (Boudarbat, 2011). Il s'avère donc important de mener une telle étude afin de déceler les causes d'une mauvaise intégration des immigrants dans leur société d'accueil et aussi de

permettre aux décideurs de faire de bons choix de politiques économiques et d'immigration.

Ce mémoire se subdivise en quatre chapitres. Le premier chapitre présente une revue sélective de littérature sur les conséquences du salaire minimum sur l'emploi et la distribution des salaires. Pour ce qui concerne la relation salaire minimum-emploi, nous passerons en revue les débats théoriques et empiriques sur le sujet. L'emploi ainsi que la rémunération des immigrants au Canada seront également abordés dans ce premier chapitre. Dans le second chapitre, nous présenterons les données dont nous nous servirons pour mener l'étude ainsi que les statistiques descriptives. La méthode économétrique utilisée pour les estimations sera présentée dans le troisième chapitre. Le quatrième chapitre servira quant à lui à la présentation des résultats des estimations du modèle et à leurs interprétations. Un test de robustesse sera également effectué. Des recommandations seront faites au cours de la conclusion de notre étude.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

1.1 Débats sur la relation salaire minimum-emploi

La question de l'effet du salaire minimum sur l'emploi est un sujet à controverses autant sur le plan théorique que sur le plan empirique.

1.1.1 Sur le plan théorique

(a) Point de vue néoclassique

Sur le plan théorique, lorsque le coût d'un bien augmente la quantité demandée de ce bien baisse et la quantité offerte de ce bien augmente. Selon l'analyse néoclassique, le marché du travail n'échappe pas à cette règle. Une hausse du salaire minimum peut inciter les individus à aller travailler car le coût d'opportunité (ou de renonciation) du loisir augmente, ainsi la quantité offerte de travail augmente. Cependant du côté de la demande de travail, l'effet contraire risque de se produire car les employeurs risquent d'être plus exigeants dans le choix des différents facteurs de production pour espérer atteindre leurs objectifs de production ou de maximisation du profit. La comparaison gains/coûts lors du choix de chaque unité de facteur de production sera davantage utilisée comme boussole chez les employeurs. Ils vont comparer les différentes productivités marginales et les prix lors du choix des différents facteurs de production. Cette situation pourrait aboutir à un frein à l'embauche ou au licenciement des personnes dont la productivité, soit par manque d'expérience ou de qualification,

pourrait être jugée inférieure au nouveau salaire minimum. Les travailleurs peu qualifiés seront donc les premières victimes de ces hausses du salaire minimum.

(b) Point de vue postkeynésien

Selon l'analyse postkeynésienne une augmentation du niveau des salaires favorise une hausse du pouvoir d'achat des ménages. Ces derniers consommeront davantage entraînant ainsi un accroissement de la demande. Dans ce contexte, les anticipations des entrepreneurs vont être optimistes, la demande effective augmentera, ce qui va entraîner une hausse de leur production et par conséquent une hausse de l'emploi. Le niveau de l'emploi va dépendre du volume de production que les entrepreneurs vont décider de mettre en œuvre et non pas du niveau de salaire comme le précisent les néoclassiques.

Les postkeynésiens ne perçoivent pas le salaire uniquement comme un coût pour les entreprises. Pour eux, une hausse du salaire minimum donc du revenu des travailleurs, clients potentiels de l'entreprise, implique une hausse de la demande globale et de l'emploi.

1.1.2 Études empiriques sur le salaire minimum

Il existe de nombreux travaux empiriques sur l'effet du salaire minimum sur l'emploi. La plupart de ces études empiriques ont examiné la situation de différents groupes démographiques en particulier les jeunes et les femmes. Ces études débouchent sur des conclusions différentes et peuvent être regroupées selon deux points de vue opposés.

(a) Lien négatif entre salaire minimum et emploi

Les résultats des premiers travaux empiriques sur le sujet aboutissaient à un consensus et établissaient un lien négatif avec coefficient élevé entre salaire minimum et emploi notamment l'emploi des jeunes. Ainsi Brown, Gilroy et Kohen (1982) aux États-Unis dans leur étude montrent qu'une hausse du salaire minimum de 10 % entraîne une baisse de l'emploi des jeunes (16-19 ans) de 1 à 2 % et une baisse similaire mais un peu plus faible pour les jeunes adultes (20-24 ans) et que l'effet serait incertain pour les personnes plus âgées (25 ans et plus). Neumark et Wascher (1992) abondent dans le même sens. À partir d'une analyse plus récente sur données de panel de 22 États aux États-Unis sur la période de 1973 à 1989 ils retrouvent pratiquement les mêmes conclusions.

Ces résultats ont longtemps dominé la littérature économique. Cependant, les premiers doutes sur les effets négatifs élevés d'une hausse du salaire minimum sur l'emploi commencent à prendre forme au début des années 1990. Contrairement aux résultats habituels sur le sujet, Wellington (1991) à partir de séries chronologiques trouve un effet certes négatif du salaire sur l'emploi des adolescents mais que l'effet serait faible. Une hausse du salaire minimum de 10 % n'entraînerait qu'une baisse de l'emploi des adolescents de seulement 0,5 % à 0,7 %. Au Canada, Cousineau (1979) débouche sur des constatations très semblables et établit un effet négatif avec une faible élasticité du salaire minimum sur l'emploi des jeunes. En France, Bazen et Martin (1991) montrent que l'accroissement du salaire minimum réduit l'emploi des jeunes mais que les pertes d'emplois sont moindres avec une élasticité se situant entre -0,15 et -0,23.

(b) Aucun effet du salaire minimum sur l'emploi

Des études plus récentes sur le sujet permettent de lever le doute et de remettre en cause l'effet négatif du salaire minimum sur l'emploi. Card (1992) s'intéresse à l'effet d'une augmentation du salaire minimum en Californie en 1988 (plus de 27 %) en comparant avec les autres États où le salaire minimum est resté stable. Il ne décèle aucun effet négatif sur l'emploi des jeunes, notamment sur celui des minorités ethniques.

Dans le même ordre d'idée Card et Krueger (1994) arrivent à la même conclusion à partir d'une étude portant sur la comparaison des effets sur l'emploi dans le secteur de la restauration rapide au New-Jersey, où le salaire minimum a connu une hausse en 1992 passant de 4,25 \$ à 5,05 \$, et en Pennsylvanie où il est resté stable sur la même période. L'emploi n'a pas été affecté, il a même connu une augmentation plus grande au New Jersey que dans les autres États qui n'ont pas connu de hausse.

Cependant Neumark et Wascher (2000) ont contesté les résultats présentés par Card et Krueger en affirmant que la méthode d'analyse et les données employées dans l'étude de 1994 n'étaient pas bonnes. Ils effectuent la même étude cette fois en utilisant une série de données améliorée. Neumark et Wascher ont constaté que l'emploi avait au contraire diminué au New-Jersey.

Card et Krueger (2000) ont répliqué à leur tour aux critiques de Neumark et Wascher en utilisant les mêmes données que ces derniers, retirant leur propre nouvelle série de données améliorée. En plus d'évaluer l'effet de l'augmentation du salaire minimum au New-Jersey, ils ont élargi leurs études au niveau fédéral qui, en 1996, avait fait passer le salaire minimum de 4,24 \$ à 4,75 \$. Ils arrivent toujours à la conclusion que le salaire minimum n'a pas d'incidence majeure sur l'emploi.

Pour clore le débat sur le salaire minimum, une recherche de Jordan et Stanford (2014) étudie le lien entre salaire minimum et emploi en analysant la situation sur le marché du travail dans 10 provinces canadiennes sur la période de 1982 à 2012. Ils trouvent que le lien est presque aussi susceptible d'être positif que négatif. Ils arrivent à la conclusion que d'autres facteurs tels que l'état de la demande globale et la croissance du PIB influencent les niveaux d'emploi et que ces derniers ne sont pas très sensibles à tous les règlements sur les salaires.

1.2 Études sur l'impact du salaire minimum sur la distribution des salaires

Une hausse du salaire minimum a non seulement un impact sur les salaires des travailleurs rémunérés au salaire minimum ou au salaire en dessous du nouveau salaire minimum mais aussi par soucis de préserver l'équilibre salarial peut entraîner une augmentation du salaire des employés percevant une rémunération horaire située légèrement au-dessus du nouveau salaire minimum. On parle d'effet d'émulation ou d'entraînement du salaire minimum.

L'effet du salaire minimum sur la masse salariale a été étudié par Koubi, Lhommeau et Dares (2007) à partir des grilles salariales d'un échantillon représentatif d'entreprises françaises de 10 salariés ou plus du secteur marchand non agricole entre 2000 et 2005. Ils arrivent à la conclusion que les fortes hausses du salaire minimum ont eu un effet d'entraînement sur les bas salaires.

D'autres études en particulier celles de Bégue (1978) et Passeron et Quema (1999) ont estimé l'impact d'une hausse du salaire minimum sur le niveau du salaire moyen. Selon ces auteurs, une hausse de 1 % de la valeur du salaire minimum se traduirait par une hausse du salaire moyen de 0,1 %.

Dans le même ordre d'idée, on peut aussi mentionner les études de Card et Krueger (1995), Brown (1999) et Katz et Krueger (1992). Ces études ont en commun d'indiquer qu'une hausse du salaire minimum impacte positivement sur les salaires légèrement plus élevés au salaire minimum.

1.3 Études sur l'emploi et la rémunération des immigrants au Canada

La situation sur le marché de l'emploi des immigrants au Canada a fait l'objet de nombreuses études. La tendance qui se dégage de ces études est que les immigrants malgré leurs nombreux diplômes ont beaucoup plus de difficulté à intégrer ou à se maintenir sur le marché du travail. Cette situation est beaucoup plus accentuée au Québec comparé à l'Ontario et à la Colombie-Britannique.

Parmi ses nombreuses études notamment, on pourrait citer celle de Connolly et Boudarbat (2013). Ces auteurs brossent un portrait statistique de la situation des immigrants sur le marché du travail au Québec en comparaison avec l'Ontario et la Colombie-Britannique et arrivent à la conclusion que l'accès à l'emploi est plus difficile pour les immigrants au Québec. Selon ces auteurs, la situation particulièrement favorable des immigrants en Colombie-Britannique s'expliquerait par le développement de la culture entrepreneuriale, de l'utilisation effective du réseautage ainsi que de l'acceptation de la part des immigrants d'emplois de moins bonne qualité et qui ne s'arriment pas forcément avec leurs domaines de compétences.

Pour ce qui a trait à la rémunération, la situation des immigrants n'est pas avantageuse si on la compare à celle des personnes nées au Canada. Une étude de Boudarbat et Boulet (2010) indique que les revenus des immigrants sont plus faibles comparés à ceux des natifs. Selon ces auteurs, l'écart entre le salaire hebdomadaire

moyen des natifs et des immigrants s'est creusé en 25 ans, passant de 3 à 14 % inférieur à celui des Canadiens de naissance vivant au Québec.

Concernant toujours la concentration du taux de faible revenu dans la population immigrante, cette situation existe également dans d'autres provinces au Canada. La hausse du taux de faible revenu dans les trois plus grandes villes du Canada, ainsi qu'en Ontario et en Colombie-Britannique, principalement celle survenue durant les années 1990, est concentrée en grande partie chez la population d'immigrants. Essentiellement, au cours des deux dernières décennies, le taux de faible revenu a baissé chez les Canadiens de naissance et augmenté chez les immigrants (Picot, Lu et Hou, 2009).

La situation des immigrants s'est donc précarisée, et malgré des niveaux de scolarité élevés chez ces derniers, le taux de faible revenu en leur sein a considérablement augmenté. Au vu de ces conclusions sur la rémunération des travailleurs, l'emploi des immigrants reçus pourrait être influencé par une hausse du salaire minimum quand on connaît les effets que cette hausse pourrait avoir sur les autres salaires principalement sur les salaires peu élevés. Nous tenterons d'estimer cet effet dans les chapitres suivants.

CHAPITRE II

DONNÉES UTILISÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

2.1 Sources des données

Les données utilisées dans le cadre de cette étude sur les immigrants reçus au Canada proviennent de l'Enquête sur la population active réalisée par Statistique Canada entre janvier 2006 et décembre 2013 (EPA - LFS 2006 à EPA - LFS 2013).

L'EPA est une enquête mensuelle réalisée auprès des ménages. Elle brosse un tableau complet et détaillé du marché du travail canadien. Son échantillon est représentatif de la population canadienne civile non institutionnalisée de 15 ans et plus. L'enquête est menée dans l'ensemble du pays, tant dans les provinces que dans les territoires. Sont exclus du champ de l'enquête les personnes qui vivent dans les réserves et dans d'autres peuplements autochtones, les membres à temps plein des Forces armées canadiennes et les pensionnaires d'établissements. L'EPA utilise un plan de sondage avec renouvellement de panel, suivant lequel les ménages sélectionnés restent dans l'échantillon pendant six mois consécutifs. Chaque mois, on remplace le panel qui fait partie de l'échantillon depuis six mois. Les ménages qui cessent de faire partie de l'échantillon sont remplacés par d'autres ménages du même secteur ou d'un secteur comparable (Statistique Canada, 2007).

La population immigrante est identifiable à compter de 2006 grâce à l'ajout de questions supplémentaires à l'EPA permettant ainsi de préciser le pays de naissance

du répondant et s'il est un « immigrant reçu » ou non, le mois et l'année où il/elle a reçu le statut d'immigrant reçu. Les immigrants reçus sont, en majorité, des personnes nées à l'extérieur du Canada et qui ont obtenu le droit de résider au pays en permanence (Statistique Canada, 2010 : p. 53).

L'échantillon qui sert pour l'étude est composé à la fois des natifs et d'immigrants reçus des deux sexes dont l'âge varie entre 15 et 64 ans et qui ont choisi comme province de résidence l'une des trois grandes provinces d'immigration à savoir le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Il se compose au total de 96 cohortes avec 12 échantillons mensuels indépendants sélectionnés sur une période de 12 mois consécutifs pour chaque année comprise entre 2006 et 2013.

Le but de ce mémoire est de déterminer l'impact d'une variation du salaire minimum sur l'emploi de certains groupes d'immigrants les plus vulnérables sur le marché du travail, notamment les jeunes immigrants, les femmes immigrantes, les immigrants très récents, les immigrants avec seulement le niveau secondaire ou moins et les immigrants issus des minorités visibles et qui éprouvent en général plus de problèmes à intégrer ou à se maintenir sur le marché du travail. L'idée est donc de savoir si les hausses fréquentes du salaire minimum ne constituent pas une sorte de barrière à l'entrée ou ne favorisent pas une sortie sur le marché du travail chez ces derniers.

2.2 Analyse et manipulation des données

Le fichier source de l'EPA comportant de nombreuses variables, la première étape de notre travail a été de former le fichier de base en ne retenant que les variables qui nous intéressaient dans le cadre de cette étude pour chaque mois et pour les différentes années comprises entre 2006 et 2013. Les variables suivantes ont été retenues : la variable indiquant le statut d'immigrant, la variable sur l'emploi, la variable sur la

province d'habitation du répondant, la variable sur l'âge, la variable sur le sexe, la variable sur le niveau d'éducation, la variable sur la date à laquelle le répondant a été reçu en tant qu'immigrant, et la variable sur le pays de naissance du répondant.

Ces différentes variables ont été manipulées. Pour chaque mois et pour les différentes années, la variable numérique indiquant si l'individu est un immigrant reçu a été créée à l'aide de la variable indiquant le statut d'immigrant. S'intéressant à leur situation sur le marché du travail, une variable indiquant si le répondant occupe un emploi ou non a également été créée. Les personnes occupées en emploi sont celles qui au cours de la semaine de référence ont fait un travail quelconque dans le cadre d'un emploi ou dans une entreprise, c'est-à-dire tout travail rémunéré accompli pour un employeur ou à son propre compte ; cela comprend aussi le travail familial non rémunéré, c'est-à-dire un travail (non rémunéré) qui contribue directement à l'exploitation d'une ferme, d'une entreprise ou d'un cabinet de professionnel appartenant à un membre apparenté du même ménage et exploité par lui. Ce groupe inclut aussi ceux qui avaient un emploi, mais n'étaient pas au travail à cause d'une maladie ou d'une incapacité, pour obligations personnelles ou familiales, pour des vacances, par suite d'un conflit de travail ou du fait de tout autre facteur. Ce groupe n'inclut pas les personnes mises à pied, celles qui étaient inactives entre deux emplois occasionnels et celles qui avaient un emploi devant commencer à une date ultérieure. De plus, les travaux ménagers sans rémunération et le travail bénévole ne sont pas considérés comme du « travail » aux fins de l'enquête, bien que ces activités ne diffèrent pas nécessairement du travail rémunéré (Statistique Canada, 2007).

Au niveau de la variable des provinces, les variables Québec, Ontario et Colombie-Britannique ont été créées afin de nous permettre de nous intéresser aux effets spécifiques dans chaque région.

Les variables hommes et femmes ont été obtenues à partir de la variable sexe. La variable âge a quant à elle été manipulée en quatre sous catégories à savoir les individus de 15 à 24 ans, de 25 à 34 ans, de 35 à 44 et enfin ceux de 45 à 64 ans.

La variable de statut matrimonial a quant à elle été utilisée pour obtenir deux catégories, soit la catégorie des personnes en couple (les personnes mariées ou en union de fait) et celle des personnes hors union (célibataires, divorcés, ou veufs).

La variable d'éducation a servi pour subdiviser les répondants en quatre catégories selon leur niveau d'instruction. Nous distinguons les répondants avec un niveau présecondaire, c'est à dire ceux qui ont moins du niveau secondaire ou qui ont le niveau secondaire mais sans avoir obtenu le diplôme. Nous avons également les répondants avec seulement le niveau secondaire et ayant obtenu le diplôme. Les répondants ayant seulement un niveau postsecondaire forment la troisième catégorie et enfin les répondants ayant un niveau universitaire avec ou sans diplôme forment la quatrième catégorie.

La variable indiquant la date à laquelle l'individu est devenu immigrant reçu au Canada a été utilisée pour obtenir trois autres variables à savoir la variable des immigrants très récents avec une durée de résidence en tant qu'immigrant reçu au Canada de moins de cinq ans, la variable des immigrants récents avec une durée de résidence comprise entre 5 ans et 10 ans et enfin la variable des immigrants de longue date dont la durée de résidence est supérieure à 10 ans.

Enfin la variable pays de naissance du répondant a quant à elle permis de regrouper les immigrants reçus selon la région d'origine notamment l'Amérique du Nord, l'Amérique latine, l'Europe de l'Ouest et de l'Est, l'Afrique et enfin l'Asie. Afin d'éviter des problèmes de sous-échantillons trop petits et par soucis de respecter la politique de confidentialité du CIQSS, l'Océanie a été combinée à l'Asie. Cependant

le faible nombre d'immigrants reçus provenant d'Océanie n'influence pas statistiquement les résultats. Cette variable, pays de naissance du répondant, a aussi été utilisée pour obtenir la variable identifiant uniquement les natifs du Canada.

Le fichier de travail a été obtenu grâce à l'ajout au fichier de base des variables de salaire minimum et de taux de chômage pour chaque province entre janvier 2006 et décembre 2013. Par la suite nous avons procédé à la mise en commun des 12 échantillons mensuels pour chacune des différentes années incluses dans notre analyse.

En plus du fichier de travail, trois autres sous-échantillons ont été créés selon que les immigrants reçus ont pour province de résidence le Québec, l'Ontario ou la Colombie-Britannique.

2.3 Statistiques descriptives

2.3.1 Comparaison de l'évolution du salaire minimum nominal au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique

De janvier 2006 à mai 2015, le salaire minimum, pour les travailleurs adultes qualifiés, a augmenté 10 fois au Québec comparativement à 6 fois en Ontario et seulement 2 fois en Colombie-Britannique (Figure 2.1). La province du Québec est la seule parmi les trois à avoir connu des hausses annuelles successives de son salaire minimum. Ce qui nous indique que la fréquence des modifications du salaire minimum est plus élevée au Québec comparativement à l'Ontario et la Colombie-Britannique. Il faut remarquer que la Colombie-Britannique a connu un gel de son salaire minimum pendant cette période jusqu'en avril 2011. Elle a par la suite maintenu constant son salaire minimum depuis le mois de mai 2012 jusqu'à septembre 2015. Il y a donc une tendance à maintenir inchangé le salaire minimum en Colombie-Britannique.

Les figures suivantes indiquent les variations du salaire minimum dans les trois provinces au cours de la période allant de janvier 2006 à mai 2015.

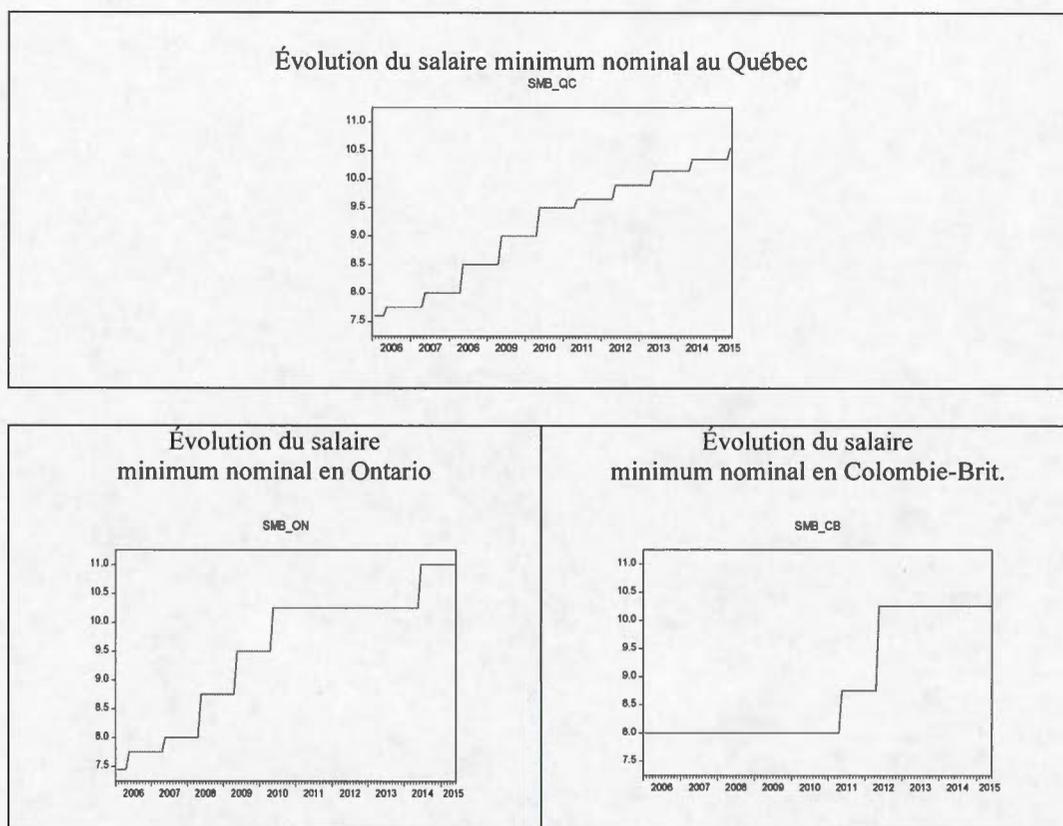


Figure 2.1 – Évolution du salaire minimum en terme nominal, janvier 2006-mai 2015 (source : de l'auteur à partir des données des Ressources Humaines et Développement des compétences Canada. Note : Valeur exprimée en dollar canadien courant).

Par ailleurs, il convient de noter que la variation du salaire minimum sur la période de janvier 2006 à mai 2015 est plus faible en Colombie-Britannique comparativement au Québec et à l'Ontario.

En effet, l'analyse des données (Tableau 2.1) nous indique que le taux de variation du salaire minimum nominal sur la période allant de janvier 2006 à mai 2015 a été d'environ 47 % en Ontario, 38 % au Québec et 28 % en Colombie-Britannique.

Tableau 2.1 – Variation du salaire minimum nominal, janvier 2006 à mai 2015

	2006	2015	Variation (%)
Québec	7,60	10,55	+38,82
Ontario	7,45	11,00	+47,65
Colombie-Britannique	8,00	10,25	+28,12

Source : de l'auteur. Note : Valeur exprimée en dollar canadien courant

Il faut aussi mentionner au passage que la province de l'Ontario offre le salaire minimum le plus élevé parmi les dix provinces et le deuxième salaire plus élevé pour tout le Canada à la fin de l'année 2015. La province du Québec, malgré les fréquentes hausses du salaire minimum, occupe le huitième rang en termes de salaire le plus élevé pour tout le Canada. La Colombie-Britannique est logée à l'avant dernière position (Tableau 2.2).

Tableau 2.2 – Taux courants du salaire minimum au Canada, décembre 2015

Juridiction	Salaire horaire minimum (\$)
Territoires du Nord-Ouest	12,50
Ontario	11,25
Alberta	11,20
Manitoba	11,00
Nunavut	11,00
Yukon	10,86
Nouvelle-Écosse	10,60
Québec	10,55
Saskatchewan	10,50
Terre-Neuve-et-Labrador	10,50
Île-du-Prince-Édouard	10,50
Colombie-Britannique	10,45
Nouveau-Brunswick	10,30

Source : de l'auteur à partir des données des Ressources Humaines et Développement des compétences Canada. Note : Valeur exprimée en dollar canadien courant.

2.3.2 Comparaison de l'évolution du salaire minimum réel au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique

La hausse du salaire nominal comparée à la hausse des prix donne la tendance du pouvoir d'achat. Le salaire minimum est ajusté pour l'inflation grâce à l'indice des prix à la consommation (2002=100). L'indice des prix à la consommation pour chacune des provinces est utilisé. L'analyse de la figure 2.2 nous montre que l'évolution du salaire minimum en termes réels du Québec semble être identique à celle de l'Ontario cependant elle diffère de celle de la Colombie-Britannique.

En effet, au Québec sur la période de janvier 2006 à juillet 2010, le salaire minimum réel a connu une hausse importante puis a connu une légère baisse entre juillet 2010 et avril 2012 pour ensuite reprendre timidement sa remontée jusqu'en 2015. Un scénario semblable se présente dans la province de l'Ontario où le salaire minimum réel connaît également une augmentation sur la période comprise entre janvier 2006 et juin 2010 pour ensuite chuter lentement.

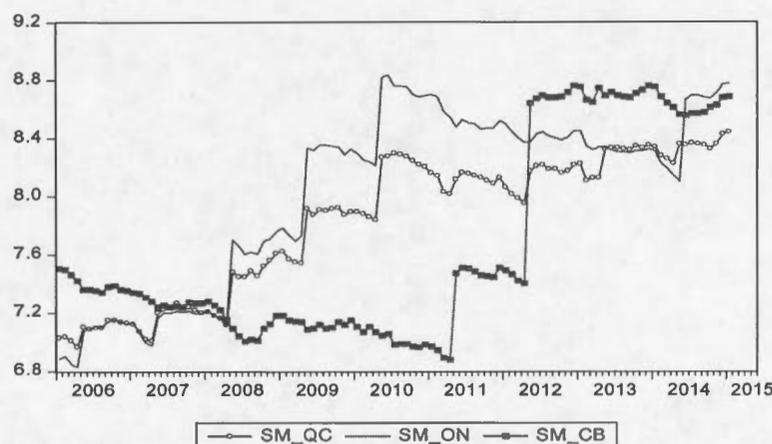


Figure 2.2 – Évolution du salaire minimum en terme réel, janvier 2006 à mai 2015 (source : de l'auteur à partir des données de Ressources Humaines et Développement des compétences Canada.)

À l'inverse, le salaire minimum réel de la Colombie-Britannique a constamment diminué entre janvier 2006 et avril 2011 pour ensuite augmenter progressivement jusqu'à se situer au-dessus du salaire minimum réel du Québec et de l'Ontario à partir de mai 2012 jusqu'en 2015.

2.3.3 Statistiques descriptives relatives à l'échantillon de travail

En se référant au tableau 2.3 décrivant l'échantillon de travail selon certaines caractéristiques chez les immigrants reçus au cours de l'année 2013¹, nous constatons que plus de la moitié des immigrants de l'échantillon ont choisi comme province de résidence l'Ontario et plus du quart la Colombie-Britannique. La province du Québec comparativement aux deux autres provinces se classe en queue de peloton pour ce qui a trait au choix de province comme province de résidence. Moins de 2 immigrants sur 10 décident de demeurer au Québec.

Par ailleurs en se référant au tableau 2.4, la population native du Canada est beaucoup plus nombreuse en Ontario que dans les deux autres provinces. Ce qui confirme le fait que l'Ontario soit la province la plus peuplée au Canada. La Colombie-Britannique est celle qui comporte moins de personnes nées au Canada si on la compare au Québec et à l'Ontario. Le Québec est la deuxième province la plus peuplée au Canada malgré des soldes migratoire interprovinciaux souvent déficitaires.

Au chapitre de l'âge, les immigrants reçus au Québec sont moins âgés par rapport à ceux de l'Ontario et de la Colombie-Britannique. Environ 20 % des immigrants au Québec ont moins de 30 ans contre 18,5 % en Ontario et 17,6 % en Colombie-

¹ Les mois de janvier et juillet 2013 ont été retenus et combinés pour faire face au problème de répétitions des individus dans l'échantillon

Britannique. Les immigrants reçus sont beaucoup plus âgés dans la province de la Colombie-Britannique où plus de la moitié de ces derniers ont plus de 45 ans.

Quant à la population native, elle est beaucoup plus âgée au Québec. Plus de 44,1 % de la population a plus de 45 ans dans cette province contre 37,7 % en Ontario et 39,7 % en Colombie-Britannique.

En Ontario et en Colombie-Britannique, la population immigrante de sexe féminin est légèrement plus nombreuse que celle des hommes avec un pourcentage respectif de 52,4 % et 52 % des immigrants reçus. La situation est différente au Québec où 50,4 % des immigrants reçus sont des hommes contre 49,6 % pour les femmes. Toujours au chapitre du sexe, dans les trois provinces, chez la population native au Canada, les hommes sont légèrement plus nombreux que les femmes avec des pourcentages respectifs de 50,4 %, 50,8 % et 50,5 % au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique.

Les immigrants reçus sont relativement fortement scolarisés ; ce qui pourrait être attribuable à la sélection des nouveaux arrivants faite à la frontière. En effet, 43,4 % des immigrants reçus détiennent un diplôme universitaire au Québec. En Ontario et Colombie-Britannique, les pourcentages respectifs sont de 37,8 % et de respectivement 40,3 %. Au niveau de la population native, en ce qui concerne toujours le niveau d'instruction, le Québec affiche des résultats légèrement inférieurs à ceux des provinces de l'Ontario et de la Colombie-Britannique. 21 % des natifs détiennent un diplôme universitaire au Québec. En Ontario et en Colombie-Britannique, les pourcentages respectifs sont de 24,8 % et 22,3 %.

Les immigrants reçus dans les trois provinces vivent le plus souvent en couple. Dans la province du Québec, 66,2 % des immigrants reçus vivent avec un conjoint. En Ontario et en Colombie-Britannique, leurs pourcentages respectifs sont de 69,5 % et 70,3 %.

Cette tendance se maintient également chez la population native cependant il est important de noter que la proportion des personnes vivant seules dans cette population y est particulièrement plus élevée. 42,9 % des natifs sont célibataires au Québec. En Ontario et en Colombie-Britannique respectivement 47,2 % et 47,1 % des natifs vivent sans conjoint.

En se référant à la durée de résidence comme critère, c'est dans la province du Québec qu'on retrouve la plus forte proportion d'immigrants qui ont une durée de résidence de moins de 5 ans. C'est dire que beaucoup d'immigrants reçus choisissent au départ le Québec comme province de destination. Par contre, en s'intéressant aux immigrants qui ont une durée de résidence de plus de 10 ans, nous constatons que la province du Québec compte une plus faible proportion d'immigrants de longue date ; 59,7 % des immigrants reçus au Québec sont des immigrants de longue date contre 71,5 % en Ontario et 70,3 % en Colombie-Britannique. Les immigrants semblent avoir tendance à rester beaucoup plus longtemps en Ontario et en Colombie-Britannique.

Les immigrants reçus au Québec proviennent de façon presque équitable d'Amérique Latine (20,7 %), d'Europe (25,4 %), d'Asie (28,2 %) et d'Afrique (23,5 %). Contrairement à cette distribution quelque peu uniforme selon la région d'origine des immigrants au Québec, les provinces de l'Ontario et de la Colombie-Britannique sont peuplées essentiellement d'immigrants asiatiques. Ils représentent à eux seuls plus de la moitié des immigrants reçus dans ces deux provinces.

Par ailleurs, les trois provinces accueillent moins d'immigrants provenant d'Amérique du Nord. Seulement 2,2 %, 2,6 % et 4,5 % des immigrants reçus décident de s'installer respectivement au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique.

Tableau 2.3 – Statistiques descriptives de l'échantillon selon certaines caractéristiques sociodémographiques, population immigrante du Canada- 2013

Variabes	Québec	Ontario	C.-B.	Total
Nombre total d'observations	2588	9713	4674	16975
Province de résidence (%)				
Québec				15,3
Ontario				57,2
Colombie-Britannique				27,5
Âge du répondant (%)				
15-19 ans	3,8	4,2	3,8	4,0
20-24 ans	6,2	5,9	5,6	5,9
25-29 ans	10,4	8,4	8,2	8,7
30-44 ans	40,4	32,2	32,2	33,7
45-64 ans	39,2	49,3	50,2	47,7
Sexe				
Homme	50,4	47,6	48,0	48,2
Femme	49,6	52,4	52,0	51,8
Niveau de scolarité				
Présecondaire	10,7	11,9	10,7	11,5
Secondaire	13,6	18,9	19,6	18,1
Postsecondaire	31,3	30,4	29,4	30,9
Universitaire	43,4	37,8	40,3	39,5
Statut matrimonial				
Couple	66,2	69,5	70,3	69,1
Célibataire	33,8	30,5	29,7	30,9
Durée de résidence				
Immigrants très récents	23,4	13,1	14,5	15,2
Immigrants récents	16,9	15,4	14,2	15,4
Immigrants de longue date	59,7	71,5	70,3	69,4
Région d'origine				
Amérique du nord	2,2	2,6	4,5	2,9
Amérique latine	20,7	14,4	4,7	13,6
Europe de l'ouest	15,1	15,2	14,0	14,9
Europe de l'est	10,3	11,9	6,8	10,6
Asie	28,2	50,3	66,1	49,6
Afrique	23,5	5,6	3,9	8,4

Source : calcul de l'auteur a partir des données de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada – 2013. Note : Données pondérées par poids échantillonnaires de l'enquête

Tableau 2.4 – Statistiques descriptives de l'échantillon selon certaines caractéristiques sociodémographiques, population native du Canada- 2013

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Total
Nombre total d'observations	26020	38504	14193	78717
Province de résidence (%)				
Québec				33,1
Ontario				48,9
Colombie-Britannique				18,0
Âge du répondant (%)				
15-19 ans	9,2	11,2	10,4	10,4
20-24 ans	10,1	12,1	11,7	11,3
25-29 ans	8,9	10,7	10,6	10,0
30-44 ans	27,7	28,3	27,6	28,0
45-64 ans	44,1	37,7	39,7	40,3
Sexe				
Homme	50,4	50,8	50,5	50,6
Femme	49,6	49,2	49,5	49,4
Niveau de scolarité				
Présecondaire	17,4	15,1	13,3	15,6
Secondaire	15,9	22,4	24,1	20,4
Postsecondaire	45,7	37,7	40,3	40,9
Universitaire	21,0	24,8	22,3	23,1
Statut matrimonial				
Couple	57,1	52,8	52,9	54,3
Célibataire	42,9	47,2	47,1	45,7

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada – 2013. Note : Données pondérées par poids échantillonnaires de l'enquête

2.3.4 Proportion d'immigrants en emploi selon les caractéristiques incluses dans l'analyse

Les résultats de l'analyse descriptive sont ici présentés au moyen de courbes décrivant l'évolution sur une base annuelle du pourcentage d'immigrants reçus en emploi selon la province de destination, l'âge, le sexe, le statut matrimonial, le niveau de scolarité, la durée de résidence et la région d'origine.

(A) Selon la province de destination

Quelque soit l'année de référence choisie, la proportion de l'ensemble des immigrants en emploi dans la province du Québec est inférieure à celle de l'Ontario et de la Colombie-Britannique (Figure 2.3). Les immigrants au Québec comparativement à leurs homologues des deux autres provinces semblent donc moins bien s'intégrer sur le marché du travail.

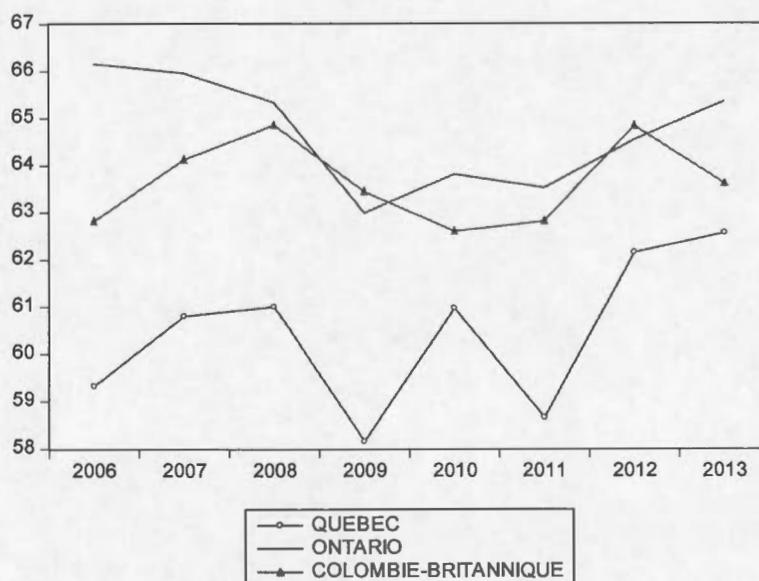


Figure 2.3 – Proportion d'immigrants reçus en emploi selon la province de destination (source : de l'auteur à partir des données de l'EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

(B) Selon l'âge

Le facteur âge pourrait être un élément important dans l'explication des différences entre les proportions d'immigrants en emploi. Pour toutes les trois provinces, le fait pour l'immigrant d'être très jeune, surtout pour ceux âgés entre 15 et 19 ans, semble avoir un impact négatif sur la possibilité qu'il soit en emploi (Figure 2.4). Ce résultat s'explique par le fait que la grande majorité des jeunes sont encore à l'école. Les

immigrants qui s'en sortent beaucoup mieux par rapport aux immigrants des autres tranches d'âge et cela quelque soit la province de destination sont ceux dont l'âge varie entre 30 et 44 ans.

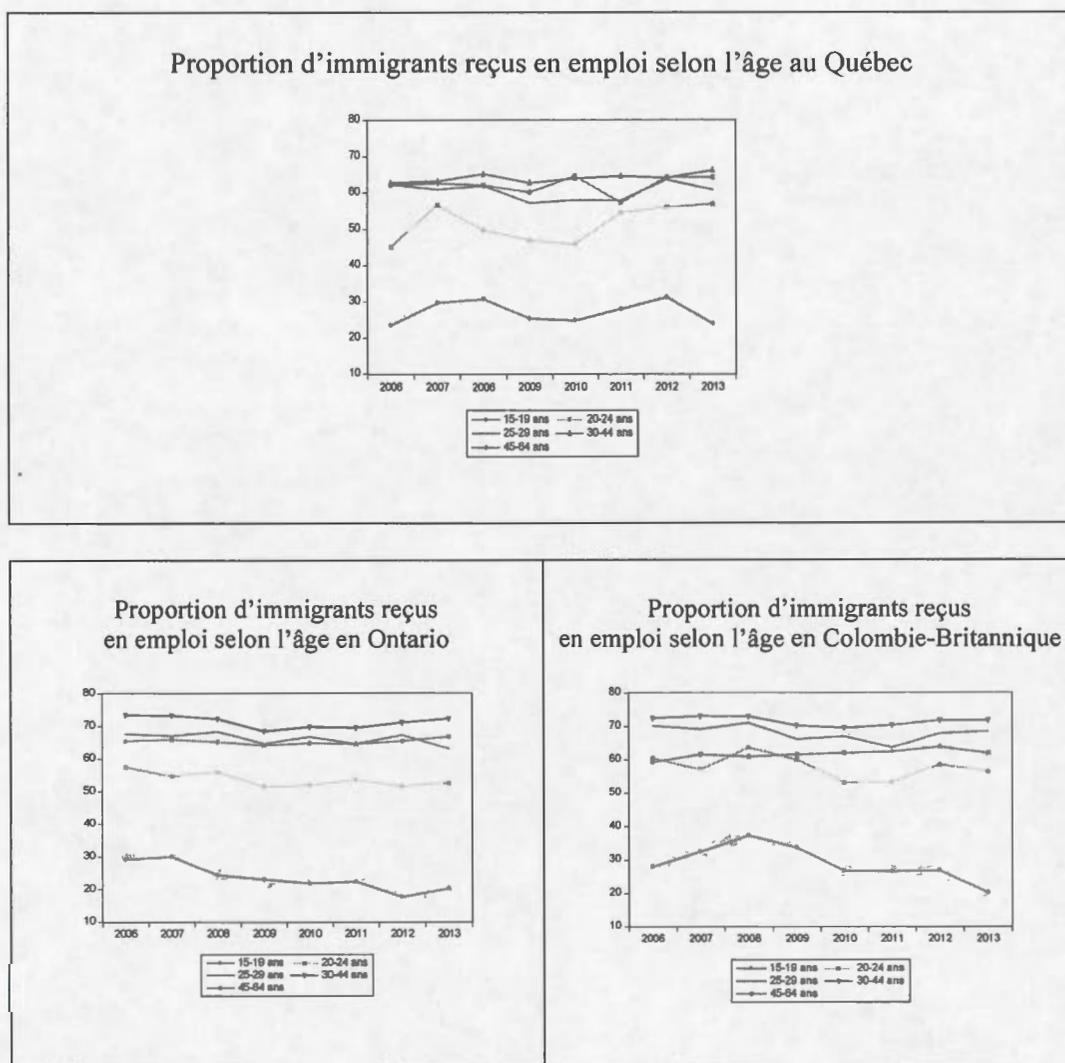


Figure 2.4 – Proportion d'immigrants reçus en emploi selon l'âge (Source : de l'auteur à partir des données de l'EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

(C) Selon le sexe

Pour toutes les trois provinces et pour toutes les années comprises entre 2006 et 2013, les statistiques nous indiquent que les immigrants reçus de sexe masculin s'insèrent mieux en emploi comparativement aux femmes (Figure 2.5). Ils se retrouvent avec des taux d'emploi dépassant la barre des 60 % ; pourcentage d'emploi jamais atteint par les immigrantes reçues au cours de cette période.

Une comparaison interprovinciale nous montre que c'est au Québec qu'on retrouve les plus faibles proportions d'emploi quelque soit le sexe du répondant.

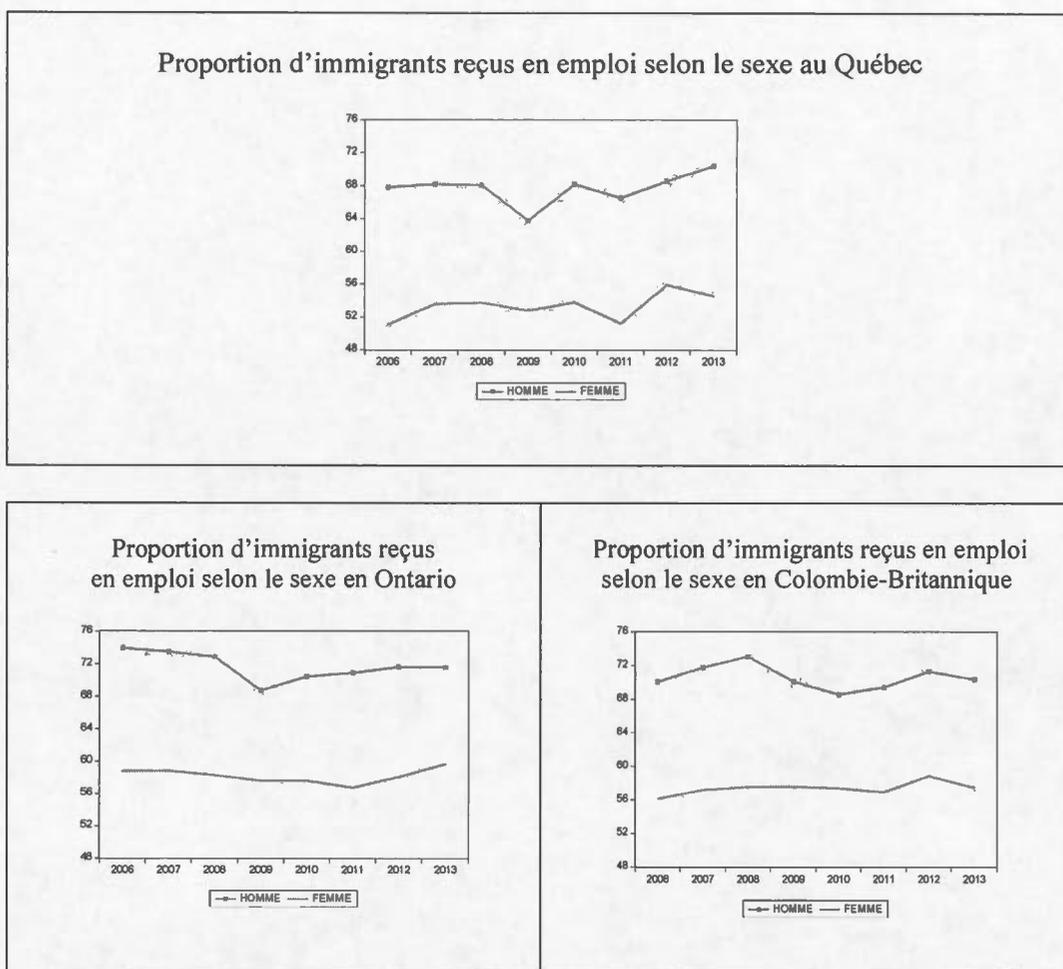


Figure 2.5 – Proportion d'immigrants reçus en emploi selon le sexe (source : de l'auteur à partir des données de l'EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

(D) Selon le niveau de scolarité

Quelque soit la province, le taux d'emploi augmente avec le niveau de scolarité. Les immigrants reçus ayant un niveau universitaire détiennent des taux d'emploi plus élevés. Par contre, ceux n'ayant pas pu atteindre un niveau secondaire ou l'ayant atteint sans avoir obtenu le diplôme secondaire se retrouvent avec des taux d'emploi plus faibles (Figure 2.6).

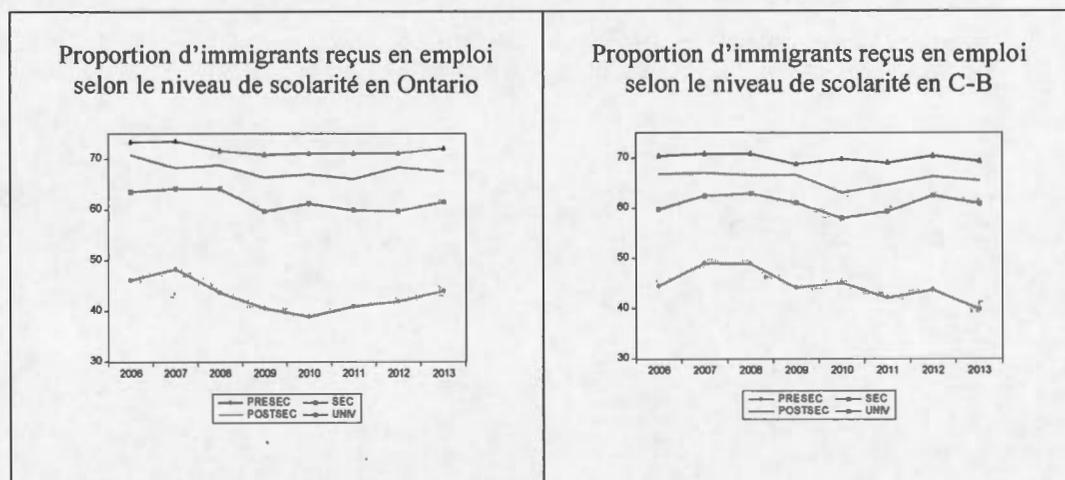
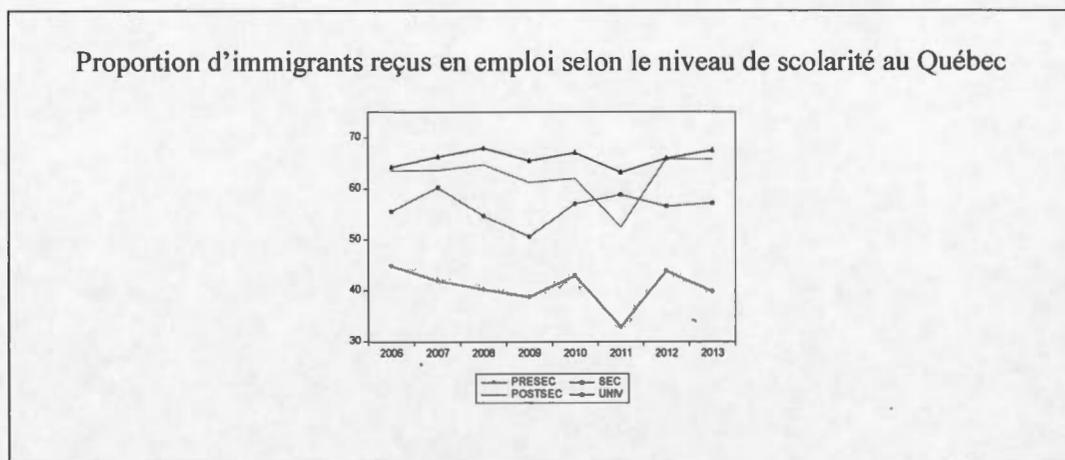


Figure 2.6 – Proportion d'immigrants reçus en emploi selon le niveau de scolarité (source : de l'auteur à partir des données de l'EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

(E) Selon le statut matrimonial

En tenant compte de l'état matrimonial, on constate que le taux d'emploi des immigrants reçus en couple est supérieur au taux d'emploi des immigrants reçus sans conjoint (Figure 2.7).

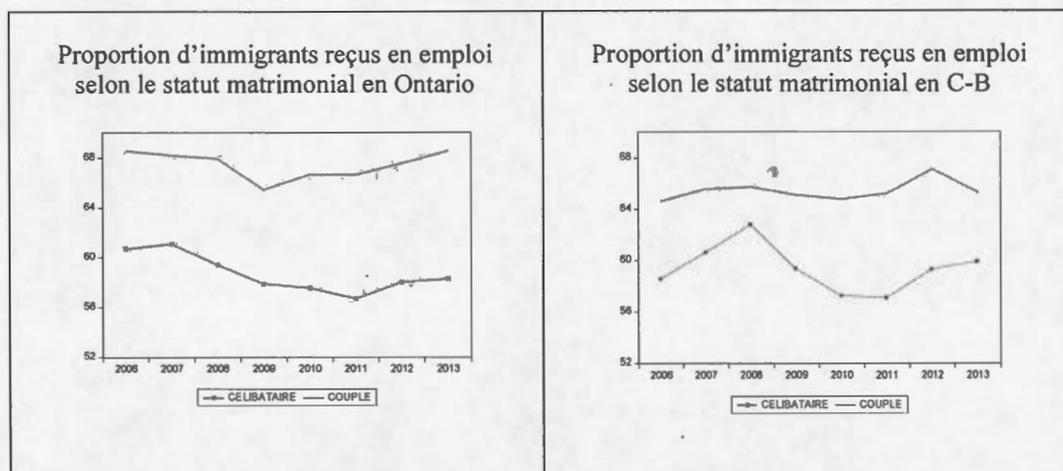
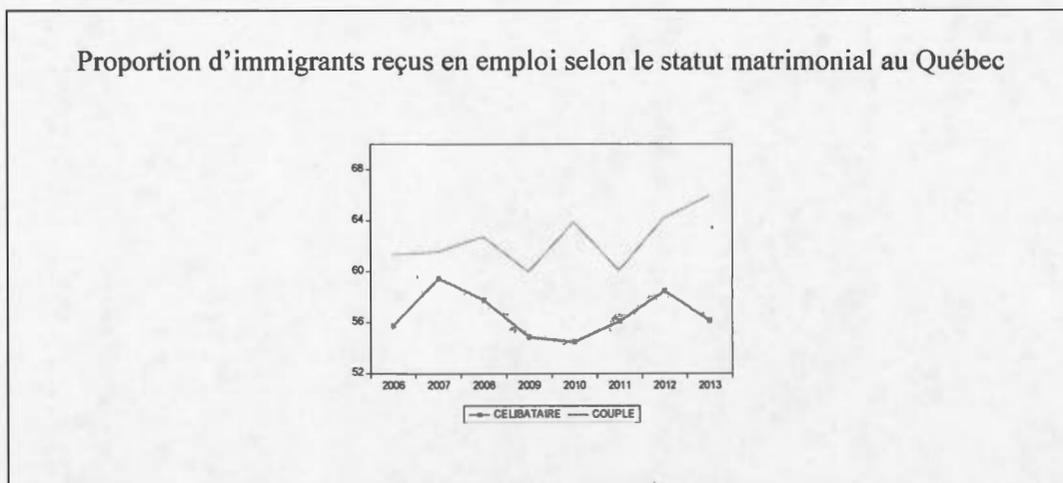


Figure 2.7 – Proportion d'immigrants reçus en emploi selon le statut matrimonial (source : de l'auteur à partir des données de l'EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

Cependant, ces résultats statistiques sont surtout vérifiés pour les hommes immigrants et pas toujours pour les femmes immigrantes (Figure 2.8). En effet, la proportion d'immigrants hommes en couple et ayant un emploi est supérieure à celle des immigrants hommes sans conjoint. Cela se vérifie pour chacune des trois provinces et pour toutes les années. Cependant pour les femmes immigrantes en couple, leurs taux d'emploi sont en général plus bas comparativement à leurs homologues sans conjoint. Cette conclusion s'applique le mieux en Colombie-Britannique, province dans

laquelle le taux d'emploi des femmes immigrantes sans conjoint se situe au-dessus du taux d'emploi des femmes immigrantes en couple pour toutes les années.

Au Québec également, excepté pour l'année 2010, le taux d'emploi des femmes immigrantes sans conjoint est plus élevé que celui des femmes immigrantes en couple. Même constat en Ontario où ces conclusions sont confirmées sur la période allant de 2006 à 2010. Le rôle primordial de certaines femmes immigrantes dans leurs foyers respectifs pourrait être une des raisons qui les poussent souvent à être moins présentes sur le marché du travail lorsqu'elles sont en couple.

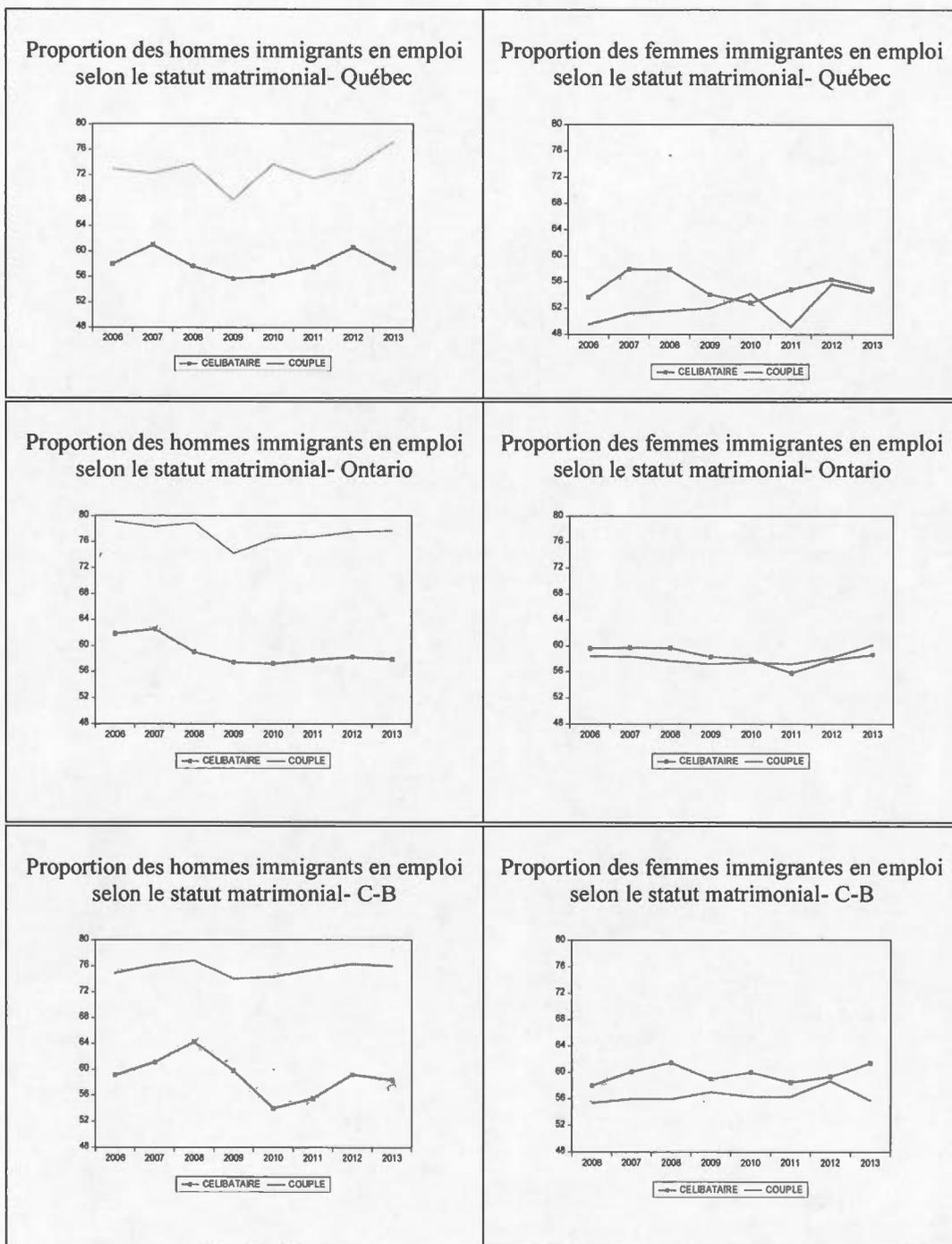


Figure 2.8 – Proportion d’immigrants en emploi selon le sexe et le statut matrimonial (source : de l’auteur à partir des données de l’EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

(F) Selon la durée de résidence

La durée de résidence est un facteur explicatif de l'emploi des immigrants au Canada. Le taux d'emploi des immigrants reçus est positivement relié à leur durée de résidence. À des durées de résidence plus longues sont associées des taux d'emploi plus élevés. Dans les trois provinces, les immigrants reçus avec une durée de résidence de moins de 5 ans affichent les plus bas taux d'emploi. Ceux arrivés il y a plus de 10 ans ont des taux d'emploi plus élevés (Figure 2.9).

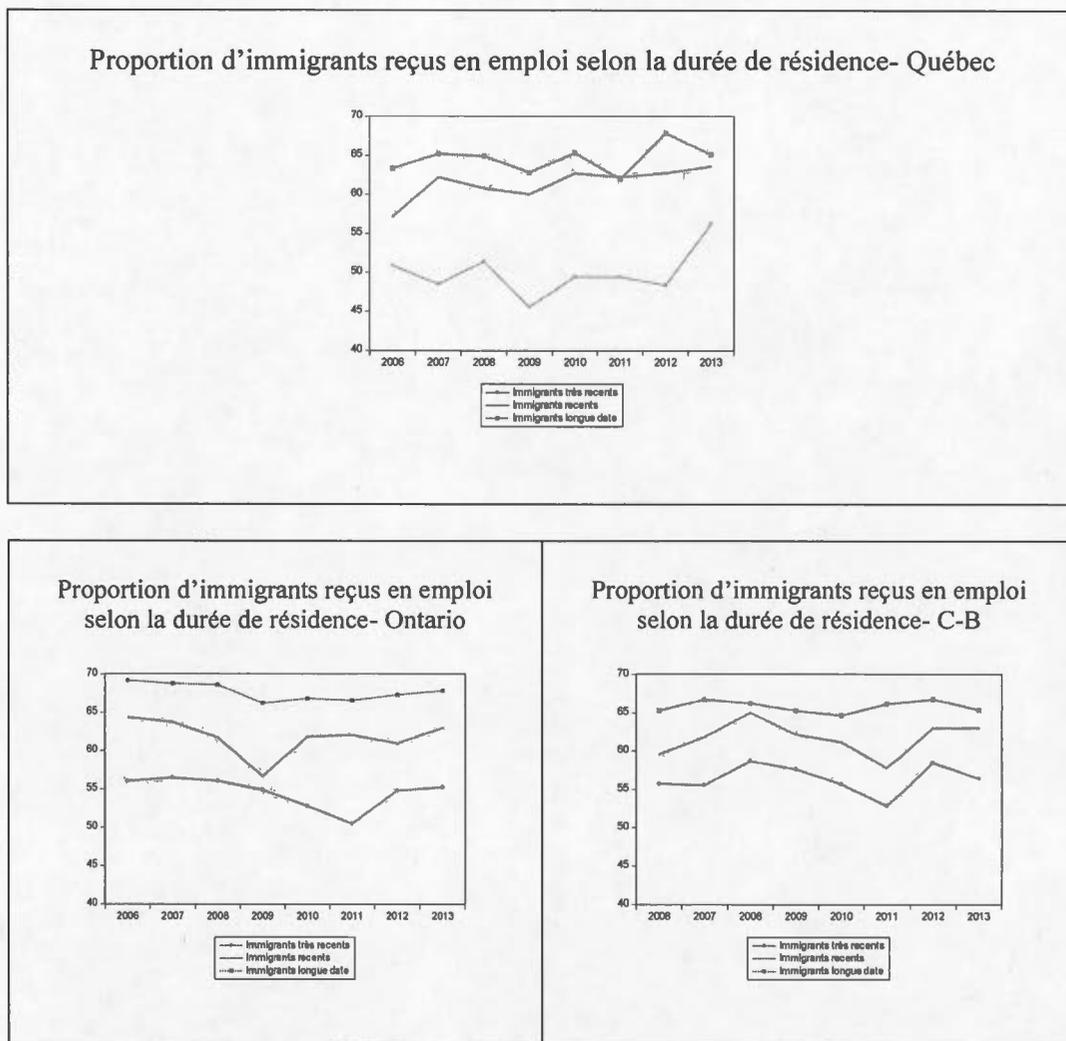


Figure 2.9 – Proportion d'immigrants reçus en emploi selon la durée de résidence (source : de l'auteur à partir des données de l'EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

(G) Selon la région d'origine

L'analyse du marché du travail selon la région d'origine (Figure 2.10) révèle que la situation sur le marché du travail des immigrants reçus n'est pas toujours uniforme selon que l'individu appartienne à une minorité visible ou non. Comparés aux autres immigrants, les immigrants reçus qui arrivent d'Afrique et d'Asie ont beaucoup plus de difficultés à se trouver un emploi au Québec et en Ontario. En Colombie-

Britannique par contre les immigrants provenant d'Amérique latine et ceux venant d'Afrique s'en sortent relativement bien. Dans les trois provinces, les immigrants reçus non membres d'une minorité visible et dont le pays d'origine est soit l'Europe ou l'Amérique du Nord ont de façon générale de bons taux d'emploi comparativement aux autres groupes d'immigrants.

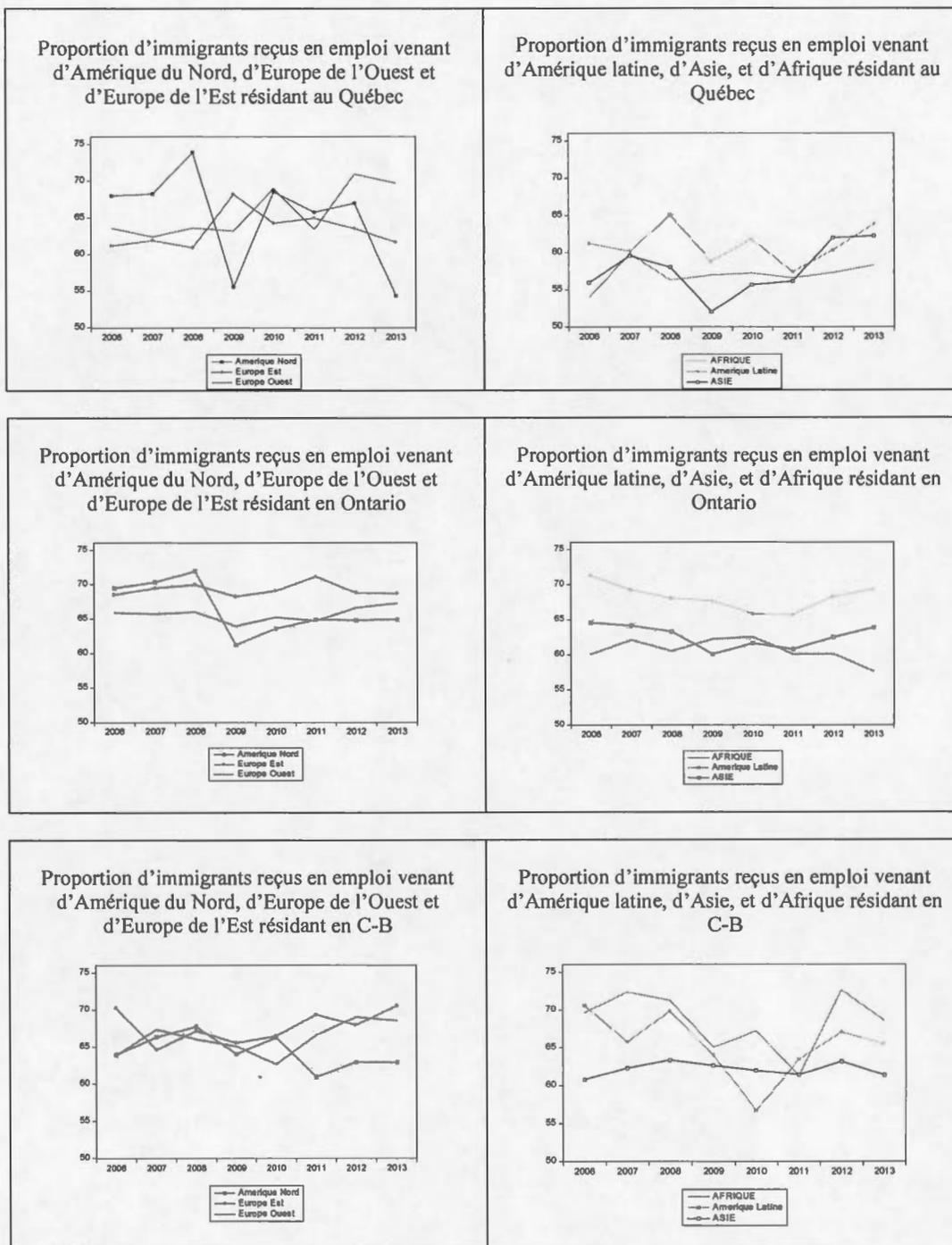


Figure 2.10 – Proportion d'immigrants reçus en emploi selon la région d'origine (source : de l'auteur à partir des données de l'EPA de Statistique Canada de 2006 à 2013)

CHAPITRE III

MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE

3.1 Présentation du modèle

3.1.1 Modèle dichotomique

L'objectif du modèle dichotomique consistera à expliquer le fait qu'une personne soit en emploi ou non en fonction de plusieurs caractéristiques observées pour un individu i . On souhaite ici, expliquer une variable endogène, le fait d'avoir un emploi, prenant les valeurs 1 ou 0, à l'aide de variables explicatives exogènes. La variable dépendante, soit la variable emploi, a été créée et celle-ci est dichotomique. Si l'individu occupe un emploi, elle prendra la valeur 1. S'il n'occupe pas un emploi, elle prendra la valeur 0.

$$Emploi_i = 1 \text{ si l'individu } i \text{ a un emploi (1)}$$

$$Emploi_i = 0 \text{ si l'individu } i \text{ est sans emploi (2)}$$

Le fichier de travail comportant plusieurs individus, l'idée sera d'observer chaque individu et de savoir s'il est en emploi ou non. La probabilité d'être en emploi d'un individu peut s'écrire sous la forme :

$$\Pr(Emploi_i = 1 / X_i) = F(X_i \theta) \quad (3)$$

X regroupe la variable indépendante principale à savoir la variable de salaire minimum réel et les variables de contrôle notamment le taux du chômage dans la province, l'âge, le sexe, le statut matrimonial, le niveau d'éducation, la province de résidence, la durée de résidence et la région d'origine de l'individu.

Avec l'utilisation d'un modèle probit dont la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite s'écrit sous la forme suivante :

$$F(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \Phi(\omega) \quad (4)$$

nous déterminerons la probabilité pour un individu en âge de travailler d'occuper un emploi ($Emploi_i = 1$), en tenant compte d'un certain nombre de facteurs. Dans le cas du modèle probit, cette probabilité est définie comme la valeur de la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite $N(0;1)$ considérée au point $x_i\theta$ et elle s'écrit :

$$p_i = F(x_i\theta) = \int_{-\infty}^{x_i\theta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (5)$$

Nous distinguerons en particulier, l'effet marginal d'une variation de la $j^{\text{ème}}$ variable, sur la probabilité d'observer l'événement modélisé chez le $i^{\text{ème}}$ individu. L'effet marginal d'une variable sera calculé à la moyenne des autres variables explicatives. Cet effet marginal pour une variable explicative continue x_i^j peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_i^j} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}(x_i\theta)^2\right] \cdot \theta_j \quad (6)$$

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_j} = f(x_i, \theta) \cdot \theta_j \quad (7)$$

Avec $f(x_i, \theta)$, la fonction de densité d'une loi normale centrée réduite. Pour une variable explicative qualitative, on écrira cet effet marginal plutôt sous la forme d'un taux d'accroissement. Puisque par définition $f(x_i, \theta) > 0$, le signe de la dérivée, dépendra donc du signe de θ_j et après l'estimation du modèle, nous nous intéressons beaucoup plus au signe de θ_j qu'à sa valeur :

Si $\theta_j > 0$, x^j a un effet positif sur la probabilité d'être en emploi.

Si $\theta_j < 0$, x^j a un effet négatif sur la probabilité d'être en emploi.

3.1.2 Présentation des variables exogènes du modèle

Une description détaillée des différentes variables indépendantes présentes dans notre modèle sera faite dans cette section. Ces variables se décomposent en variable principale et en variables de contrôles.

(A) Variable explicative principale

Variable de salaire minimum : une mesure réelle du salaire minimum sera utilisée avec comme déflateur l'indice des prix à la consommation. De juridiction provinciale, une valeur pour chaque province est accordée pour chaque mois pour les années comprises entre 2006 et 2013.

(B) Les variables de contrôles

Le taux de chômage de la province : variable conjoncturelle qui vise à détecter l'effet de l'état de la conjoncture dans la province de résidence sur l'emploi des individus. Dans le cadre de notre étude, le taux de chômage total dans la province a été utilisé.

Les variables sur l'âge : les statistiques descriptives précédentes nous ont montré que des différences importantes existent pour les différents groupes d'âge des individus. L'âge semble donc être un élément explicatif dans la probabilité d'obtention d'un emploi.

Les variables indiquant le sexe de l'individu : la distinction entre homme et femme semble importante surtout que de grosses différences existent entre les taux d'emploi des femmes et celui des hommes, les femmes ayant tendance à être souvent moins présentes sur le marché du travail comparativement aux hommes pour diverses raisons.

Les variables sur le statut matrimonial : compte tenu du rôle traditionnel de chaque membre qui compose une famille, il sera important de distinguer l'effet que pourrait avoir le fait pour une personne en couple ou non sur ses chances d'être en emploi.

Les variables sur le niveau d'éducation : de nombreuses études ont montré une relation positive entre taux d'emploi et niveau d'éducation. La tendance étant qu'à des niveaux de scolarité plus élevés sont associés des taux d'emploi plus grands.

Les variables sur la durée de résidence : l'intégration en emploi, particulièrement des immigrants, semble passer par un certain nombre d'étapes à franchir et qui supposent donc un certain nombre d'années à accumuler avant de véritablement s'insérer dans le tissu économique canadien.

Les variables sur la région d'origine : il semble que le travail soit plus facile d'accès pour les immigrants issus de certaines régions. Le pays où l'on a atteint le plus haut diplôme ou encore où l'on a accumulé ses expériences de travail semble être important pour le décrochage d'un éventuel emploi.

Les variables sur la province de résidence : afin d'indiquer l'impact du lieu d'habitation de l'individu sur ses chances d'occuper un emploi. Chaque province ayant des atouts économiques propres à elle et des choix économiques pas toujours semblables, il convient de tenir compte de cette variable explicative.

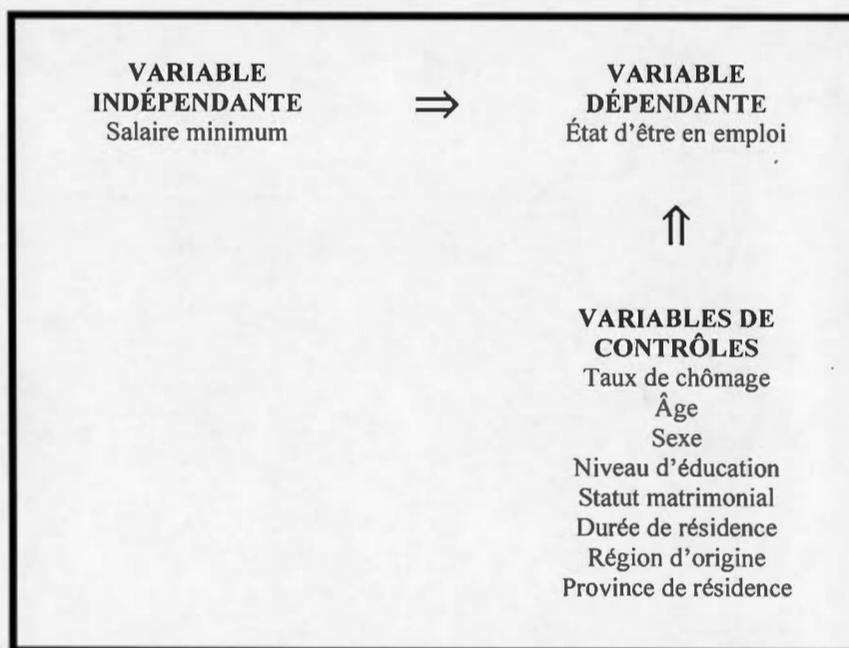


Figure 3.1 – Modèle conceptuel (source : de l'auteur)

La plupart des variables indépendantes de notre étude étant de type dichotomique, un tableau détaillé sur les valeurs possibles prises par ces variables est présenté.

Tableau 3.1 – Variables exogènes créées et leurs possibles valeurs

VARIABLES CRÉÉES	VALEURS PRISES
Femme	1 si l'individu est une femme 0 sinon
Homme	1 si l'individu est un homme 0 sinon
Age [15 ;19]	1 si l'âge de l'individu est compris entre 15 et 19 ans. 0 sinon
Age [20 ;24]	1 si l'âge de l'individu est compris entre 20 et 24 ans. 0 sinon
Age [25 ;29]	1 si l'âge de l'individu est compris entre 25 et 29 ans. 0 sinon
Age [30 ;44]	1 si l'âge de l'individu est compris entre 30 et 44 ans. 0 sinon
Age [45 ;64]	1 si l'âge de l'individu est compris entre 45 et 64 ans. 0 sinon
Présecondaire	1 si l'individu a moins du niveau secondaire. 0 sinon
Secondaire	1 si l'individu a atteint le niveau secondaire avec diplôme 0 sinon
Postsecondaire	1 si l'individu a atteint le niveau postsecondaire 0 sinon
Universitaire	1 si l'individu a atteint le niveau universitaire 0 sinon
En union	1 si l'individu est marié ou vit avec un conjoint de fait 0 sinon
Hors union	1 si l'individu est sans conjoint, divorcé ou veuf 0 sinon
Immigrant très récent	1 si l'individu est un immigrant avec une durée de résidence de moins de 5 ans 0 sinon
Immigrant récent	1 si l'individu est un immigrant avec une durée de résidence comprise entre 5 ans et 10 ans 0 sinon
Immigrant de longue date	1 si l'individu est un immigrant avec une durée de résidence de plus de 10 ans 0 sinon
Amérique du Nord	1 si la région d'origine de l'immigrant est individu est l'Amérique du nord. 0 sinon

Variables créées	Valeurs prises
Amérique latine	1 si la région d'origine de l'immigrant est individu est l'Amérique latine. 0 sinon
Asie	1 si la région d'origine de l'immigrant est individu est l'Asie. 0 sinon
Europe Ouest	1 si la région d'origine de l'immigrant est individu est l'Europe de l'Ouest. 0 sinon
Europe Est	1 si la région d'origine de l'immigrant est individu est l'Europe de l'Est. 0 sinon
Afrique	1 si la région d'origine de l'immigrant est individu est l'Afrique. 0 sinon
Québec	1 si l'individu réside au Québec 0 sinon
Ontario	1 si l'individu réside en Ontario 0 sinon
Colombie-Britannique	1 si l'individu réside en Colombie-Britannique 0 sinon

Source : de l'auteur

3.2 Estimation

Au niveau de l'estimation, l'EPA contenant les mêmes individus plusieurs mois de suite, les observations c'est-à-dire les individus ont été identifiés par un identifiant unique (id) obtenu, selon la méthodologie de Brochu et Green (2012), en concaténant les variables PROV1(Code de province à un chiffre), PSEUDOUI (Pseudo région CAC), FRAME (pour désigner les strates géographiques principales ou certaines strates géographiques), STRAFRAM (en général pour désigner une superstrate), TYPE (type de plan d'échantillonnage), CLUST (unité d'échantillonnage), ROTATION (numéro de renouvellement), LISTLINE (chiffre séquentiel attribué à chaque logement à l'intérieur d'une grappe). L'identifiant obtenu a un sens et en plus est unique. Par la suite nous avons utilisé tous les mois pour toutes les années comprises entre 2006 et 2013 en prenant soin d'appliquer l'option « cluster » au

niveau individuel afin de prendre en compte la corrélation dans le temps pour un même individu. Cela nous permet d'avoir des écarts-types fiables.

Afin d'évaluer les effets marginaux du salaire minimum et des autres variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi d'un individu, plusieurs estimations seront effectuées sur différents échantillons. Le tableau ci-dessous présente les sous-échantillons ayant servi de base à ces différentes estimations.

Tableau 3.2 – Liste des sous-échantillons utilisés comme base lors des estimations

Estimation	Échantillon
Estimation n1 :	Ensemble des immigrants reçus
Estimation n2 :	Sous-échantillon des femmes immigrantes
Estimation n3 :	Sous-échantillon des jeunes immigrants
Estimation n4 :	Sous-échantillon des immigrants moins scolarisés
Estimation n5 :	Sous-échantillon des immigrants récents
Estimation n6 :	Immigrants issus des minorités visibles

Lors de toutes les différentes estimations, pour certaines catégories de variables explicatives, des références ont été utilisées. Le tableau ci-dessous présente une description détaillée de celles-ci.

Tableau 3.3 – Liste des variables utilisées comme références lors des estimations

Variables	Références
Année	An 2006
Âge	Âge [25, 29]
Sexe	Homme
Éducation	Secondaire
Statut matrimonial	Hors union
Durée de résidence	Immigrant récent
Région d'origine	Amérique du Nord
Province de Résidence	Colombie-Britannique

Les résultats, ainsi que l'interprétation des différentes estimations effectuées, sont présentés dans le chapitre suivant. Un test de robustesse y sera également effectué en vue de nous s'assurer de la validité de nos résultats.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS ET TEST DE ROBUSTESSE

4.1 Présentation et interprétations des résultats

Les résultats de la première estimation présentés dans le tableau 4.1 représentent les effets marginaux des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi. Ils sont obtenus à partir du sous-échantillon complet comprenant l'ensemble des immigrants reçus dans chacune des provinces sans différenciation de sexe, ni d'âge.

Les résultats présentés à la suite du tableau 4.1 nous montrent l'effet spécifique du salaire minimum, variable principale de notre étude, sur la probabilité d'emploi de différents sous-groupes d'immigrants les plus à risque d'être sans emploi, notamment des femmes immigrantes, des jeunes immigrants, des immigrants moins scolarisés, des immigrants très récents et enfin des immigrants issus des minorités visibles. Ces résultats représentent l'effet marginal du salaire minimum sur la probabilité d'être en emploi des individus issus de ces différents sous-groupes. Les résultats complets de ces différentes estimations à partir de ces différents sous-échantillons sont présentés en annexe.

Dans chaque tableau, le dy/dx donne l'effet marginal d'une variation d'une unité de la variable indépendante sur la probabilité de se retrouver dans un certain état :

$$(\text{prob} (\textit{Emploi}_i = 1))$$

La significativité des différents coefficients sera étudiée aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Tableau 4.1 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d’être en emploi – Ensemble des immigrants

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,07543 (4,66)***	0,01387 (2,31)**	0,01342 (1,97)**	-0,00279 (0,91)
an_2007	-0,00090 (0,07)	-0,00552 (1,01)	0,01496 (1,81)*	0,00069 (0,16)
an_2008	-0,01811 (1,32)	-0,01554 (2,45)**	0,01409 (1,64)	-0,00276 (0,61)
an_2009	-0,06138 (3,72)***	-0,03115 (3,16)***	0,01232 (1,03)	-0,00924 (1,33)
an_2010	-0,07985 (4,02)***	-0,03875 (3,60)***	-0,00891 (0,75)	-0,01210 (1,75)*
an_2011	-0,08424 (4,13)***	-0,04685 (4,51)***	-0,00599 (0,47)	-0,01634 (2,51)**
an_2012	-0,06588 (3,16)***	-0,03666 (3,71)***	-0,00268 (0,21)	-0,00481 (0,72)
an_2013	-0,07377 (3,31)***	-0,03092 (3,28)***	-0,02345 (1,69)*	-0,00386 (0,59)
Txchômage	-0,00740 (1,18)	-0,00894 (2,89)***	-0,00186 (0,54)	-0,00669 (3,31)***
Age[15 ;19]	-0,24712 (14,39)***	-0,27707 (30,27)***	-0,27082 (19,47)***	-0,26933 (38,18)***
Age[20 ;24]	-0,09970 (6,58)***	-0,11677 (14,77)***	-0,10350 (8,34)***	-0,11095 (18,01)***
Age[30 ;44]	0,01542 (1,38)	0,03534 (5,64)***	0,02202 (2,30)**	0,02893 (6,02)***
Age[45 ;64]	-0,05791 (4,92)***	-0,04694 (7,51)***	-0,09629 (10,16)***	-0,05853 (12,14)***
Femme	-0,12013 (19,65)***	-0,11781 (39,13)***	-0,12003 (26,95)***	-0,11848 (50,55)***

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Présecondaire	-0,11913 (10,23)***	-0,12132 (23,26)***	-0,08994 (11,42)***	-0,11546 (27,97)***
Postsecondaire	0,07332 (7,36)***	0,05841 (13,67)***	0,04962 (7,79)***	0,05938 (17,51)***
Universitaire	0,10973 (11,08)***	0,09881 (22,74)***	0,08081 (12,81)***	0,09671 (28,37)***
En union	0,02843 (3,86)***	0,02402 (6,21)***	0,03155 (5,47)***	0,02672 (8,94)***
Immigrant très récent	-0,14700 (15,33)***	-0,07749 (14,56)***	-0,07263 (9,22)***	-0,09110 (22,50)***
Immigrant longue date	0,03985 (4,41)***	0,05398 (12,08)***	0,04926 (7,42)***	0,05074 (14,61)***
Amérique latine	-0,00561 (0,27)	0,02629 (2,84)***	-0,01136 (0,80)	0,01971 (2,82)***
Asie	-0,06659 (3,28)***	-0,03279 (3,83)***	-0,03120 (3,06)***	-0,03417 (5,41)***
Europe ouest	0,01869 (0,90)	-0,00166 (0,19)	0,00666 (0,60)	0,00495 (0,74)
Europe est	-0,01656 (0,76)	0,02188 (2,34)**	0,01369 (1,03)	0,01670 (2,34)**
Afrique	-0,06733 (3,24)***	-0,05074 (4,93)***	0,02706 (1,71)*	-0,04471 (5,94)***
Québec				-0,02831 (5,52)***
Ontario				0,00586 (1,42)
N	67.063.127	255.391.930	79.284.280	401.739.337

(* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$) – Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Tableau 4.2 – Effet marginal (dy/dx) de la variable de salaire minimum sur la probabilité d’être en emploi pour différents groupes d’immigrants

Femmes immigrantes			
Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
0,07549	0,00040	0,01771	-0,00519
(3,21)***	(0,05)	(1,79)*	(1,15)
Jeunes immigrants			
Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
0,11969	0,04393	0,06241	0,00548
(2,37)**	(2,23)**	(2,68)***	(0,56)
Immigrants moins scolarisés			
Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
0,20970	0,08692	0,09808	-0,00504
(2,34)**	(2,77)***	(2,74)***	(0,31)
Immigrants très récents			
Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
0,30511	0,06468	0,06098	0,00969
(3,03)***	(1,31)	(1,20)	(0,43)
Immigrants issus des minorités visibles			
Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
0,20889	0,04669	0,03330	-0,02143
(3,59)***	(1,95)*	(1,36)	(1,85)*

(* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$) – Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013. Note : Tableau créé à partir de résultats de différentes estimations. Effet marginal à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t.

D’autres estimations ont aussi été faites sur différents échantillons représentant seulement les natifs au Canada. Ces résultats sont présentés en annexe.

4.1.1 Probabilité d’emploi et l’effet du salaire minimum

Dans l’estimation concernant l’ensemble des immigrants reçus (tableau 4.1), une hausse de 1 \$ du salaire minimum réel est liée à une hausse de la probabilité d’être en emploi d’environ 7,5 points de pourcentage au Québec, de 1,4 en Ontario et 1,3 en Colombie-Britannique. Le coefficient de la variable salaire minimum s’est avéré si-

gnificatif pour toutes les provinces aux seuils respectives 1 % pour le Québec et de 5 % pour l'Ontario et la Colombie-Britannique. Les variations à la hausse du salaire minimum semblent donc correspondre à des périodes propices à l'emploi chez l'ensemble des immigrants dans les trois provinces au cours de la période 2006 à 2013.

En se référant au tableau 4.2, au niveau des femmes immigrantes, sous-groupe en général surreprésenté parmi les personnes travaillant au salaire minimum, le constat est identique. Pour une augmentation de 1 \$ du salaire minimum, la probabilité d'être en emploi des femmes immigrantes augmente au Québec de 7,5 points de pourcentage et en Colombie-Britannique d'environ 1,8 point de pourcentage. De plus le lien positif entre salaire minimum et probabilité d'être en emploi s'est avéré significatif dans les deux provinces aux seuils de 1 % pour le Québec et de 10 % pour la Colombie-Britannique.

La relation entre salaire minimum et emploi des femmes immigrantes dans la province de l'Ontario est également positive mais demeure faible avec une hausse de seulement 0,04 point de pourcentage avec en plus une non-significativité du coefficient.

Chez les jeunes immigrants âgés de moins de 25 ans dont plusieurs par manque d'expérience sur le marché du travail occupent des emplois à faible revenus, le constat est que les hausses du salaire minimum dans les trois provinces ne sont pas liées à la possibilité d'être en emploi de ces derniers. Au contraire, au Québec, une hausse de 1 \$ du salaire minimum est liée à une augmentation d'environ 11,9 points de pourcentage. En Ontario et en Colombie-Britannique ces hausses sont respectivement d'environ 4,4 et de 6,2 points de pourcentage. Les coefficients sont tous significatifs aux seuils de 5 % pour le Québec et l'Ontario et de 1 % pour la Colombie-Britannique.

Les hausses du salaire minimum pourraient donc pousser de plus en plus les jeunes à se tourner davantage vers le marché du travail au détriment certainement des études. Chez les immigrants peu scolarisés, les résultats des estimations indiquent que le salaire minimum améliore la susceptibilité d'être en emploi dans les trois provinces. En effet la probabilité d'être en emploi augmente de 20,9 points de pourcentage au Québec, et de 8,7 en Ontario et de 9,8 en Colombie-Britannique à la suite d'une hausse du salaire minimum de 1 \$. Le coefficient de la variable de salaire minimum est donc également de signe positif et s'avère statistiquement significatif au seuil de 5 % pour la province du Québec et de 1 % pour l'Ontario et la Colombie-Britannique.

Des constats de hausse de la probabilité d'être en emploi sont aussi enregistrés chez les immigrants très récents au Québec, avec une significativité du coefficient au seuil de 1 %, une hausse de 1 \$ du salaire minimum étant liée à une hausse de la probabilité d'être en emploi de 30,5 points de pourcentage. Dans les autres provinces, les coefficients sont de signe positif cependant ceux-ci se sont avérés non significatifs. Concernant les immigrants issus des minorités visibles, les résultats de la relation salaire minimum et probabilité d'être en emploi ne sont pas bien différents des résultats précédents obtenus chez les autres sous-groupes d'immigrants. Toujours des hausses de probabilité d'être en emploi sont enregistrées suite à la variation à la hausse de 1 \$ du salaire minimum. Ces hausses sont dans l'ordre de 20,8 points de pourcentage au Québec et respectivement de 4,6 et 3,3 en Ontario et en Colombie-Britannique. Ces coefficients sont significatifs au seuil de 1 % au Québec et au seuil de 10 % en Ontario.

Quelque soit donc le sous-groupe d'immigrants retenu, il est bien de spécifier que l'effet du salaire minimum sur la probabilité d'être en emploi des immigrants est positif et semble beaucoup plus accentué au Québec comparativement aux deux autres provinces. En effet, dans la province du Québec, quelque soit le sous-groupe d'immigrants retenu comme base pour les estimations, les coefficients ont toujours

été positifs et significatifs. Les hausses fréquentes du salaire minimum entre 2006 et 2013 au Québec n'ont vraisemblablement pas eu pour effet de réduire les possibilités d'embauche chez les employeurs. La raison fondamentale pourrait être le fait que ces hausses ont certes été fréquentes, cependant elles n'ont pas été élevées d'une année à une autre entre 2006 et 2013 de sorte à pouvoir influencer négativement la trésorerie des entreprises. Ces faibles augmentations annuelles du salaire minimum au Québec semblent donc plutôt agir positivement sur l'emploi par la création certaine d'un effet incitatif d'aller ou de se maintenir sur le marché du travail chez les immigrants.

4.1.2 Probabilité d'emploi et l'effet du taux de chômage

Une conjoncture économique défavorable est de façon générale reliée à des difficultés d'être en emploi chez la population. La population immigrante n'échappe pas à cette réalité dans la mesure où pour l'échantillon concernant l'ensemble des immigrants reçus, une hausse d'un point de pourcentage du taux de chômage entraîne une baisse de la probabilité de se trouver un emploi d'environ 0,7, 0,8 et de 0,2 point de pourcentage respectivement au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique (tableau 4.1). Cependant, le coefficient de la variable taux de chômage s'est avéré statistiquement significatif seulement en Ontario au seuil de 1 %. Dans les deux autres provinces, ce coefficient n'est pas significatif.

Ces résultats précédents sont semblables aussi chez les femmes immigrantes avec une baisse d'environ 1,8 point de pourcentage suite à une hausse du taux de chômage de 1 % (tableau A.1 en annexe). Ces baisses sont de 0,2 et de 0,3 point de pourcentage respectivement en Ontario et en Colombie-Britannique. Les coefficients sont seulement significatifs au Québec au seuil de 5 %.

Également, les jeunes immigrants au Québec et en Colombie-Britannique s'en sortent mieux vis-à-vis d'une situation économique défavorable en enregistrant respectivement des hausses d'environ 0,2 et 1,8 point de pourcentage au niveau de l'emploi suite à une hausse de 1 % du taux de chômage (tableau A.2 en annexe).

Toujours au niveau des jeunes immigrants, c'est en Ontario qu'une hausse de 1 % du taux de chômage est reliée à une baisse de 2,1 points de pourcentage de la probabilité d'emploi de ces derniers. Le coefficient de la variable taux de chômage est significatif seulement en Ontario aux seuils de 5 %. Il est non significatif au Québec et en Colombie-Britannique.

Ainsi les employeurs pourraient préférer conserver les jeunes immigrants sur le marché du travail au Québec et en Colombie-Britannique même lorsque la situation économique est difficile.

Les immigrants moins scolarisés au Québec contrairement à leurs homologues de la Colombie-Britannique et de l'Ontario semblent être épargnés lors d'une situation économique difficile puisqu'un constat de hausse de la probabilité d'être en emploi est noté suite à une hausse du taux de chômage (tableau A.3 en annexe). Il semble que les politiques pour l'intégration en emploi en faveur des immigrants peu scolarisés au Québec en seraient l'une des raisons.

En Colombie-Britannique, les immigrants très récents et ceux issus des minorités visibles ne semblent pas être inquiétés par une conjoncture économique défavorable puisque même en cas de hausse du taux de chômage, la probabilité d'être en emploi de ces derniers évolue positivement dans cette province. Tel n'est cependant pas le cas au Québec et en Ontario où les immigrants très récents et les minorités visibles sont susceptibles de faire face à une baisse de l'emploi en cas de hausse du chômage (tableau A.4 et A.5 en annexe).

4.1.3 Probabilité d'emploi selon certains critères sociodémographiques

4.1.3.1 L'effet de l'âge

Dans les trois provinces, la tranche d'âge dans laquelle se retrouve l'immigrant reçu est un facteur explicatif de sa probabilité d'être en emploi ou non. Au niveau de l'échantillon représentant l'ensemble des immigrants (tableau 4.1), les jeunes âgés de moins de 25 ans et les immigrants plus âgés dont l'âge se situe à partir de 45 ans sont peu probables de se retrouver en emploi si on les compare à leurs homologues âgés entre 25 et 29 ans. Dans leurs cas, les coefficients sont de signe négatif et sont tous significatifs aux seuils de 1 %. La difficulté des plus jeunes à se retrouver en emploi est probablement due au fait que la plupart sont encore sur les bancs d'école surtout pour les jeunes de moins de 20 ans. Une autre explication serait liée au manque d'expérience qui entrainerait une certaine réticence des employeurs à les embaucher. Concernant les travailleurs plus vieux de 45 ans et plus, ils ont beau avoir de l'expérience cependant à partir de cet âge d'autres critères pourraient rentrer en ligne de compte aux yeux des employeurs. Certains employeurs reconnaissent certes l'expérience accumulée par ces travailleurs âgés de 45 ans et plus cependant ils refusent de leur verser des salaires plus élevés liés à cette accumulation d'expérience. Il pourrait donc être plus difficile pour ces travailleurs de dénicher un autre emploi à la suite d'une perte d'emploi.

Par ailleurs, de façon volontaire, certains travailleurs plus âgés peuvent décider de ne plus offrir leurs services en prenant leur retraite par exemple. Toutes ces raisons semblent militer en faveur d'une plus faible probabilité d'être en emploi une fois cette tranche âge atteinte. Par ailleurs, lorsqu'un immigrant reçu se retrouve dans la tranche d'âge des adultes, c'est-à-dire âgé entre 30 et 44 ans, la probabilité d'être en emploi augmente de 1,5 point de pourcentage au Québec, 3,5 points de pourcentage en

Ontario et 2,2 points de pourcentage en Colombie-Britannique par rapport à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence.

4.1.3.2 L'effet du sexe

Les résultats de nos estimations économétriques concernant l'ensemble des immigrants reçus (tableau 4.1), révèlent que les employeurs préfèrent embaucher les hommes immigrants comparativement aux femmes immigrantes. Les femmes pourraient donc faire l'objet d'une discrimination à l'embauche liée au genre bien qu'il existe d'autres facteurs non observés. Ainsi, le fait d'être une femme immigrante a un impact négatif sur la probabilité d'être en emploi et cette conclusion se vérifie dans les trois provinces. Au Québec et en Colombie-Britannique, le fait d'être une femme immigrante réduit la probabilité de se trouver en emploi de 12,0 points de pourcentage comparativement à la probabilité d'être en emploi chez les hommes. En Ontario, on note des réductions de 11,8 points de pourcentage sur la probabilité d'être en emploi. Les coefficients se sont avérés tous significatifs aux seuils de 1 % dans les trois provinces.

4.1.3.3 L'effet du niveau d'éducation

Le niveau d'éducation a un effet indéniable sur la probabilité d'être en emploi. Dans les trois provinces, pour l'ensemble des immigrants reçus, les immigrants ne détenant pas de diplôme secondaire sont moins susceptibles d'être en emploi si on les compare à leurs homologues avec un diplôme postsecondaire ou universitaire. Il semble plus difficile d'intégrer le marché du travail sans au moins un diplôme secondaire. De façon précise, le fait d'être un immigrant reçu et d'avoir un niveau inférieur au niveau secondaire réduit la probabilité d'être en emploi de 11,9 points de pourcentage au Québec, de 12,1 points en Ontario et de 8,9 points en Colombie-Britannique par

rapport à la probabilité d'être en emploi des immigrants ayant le niveau secondaire, groupe de référence (tableau 4.1). Tandis que posséder un diplôme postsecondaire fait accroître cette probabilité de 7,3, de 5,8 et de 4,9 points de pourcentage de façon respective au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique toujours comparativement à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence.

L'effet sur l'emploi du niveau d'éducation est davantage positif pour un immigrant possédant un diplôme universitaire avec un accroissement de la probabilité d'être en emploi de 10,9, de 9,8 et de 8,1 points de pourcentage respectivement au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique. Les coefficients des variables sur le niveau d'éducation sont tous significatifs au seuil de 1 % pour les trois provinces.

Même s'il est vrai que nos résultats ne nous renseignent pas sur le pays où le plus haut niveau du diplôme a été atteint, il est important de remarquer que la probabilité d'être en emploi évolue de façon positive avec le niveau d'instruction de l'individu.

4.1.3.4 L'effet du statut matrimonial

Pour l'ensemble des immigrants, le fait d'être en union est favorable à accroître la probabilité d'être en emploi. Cependant si nous faisons une distinction selon le sexe de l'immigrant, le constat est que chez les femmes immigrantes, la probabilité d'être en emploi est réduite lorsqu'elles se retrouvent en couple. Chez les femmes immigrantes en couple dans la province du Québec, des réductions de chances d'être en emploi de l'ordre d'environ 4,3 points de pourcentage sont à noter par rapport à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence (tableau 4.1). Dans les provinces de l'Ontario et de la Colombie-Britannique, des réductions de chance d'être en emploi respectives d'environ 4,4 et 3,9 sont à noter.

À la différence des femmes immigrantes, chez les hommes immigrants, le fait d'être en couple a un lien positif avec la probabilité qu'ils soient en emploi. Un homme immigrant lorsqu'il est en couple voit sa probabilité d'être en emploi accroître, par rapport à la probabilité d'emploi du groupe de référence, d'environ 10,7, de 10,9 et de 11,9 points de pourcentage respectivement au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique. Le coefficient de la variable sur le statut matrimonial s'est avérée significatif pour toutes les différentes estimations sur les différents échantillons au seuil de 1 %. En couple donc, les hommes semblent avoir une tendance à plus travailler tandis que les femmes, du fait possiblement de la maternité ou des différentes responsabilités familiales, travaillent moins.

4.1.4 Probabilité d'emploi selon la durée de résidence

La probabilité d'occuper un emploi semble progresser avec l'augmentation de la durée de résidence. Les immigrants reçus avec une durée de résidence plus longue (supérieure à 10 ans) pourraient avoir de fortes possibilités de se retrouver en emploi comparativement aux nouveaux immigrants avec une durée de résidence de moins de cinq ans. Pour l'ensemble des immigrants reçus, la probabilité d'être en emploi lorsqu'on est un immigrant très récent (moins de cinq ans) se voit réduite de 14,7 points de pourcentage au Québec, de 7,7 points de pourcentage en Ontario et enfin d'environ 7,3 points de pourcentage en Colombie-Britannique par rapport à la probabilité d'être en emploi des immigrants récents, groupe de référence (tableau 4.1). Il semble donc plus difficile pour un immigrant très récent ayant naturellement que très peu d'expérience canadienne et véritablement sans réseaux de connaissances de s'insérer sur le marché du travail. Par contre, après 10 ans de résidence pour un immigrant, la probabilité qu'il soit en emploi au Québec s'accroît d'environ 3,9 points de pourcentage par rapport à la probabilité d'être en emploi des immigrants récents.

En Ontario, cet accroissement est de l'ordre d'environ 5,4 points de pourcentage et enfin en Colombie- Britannique de 4,9 points de pourcentage. Les coefficients se sont tous avérés significatifs au seuil de 1 % pour toutes les provinces. Des résultats conformes établissant une liaison positive entre durée de résidence et probabilité d'être en emploi sont constatés aussi bien chez les femmes immigrantes que chez les hommes immigrants. Une certaine période d'adaptation plus ou moins longue dépendamment de plusieurs facteurs semble donc s'imposer aux immigrants avant de véritablement s'insérer sur le marché du travail au Canada.

4.1.5 Probabilité d'emploi selon des critères géographiques

4.1.5.1 L'effet de la région d'origine

Concernant l'échantillon représentant l'ensemble des immigrants (tableau 4.1), le fait d'avoir comme région d'origine l'Asie réduit de façon significative la probabilité d'être en emploi dans les trois provinces. Quelque soit donc la province de résidence choisie, ceux-ci sont moins susceptibles de se trouver un emploi. Le fait pour l'immigrant de venir d'Asie fait baisser sa probabilité d'être en emploi, par rapport à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence, d'environ 6,7 points de pourcentage au Québec, de 3,3 et de 3,1 points de pourcentage respectivement en Ontario et en Colombie-Britannique. Une significativité de 1 % du coefficient est notée.

Les immigrants venant d'Afrique ont de la difficulté à être en emploi lorsqu'ils résident au Québec et en Ontario contrairement à ceux d'entre eux qui choisissent la Colombie-Britannique comme province de résidence. Une réduction de la probabilité d'être en emploi de l'ordre d'environ 6,7 points de pourcentage, par rapport à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence, est enregistrée pour les immigrants africains résidant au Québec et de 5,1 points de pourcentage pour ceux résidant en Ontario. Par contre pour les immigrants africains résidant en Colombie-

Britannique, l'on enregistre une hausse de probabilité d'être en emploi de l'ordre de 2,7 points de pourcentage, par rapport à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence. Ces coefficients sont tous significatifs aux seuils de 10 % en Colombie-Britannique et de 1 % au Québec et en Ontario.

Il semble plus facile pour les immigrants venant d'Amérique latine et d'Europe de l'est d'être en emploi lorsqu'ils résident en Ontario et cela de façon significative. Les immigrants dont la région d'origine est l'Europe de l'Ouest ont une plus forte probabilité d'être en emploi s'ils choisissent comme province de résidence le Québec et la Colombie-Britannique. Cependant ici les coefficients sont tous non significatifs.

L'effet de la région d'origine sur la probabilité d'emploi semble beaucoup plus négatif au Québec où tous les groupes ethniques hormis les immigrants provenant d'Europe de l'ouest sont peu probables d'être en emploi une fois au Canada. Les raisons possibles de cette mauvaise performance des immigrants au Québec seront mieux énumérées dans la section suivante.

4.1.5.2 La province de résidence

Au niveau provincial, les résultats des estimations pour connaître la situation des immigrants sur le marché du travail canadien nous révèlent que les immigrants ayant pour province de résidence le Québec sont moins susceptibles de se trouver un emploi comparativement à leurs homologues de l'Ontario.

Pour l'ensemble des immigrants reçus (tableau 4.1), l'immigrant reçu qui choisit comme province de résidence le Québec voit sa probabilité d'être en emploi réduite d'environ 2,8 points de pourcentage comparativement à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence, c'est à dire des immigrants résidant en Colombie-

Britannique. Ce coefficient est significatif au seuil de 1 %, tandis qu'un immigrant reçu résidant en Ontario voit sa probabilité d'être en emploi augmenter d'environ 0.6 point de pourcentage par rapport à la probabilité d'être en emploi du groupe de référence. Cependant ce coefficient n'est pas significatif dans ce cas.

Plusieurs facteurs pourraient expliquer cette situation de détérioration du marché du travail des immigrants au Québec à savoir la non reconnaissance des diplômes étrangers, le problème de la connaissance de langues, le problème de connaissance de réseaux de contacts, etc.

4.2 Test de robustesse

Dans le soucis de nous assurer de la capacité à généraliser la principale conclusion de notre analyse selon laquelle les hausses successives du salaire minimum au Québec ne sont pas négativement reliées à la probabilité d'être en emploi des différents sous-groupes d'immigrants les plus à risque sur le marché du travail, nous utiliserons dans cette section une autre méthode d'estimation à savoir la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur des données groupées, pour vérifier si nous aboutissons à des résultats semblables aux précédents principalement dans la province du Québec.

Pour ce faire, toutes les variables du modèle précédent sont conservées, cependant cette fois ci, en lieu et place de valeurs binaires, des valeurs en pourcentages de ces différentes variables seront générées à l'aide de la commande collapse (mean) sur Stata, pour chaque mois et pour les différentes années comprises entre 2006 et 2013. Il sera alors possible par la suite de déterminer les variations du taux d'emploi et du salaire minimum réel d'un mois à l'autre pour les différentes années. Une régression des valeurs résiduelles de la variation du taux d'emploi sur les valeurs résiduelles de la variation du salaire minimum réel a été effectuée afin d'illustrer à l'aide du théorème de Frisch-Waugh, la relation entre la variation du salaire minimum et le taux d'emploi. Par ailleurs, un nuage de points (Figure 4.1) montrant la corrélation entre

variation du taux d'emploi et variation du salaire minimum a été également réalisé. L'axe des X correspond aux résidus du salaire minimum et l'axe des Y correspond aux résidus du taux d'emploi.

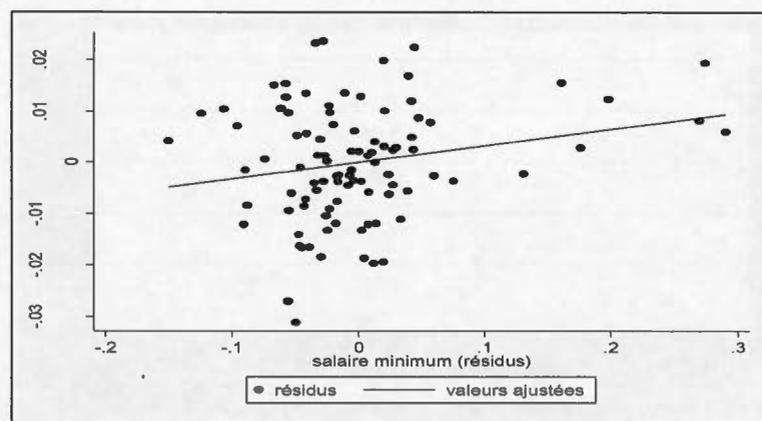


Figure 4.1 – Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d'emploi, ensemble des immigrants (Québec) (source : de l'auteur à partir des données de l'EPA 2006-2013)

La droite de régression, croissante sur le graphique ci-dessus, montre une relation positive entre variation du salaire minimum et variation du taux d'emploi de l'ensemble des immigrants. Le sens de la corrélation entre ces deux variables est donc positif, les deux variables évoluant dans le même sens. En plus, les résultats issus de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (Tableau 4.3) nous indiquent un coefficient positif et significatif au seuil de 5 %.

Les autres graphiques et résultats des estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires sur les différents sous-groupes d'immigrants résidant au Québec sont présentés en annexes. Tous ces résultats vont dans le sens d'une relation positive entre variation du salaire minimum et variation du taux d'emploi. Ces différents résultats semblent bien confirmer nos résultats précédents.

Tableau 4.3 Résultat estimation MCO, ensemble des immigrants (Québec)

Variable				
dépendante : Resid_d_emploi				
	Coefficient	Écart-type	t	p-value
Constante	-3,54e-12	0,0011	-0,00	1,000
Resid_d_salaire	0,0321	0,0150	2,14	0,035
R ²				0,0468
N				95

Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'EPA 2006-2013.

CONCLUSION

L'objet de cette étude n'était pas de déterminer un niveau de salaire minimum idéal à instaurer mais plutôt de savoir dans les trois provinces si l'évolution du salaire minimum sur la période allant de 2006 à 2013 a eu une incidence négative sur l'emploi des immigrants, groupe caractérisé par un faible niveau de revenu comparativement aux natifs et donc plus à risque.

Au regard des conclusions, il faut rappeler que de façon générale le salaire minimum n'a pas eu une incidence négative sur l'emploi aussi bien dans la population des immigrants que de celle des natifs (voir annexes). L'évolution du salaire minimum ces dernières années dans ces provinces ne pourrait donc pas expliquer les problèmes de performance des immigrants sur le marché du travail. Au contraire, des constats de hausse de probabilité d'être en emploi sont observés suite à des augmentations du salaire minimum dans les trois provinces.

Des hausses raisonnables du salaire minimum en plus de n'avoir donc aucune incidence sur l'emploi contribueraient alors non seulement à réduire la pauvreté et éviter ainsi le cercle vicieux de l'endettement mais en plus permettra à l'État de gagner plus en termes de gains fiscaux dans la société canadienne où l'impôt est de type progressif c'est-à-dire proportionnel au revenu gagné.

Par ailleurs, l'immigration peut être un facteur de développement économique surtout dans un contexte de vieillissement de la population. Cependant pour permettre qu'elle joue pleinement ce rôle, il convient que les politiques d'immigration soient adaptées aux réalités du marché du travail. Des politiques appropriées et des choix judicieux

des immigrants lors de leur processus d'intégration peuvent ainsi aider à rendre l'immigration plus efficace sur le plan économique.

De façon générale, l'âge des immigrants, leur sexe, leur statut matrimonial, la durée de leur résidence au Canada, leur région d'origine et la province dans laquelle ils décident de s'installer pour vivre à un impact sur la probabilité qu'ils se retrouvent en emploi ou non.

Critiques de l'étude

La particularité de notre étude a été de montrer la relation plausible entre salaire minimum et l'emploi de la population rémunérée au salaire minimum et aussi sur celle rémunérée autour du salaire minimum. Pour ce faire, la population immigrante au Canada a été choisie comme population cible étant donné leur faible rémunération comparée à celle des natifs de façon générale. Cependant l'une des limites de notre étude est de n'avoir pas établi au préalable, de façon concrète, l'effet d'une variation du salaire minimum sur les autres salaires dans les trois provinces étudiées sur la période de 2006 à 2013. Une étude plus poussée aurait permis de détecter l'effet d'une hausse du salaire minimum sur les autres salaires.

Une autre limite à notre étude est d'avoir examiné l'effet du salaire minimum sous l'angle de l'emploi de façon générale. Il aurait été également intéressant d'étudier l'effet du salaire minimum sur l'emploi à temps partiel, le sous-emploi et sur les heures travaillées par semaine. Pour ce qui concerne la population étudiée, il aurait été intéressant de retirer de l'échantillon, les immigrants reçus qui sont aux études et qui ne recherchent pas d'emploi. Sur le plan économétrique, nous avons utilisé le salaire minimum en niveau. On aurait pu aussi regarder l'effet d'une variation du salaire minimum sur l'emploi.

En ce qui concerne les variables explicatives de notre modèle, il est possible que certaines variables explicatives soient endogènes, en particulier la variable province de résidence. Un individu pourrait par exemple choisir de s'installer dans une province simplement en se basant sur le niveau plus élevé du salaire minimum dans cette province comme c'est le cas en Ontario présentement.

Il est aussi possible que la variable de taux de chômage total qui renferme trop d'informations soit corrélée avec la variable salaire minimum (Cousineau, 1979). Malgré tout cette étude se veut sérieuse du fait de l'originalité de celle-ci et sa contribution à l'enrichissement de la littérature sur le salaire minimum ainsi que de la représentativité de la base de données généralisable à l'ensemble de la population canadienne.

ANNEXE A : ESTIMATION PROBIT

Population immigrante

Tableau A.1 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d’être en emploi – Femmes immigrantes

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,07549 (3,21)***	0,00040 (0,05)	0,01771 (1,79)*	-0,00519 (1,15)
an_2007	0,00351 (0,19)	-0,00224 (0,28)	0,01541 (1,28)	0,00490 (0,78)
an_2008	-0,01395 (0,70)	-0,00919 (0,98)	0,01025 (0,82)	0,00014 (0,02)
an_2009	-0,03082 (1,27)	-0,02104 (1,47)	0,03113 (1,79)*	0,00960 (0,94)
an_2010	-0,06265 (2,15)**	-0,02416 (1,54)	0,00954 (0,55)	0,00317 (0,31)
an_2011	-0,07452 (2,50)**	-0,03518 (2,32)**	0,00333 (0,18)	-0,00887 (0,93)
an_2012	-0,04847 (1,59)	-0,02717 (1,88)*	0,00669 (0,36)	0,00476 (0,49)
an_2013	-0,07573 (2,34)**	-0,01471 (1,07)	-0,02255 (1,11)	0,00536 (0,56)
Txchomage	-0,01895 (2,09)**	-0,00181 (0,40)	-0,00328 (0,66)	-0,00671 (2,27)**
Age[15 ;19]	-0,20878 (8,19)***	-0,23623 (17,11)***	-0,20787 (9,90)***	-0,22359 (21,10)***
Age[20 ;24]	-0,07808 (3,52)***	-0,10718 (9,01)***	-0,06392 (3,46)***	-0,09427 (10,22)***
Age[30 ;44]	0,01617 (1,02)	0,02798 (3,14)***	0,00586 (0,42)	0,02256 (3,30)***
Age[45 ;64]	-0,04409 (2,61)***	-0,03468 (3,88)***	-0,09145 (6,63)***	-0,04659 (6,73)***
Présecondaire	-0,14155 (8,30)***	-0,15508 (20,17)***	-0,12427 (10,77)***	-0,14727 (24,31)***
Postsecondaire	0,10819 (7,46)***	0,08553 (13,84)***	0,07634 (8,30)***	0,08726 (17,81)***
Universitaire	0,15885 (10,99)***	0,13241 (21,00)***	0,11084 (12,14)***	0,13174 (26,67)***
En union	-0,04268 (4,10)***	-0,04354 (8,06)***	-0,03978 (4,87)***	-0,04257 (10,17)***
Immigrant très récent	-0,16880 (11,97)***	-0,09960 (12,81)***	-0,08514 (7,45)***	-0,10980 (18,56)***

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Immigrant de longue date	0,05586 (4,26)***	0,08370 (12,88)***	0,07639 (7,92)***	0,07770 (15,41)***
Amérique latine	-0,00311 (0,10)	0,03355 (2,58)***	-0,04458 (2,18)**	0,02217 (2,23)**
Asie	-0,08799 (3,01)***	-0,03161 (2,63)***	-0,04469 (3,09)***	-0,04008 (4,49)***
Europe ouest	0,00597 (0,20)	0,01177 (0,93)	-0,01087 (0,68)	0,00789 (0,83)
Europe est	-0,03884 (1,23)	0,03897 (2,96)***	0,00087 (0,05)	0,02212 (2,18)**
Afrique	-0,07660 (2,54)**	-0,05439 (3,70)***	0,01880 (0,81)	-0,04863 (4,47)***
Québec				-0,03144 (4,17)***
Ontario				0,00489 (0,81)
<i>N</i>	33,818,035	132,245,535	41,775,143	207,838,713

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t.

Tableau A.2 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d’être en emploi – Jeunes immigrants

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,11969 (2,37)**	0,04393 (2,23)**	0,06241 (2,68)***	0,00548 (0,56)
an_2007	0,09045 (2,51)**	-0,01930 (1,20)	0,01496 (0,61)	0,00118 (0,09)
an_2008	0,02432 (0,61)	-0,04086 (2,16)**	0,05333 (2,04)**	-0,00257 (0,19)
an_2009	-0,06976 (1,43)	-0,04963 (1,54)	-0,03386 (0,89)	-0,00386 (0,19)
an_2010	-0,11284 (1,84)*	-0,10419 (2,96)***	-0,09488 (2,43)**	-0,03893 (1,85)*
an_2011	-0,06149 (0,99)	-0,10008 (2,98)***	-0,10728 (2,65)***	-0,03006 (1,52)
an_2012	-0,04681 (0,74)	-0,11980 (3,78)***	-0,13130 (3,14)***	-0,03911 (1,93)*
an_2013	-0,06062 (0,88)	-0,10485 (3,49)***	-0,17804 (3,89)***	-0,03628 (1,80)*
Txchomage	0,00168 (0,09)	-0,02095 (2,05)**	0,01800 (1,57)	-0,01551 (2,51)**
Femme	-0,02949 (1,61)	-0,02904 (3,03)***	0,02714 (1,86)*	-0,01830 (2,46)**
Présecondaire	-0,22510 (8,16)***	-0,26112 (21,14)***	-0,25083 (13,25)***	-0,25199 (25,64)***

Variabes	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Postsecondaire	-0,01738 (0,66)	0,02634 (2,10)**	0,01107 (0,58)	0,01780 (1,81)*
Universitaire	0,04640 (1,23)	0,08318 (4,90)***	0,11998 (4,53)***	0,08412 (6,23)***
En union	0,12187 (4,36)***	0,05251 (2,94)***	0,13028 (4,92)***	0,08039 (6,05)***
Immigrant très récent	-0,12801 (5,32)***	-0,03161 (2,43)**	-0,01511 (0,77)	-0,04539 (4,53)***
Immigrant de longue date	0,06651 (2,96)***	0,05128 (4,45)***	0,04749 (2,72)***	0,05320 (5,93)***
Amérique latine	0,10401 (1,98)**	0,06187 (2,17)**	0,03319 (0,74)	0,06646 (3,14)***
Asie	0,01736 (0,33)	-0,05159 (1,95)*	-0,03273 (0,99)	-0,03472 (1,81)*
Europe ouest	0,12495 (2,24)**	0,06422 (2,08)**	0,08647 (2,17)**	0,07810 (3,49)***
Europe est	0,05874 (1,05)	0,04187 (1,47)	0,06285 (1,56)	0,05083 (2,39)**
Afrique	0,04611 (0,86)	-0,09120 (3,04)***	0,06243 (1,31)	-0,03913 (1,77)*
Québec				-0,05108 (3,17)***
Ontario				-0,04103 (3,18)***
<i>N</i>	7,379,164	28,348,023	8,529,948	44,257,135

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Tableau A.3 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Immigrants moins scolarisés

Variabes	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,20970 (2,34)**	0,08692 (2,77)***	0,09808 (2,74)***	-0,00504 (0,31)
an_2007	0,04543 (0,68)	0,03758 (1,37)	0,09720 (2,40)**	0,04887 (2,28)**
an_2008	-0,11530 (1,57)	-0,02633 (0,82)	0,12720 (3,01)***	0,01629 (0,71)
an_2009	-0,26607 (2,99)***	-0,14005 (2,78)***	0,06483 (1,09)	-0,05679 (1,58)
an_2010	-0,23003 (2,10)**	-0,19013 (3,42)***	0,00566 (0,09)	-0,05839 (1,61)
an_2011	-0,28672 (2,53)**	-0,17677 (3,30)***	0,00684 (0,11)	-0,04918 (1,45)
an_2012	-0,17759 (1,55)	-0,16212 (3,19)***	-0,03607 (0,55)	-0,02027 (0,59)

an_2013	-0,21659 (1,76)*	-0,12595 (2,58)***	-0,11969 (1,67)*	-0,00871 (0,25)
Txchomage	0,02422 (0,71)	-0,02945 (1,82)*	-0,00186 (0,11)	-0,01267 (1,19)
Age[15 ;19]	-0,72597 (8,68)***	-1,04386 (24,53)***	-1,12052 (17,93)***	-1,00342 (30,60)***
Age[20 ;24]	0,00435 (0,05)	-0,28495 (6,43)***	-0,35995 (5,33)***	-0,25505 (7,37)***
Age[30 ;44]	0,11744 (1,60)	0,01948 (0,52)	-0,13510 (2,51)**	0,00725 (0,25)
Age[45 ;64]	-0,06891 (0,95)	-0,27149 (7,40)***	-0,55392 (10,53)***	-0,29465 (10,45)***
Femme	-0,50732 (14,68)***	-0,44538 (27,71)***	-0,44867 (19,25)***	-0,45494 (36,23)***
En union	0,15222 (3,58)***	0,12302 (6,05)***	0,16195 (5,24)***	0,13648 (8,53)***
Immigrant tres recent	-0,19217 (3,27)***	-0,17725 (6,09)***	-0,17013 (4,13)***	-0,17658 (7,90)***
Immigrant de longue date	0,11878 (2,28)**	0,21067 (8,64)***	0,14626 (4,31)***	0,18375 (9,75)***
Amerique latine	0,11636 (1,08)	0,04508 (0,89)	-0,06186 (0,77)	0,06313 (1,65)*
Asie	-0,12574 (1,19)	-0,20127 (4,20)***	-0,13819 (2,32)**	-0,17064 (4,83)***
Europe ouest	0,10894 (1,00)	-0,08960 (1,82)*	0,02307 (0,35)	-0,02813 (0,76)
Europe est	0,07501 (0,61)	-0,01452 (0,27)	-0,04278 (0,54)	0,00851 (0,21)
Afrique	-0,05047 (0,44)	-0,31942 (5,49)***	-0,14702 (1,54)	-0,22465 (5,12)***
Quebec				-0,20156 (7,19)***
Ontario				-0,06639 (3,07)***
Constant	-1,38769 (2,00)**	0,25297 (1,16)	0,12650 (0,42)	0,83044 (6,16)***
N	18,216,731	85,070,799	25,909,178	129,196,708

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Tableau A.4 : Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – **Immigrants très récents**

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,30511 (3,03)***	0,06468 (1,31)	0,06098 (1,20)	0,00969 (0,43)
an_2007	-0,08002 (1,11)	0,04193 (1,05)	-0,02102 (0,35)	0,00991 (0,33)
an_2008	-0,09632 (1,20)	-0,03095 (0,65)	0,05380 (0,84)	-0,00361 (0,11)
an_2009	-0,35628 (3,56)***	-0,02844 (0,37)	-0,04349 (0,47)	-0,05782 (1,19)
an_2010	-0,41842 (3,39)***	-0,13071 (1,51)	-0,08229 (0,92)	-0,09351 (1,94)*
an_2011	-0,33169 (2,70)***	-0,20208 (2,43)**	-0,14737 (1,54)	-0,11227 (2,44)**
an_2012	-0,38551 (3,08)***	-0,10742 (1,37)	-0,08561 (0,90)	-0,06310 (1,33)
an_2013	-0,26568 (1,97)**	-0,11256 (1,50)	-0,18533 (1,79)*	-0,03150 (0,66)
Txchomage	-0,01380 (0,38)	-0,02673 (1,07)	0,00402 (0,15)	-0,00735 (0,51)
Age[15 ;19]	-0,77310 (8,33)***	-1,00267 (16,69)***	-1,05868 (12,27)***	-0,95381 (21,74)***
Age[20 ;24]	-0,39799 (5,28)***	-0,34199 (6,95)***	-0,38079 (5,33)***	-0,34747 (9,69)***
Age[30 ;44]	0,07711 (1,57)	0,08388 (2,35)**	-0,07647 (1,49)	0,04942 (1,95)*
Age[45 ;64]	0,11062 (1,65)*	-0,17388 (4,26)***	-0,42399 (7,58)***	-0,17222 (5,79)***
Femme	-0,44265 (12,29)***	-0,59118 (24,77)***	-0,49601 (14,93)***	-0,53501 (30,97)***
Presecondaire	-0,25198 (3,13)***	-0,39067 (8,68)***	-0,16045 (2,54)**	-0,32234 (9,56)***
Postsecondaire	0,10900 (1,68)*	0,14214 (3,82)***	0,15376 (2,93)***	0,14214 (5,13)***
Universitaire	0,10516 (1,71)*	0,24952 (7,20)***	0,17452 (3,60)***	0,20171 (7,82)***
En union	-0,09756 (2,27)**	-0,15777 (4,88)***	-0,09689 (2,06)**	-0,12497 (5,44)***
Amerique latine	-0,20168 (1,21)	-0,22282 (2,88)***	-0,17750 (1,61)	-0,19770 (3,41)***
Asie	-0,25181 (1,51)	-0,38373 (5,41)***	-0,21406 (2,38)**	-0,31133 (5,82)***
Europe ouest	0,36221 (2,11)**	0,05139 (0,58)	0,35378 (3,32)***	0,21250 (3,41)***
Europe est	-0,12875 (0,75)	-0,13648 (1,71)*	0,01905 (0,17)	-0,10737 (1,79)*
Afrique	-0,32206 (1,94)*	-0,54963 (6,82)***	0,00442 (0,04)	-0,39845 (6,77)***

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Quebec				-0,29212 (8,17)***
Ontario				-0,05734 (1,93)*
Constant	-1,48044 (1,86)*	0,75282 (2,23)**	0,50544 (1,18)	0,97534 (5,15)***
N	16,556,863	39,705,672	13,049,591	69,312,126

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Tableau A.5 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d’être en emploi – Immigrants minorités visibles

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,20889 (3,59)***	0,04669 (1,95)*	0,03330 (1,36)	-0,02143 (1,85)*
an_2007	0,02586 (0,57)	-0,00995 (0,46)	0,04560 (1,50)	0,01232 (0,74)
an_2008	-0,03457 (0,69)	-0,05489 (2,18)**	0,05241 (1,65)*	-0,00256 (0,15)
an_2009	-0,16965 (2,86)***	-0,11223 (2,83)***	0,01163 (0,26)	-0,02990 (1,14)
an_2010	-0,25987 (3,63)***	-0,14996 (3,50)***	-0,04863 (1,11)	-0,04757 (1,82)*
an_2011	-0,24281 (3,32)***	-0,18231 (4,41)***	-0,05311 (1,14)	-0,06189 (2,52)**
an_2012	-0,18180 (2,44)**	-0,14169 (3,61)***	-0,03340 (0,72)	-0,01801 (0,72)
an_2013	-0,19624 (2,45)**	-0,12022 (3,22)***	-0,10332 (2,06)**	-0,01451 (0,59)
Txchomage	-0,02574 (1,15)	-0,02897 (2,36)**	0,00198 (0,16)	-0,01906 (2,50)**
Age[15 ;19]	-0,67549 (11,27)***	-0,95428 (27,83)***	-0,87108 (17,66)***	-0,88635 (34,44)***
Age[20 ;24]	-0,27945 (5,33)***	-0,39653 (13,85)***	-0,34972 (8,18)***	-0,36593 (16,75)***
Age[30 ;44]	0,07813 (2,03)**	0,10797 (4,79)***	0,06395 (1,97)**	0,09144 (5,40)***
Age[45 ;64]	-0,09285 (2,26)**	-0,08709 (3,80)***	-0,26244 (8,03)***	-0,12428 (7,19)***
Femme	-0,34222 (15,29)***	-0,39815 (32,75)***	-0,38552 (23,12)***	-0,38425 (42,06)***
Presecondaire	-0,30923 (7,38)***	-0,35464 (16,80)***	-0,24978 (9,08)***	-0,32517 (20,59)***
Postsecondaire	0,25732 (7,25)***	0,20882 (12,14)***	0,18473 (7,77)***	0,21370 (16,25)***

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Universitaire	0,31273 (8,85)***	0,29761 (17,66)***	0,24462 (10,67)***	0,28672 (22,29)***
En union	0,05616 (2,17)**	0,02617 (1,72)*	0,06867 (3,17)***	0,04228 (3,72)***
Immigrant tres recent	-0,42706 (12,82)***	-0,24143 (13,02)***	-0,23640 (8,94)***	-0,27782 (19,89)***
Immigrant de longue date	0,16671 (5,33)***	0,20265 (12,68)***	0,17223 (7,64)***	0,19151 (15,69)***
Quebec				-0,08658 (4,69)***
Ontario				0,03508 (2,28)**
Constant	-0,86817 (1,96)*	0,50127 (3,07)***	0,38735 (1,92)*	0,86681 (9,15)***
N	46,821,913	172,365,465	57,067,004	276,254,382

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Population native

Tableau A.6 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d'être en emploi – Ensemble des natifs

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,07764 (15,33)***	0,03420 (11,16)***	0,00692 (1,87)*	0,01050 (6,66)***
an_2007	-0,00324 (0,90)	0,00081 (0,29)	0,00698 (1,54)	0,00239 (1,22)
an_2008	-0,01617 (3,98)***	-0,00938 (2,92)***	0,00748 (1,59)	0,00285 (1,38)
an_2009	-0,04763 (9,43)***	-0,02906 (5,78)***	-0,01642 (2,50)**	-0,00106 (0,36)
an_2010	-0,07537 (12,34)***	-0,04982 (9,09)***	-0,01113 (1,75)*	-0,00729 (2,46)**
an_2011	-0,07371 (11,70)***	-0,05136 (9,73)***	-0,01924 (2,80)***	-0,00998 (3,50)***
an_2012	-0,07462 (11,64)***	-0,05200 (10,37)***	-0,02433 (3,48)***	-0,01367 (4,64)***
an_2013	-0,08143 (11,80)***	-0,05381 (11,29)***	-0,02954 (3,90)***	-0,01616 (5,46)***
Txchomage	-0,00872 (4,45)***	-0,01158 (7,29)***	-0,00580 (3,12)***	-0,01152 (13,27)***
Age[15 ;19]	-0,18439 (41,85)***	-0,18120 (51,93)***	-0,15759 (28,56)***	-0,17729 (72,20)***

Age[20 ;24]	-0,05525 (12,57)***	-0,08752 (26,17)***	-0,04276 (7,99)***	-0,07016 (29,31)***
Age[30 ;44]	0,02112 (5,50)***	0,01395 (4,61)***	0,00950 (2,03)**	0,01567 (7,36)***
Age[45 ;64]	-0,13605 (37,82)***	-0,09878 (34,42)***	-0,10097 (22,58)***	-0,11331 (56,31)***
Femme	-0,04625 (23,82)***	-0,04159 (27,01)***	-0,05881 (24,13)***	-0,04630 (42,52)***
Présecondaire	-0,15331 (49,72)***	-0,14026 (58,50)***	-0,15074 (38,50)***	-0,14718 (86,70)***
Postsecondaire	0,03746 (13,17)***	0,04640 (22,91)***	0,02277 (7,15)***	0,04047 (27,50)***
Universitaire	0,10139 (28,89)***	0,09394 (38,01)***	0,07329 (18,72)***	0,09333 (51,56)***
En union	0,08079 (36,59)***	0,07702 (41,63)***	0,07505 (26,59)***	0,07916 (62,15)***
Québec				0,00999 (4,70)***
Ontario				0,00981 (4,95)***
<i>N</i>	441,125,536	592,295,532	204,835,665	1,238,256,733

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Tableau A.7 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d’être en emploi – Femmes natives

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,02583 (3,55)***	0,01451 (3,28)***	-0,00034 (0,06)	0,00359 (1,57)
an_2007	0,01083 (2,07)**	0,01006 (2,50)**	-0,00867 (1,31)	0,00815 (2,88)***
an_2008	0,01040 (1,77)*	0,00236 (0,51)	0,00089 (0,13)	0,01046 (3,48)***
an_2009	0,00732 (1,00)	-0,01656 (2,28)**	-0,00704 (0,73)	0,01573 (3,71)***
an_2010	-0,00971 (1,11)	-0,03006 (3,81)***	-0,00298 (0,32)	0,00741 (1,72)*
an_2011	-0,00764 (0,84)	-0,03169 (4,17)***	-0,00543 (0,54)	0,00361 (0,87)
an_2012	-0,01063 (1,15)	-0,03539 (4,88)***	-0,00663 (0,65)	-0,00080 (0,19)
an_2013	-0,00593 (0,60)	-0,03529 (5,12)***	-0,00802 (0,72)	-0,00035 (0,08)
Txchomage	-0,00786 (2,79)***	-0,00310 (1,36)	-0,00719 (2,63)***	-0,00985 (7,77)***
Age[15 ;19]	-0,16313 (24,61)***	-0,15874 (30,36)***	-0,11507 (13,50)***	-0,14886 (40,20)***

Variabes	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Age[20 ;24]	-0,05846 (8,98)***	-0,08837 (18,21)***	-0,01807 (2,26)**	-0,06721 (19,15)***
Age[30 ;44]	0,01333 (2,39)**	0,00809 (1,90)*	0,00833 (1,22)	0,00949 (3,12)***
Age[45 ;64]	-0,14127 (27,04)***	-0,09081 (22,36)***	-0,08997 (13,68)***	-0,11036 (38,24)***
Présecondaire	-0,18893 (42,00)***	-0,15880 (43,43)***	-0,18314 (29,64)***	-0,17651 (68,67)***
Postsecondaire	0,05841 (14,41)***	0,06256 (21,18)***	0,02720 (5,78)***	0,05664 (26,45)***
Universitaire	0,12654 (26,04)***	0,11347 (32,40)***	0,09046 (16,31)***	0,11439 (44,92)***
En union	0,03407 (10,71)***	0,02275 (8,64)***	0,00740 (1,78)*	0,02626 (14,33)***
Québec				0,01877 (6,06)***
Ontario				0,01973 (6,85)***
<i>N</i>	218,328,471	293,172,703	100,781,849	612,283,023

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Tableau A.8 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d’être en emploi – Jeunes natifs

Variabes	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,21298 (16,57)***	0,09480 (12,39)***	0,01766 (1,99)**	0,02758 (7,55)***
an_2007	-0,02116 (2,41)**	0,00366 (0,58)	0,01662 (1,70)*	0,00203 (0,46)
an_2008	-0,04685 (4,78)***	-0,03778 (5,05)***	0,01416 (1,39)	-0,00215 (0,45)
an_2009	-0,16127 (12,93)***	-0,08654 (6,88)***	-0,00823 (0,54)	-0,02090 (3,06)***
an_2010	-0,22473 (14,57)***	-0,14548 (10,74)***	-0,01593 (1,07)	-0,03853 (5,55)***
an_2011	-0,23320 (14,85)***	-0,15324 (11,99)***	-0,03033 (1,91)*	-0,04974 (7,50)***
an_2012	-0,23887 (14,95)***	-0,15893 (13,08)***	-0,06424 (3,94)***	-0,06491 (9,50)***
an_2013	-0,26283 (15,21)***	-0,15369 (13,33)***	-0,06907 (3,92)***	-0,06621 (9,64)***
Txchomage	-0,00236 (0,48)	-0,02363 (5,95)***	-0,01597 (3,60)***	-0,01867 (9,14)***
Femme	0,00091 (0,20)	0,01732 (4,82)***	0,03254 (5,93)***	0,01468 (5,78)***

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Présecondaire	-0,26967 (38,95)***	-0,24454 (55,83)***	-0,30597 (48,87)***	-0,26200 (81,41)***
Postsecondaire	0,00206 (0,29)	0,02843 (5,70)***	-0,03077 (4,16)***	0,01034 (2,91)***
Universitaire	0,03901 (3,05)***	0,07344 (9,89)***	0,05241 (3,93)***	0,06041 (10,45)***
En union	0,16750 (23,57)***	0,13300 (19,86)***	0,10573 (10,71)***	0,14369 (32,63)***
Québec				0,00299 (0,59)
Ontario				-0,02680 (5,82)***
<i>N</i>	84,595,468	137,800,121	45,099,679	267,495,268

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

Tableau A.9 – Effets marginaux (dy/dx) des variables explicatives sur la probabilité d’être en emploi – Natifs moins scolarisés

Variables	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Sal_min	0,10468 (10,94)***	0,05045 (9,25)***	0,01668 (2,52)**	0,01425 (5,02)***
an_2007	-0,00434 (0,65)	0,00255 (0,52)	0,02112 (2,75)***	0,00582 (1,68)*
an_2008	-0,01923 (2,52)**	-0,01934 (3,41)***	0,02689 (3,37)***	0,00482 (1,30)
an_2009	-0,06259 (6,61)***	-0,04933 (5,53)***	-0,01194 (1,05)	0,00187 (0,35)
an_2010	-0,10185 (8,81)***	-0,07639 (7,86)***	-0,01026 (0,92)	-0,00739 (1,37)
an_2011	-0,10377 (8,71)***	-0,07661 (8,20)***	-0,03031 (2,55)**	-0,01381 (2,66)***
an_2012	-0,09763 (8,03)***	-0,08597 (9,65)***	-0,04025 (3,33)***	-0,02061 (3,85)***
an_2013	-0,11354 (8,68)***	-0,08402 (9,91)***	-0,05429 (4,09)***	-0,02537 (4,73)***
Txchomage	-0,01151 (3,13)***	-0,01403 (4,97)***	-0,00541 (1,67)*	-0,01588 (10,03)***
Age[15 ;19]	-0,20449 (23,16)***	-0,24324 (40,87)***	-0,23823 (26,91)***	-0,23197 (53,14)***
Age[20 ;24]	-0,01199 (1,20)	-0,04883 (7,30)***	0,01454 (1,45)	-0,02665 (5,43)***
Age[30 ;44]	0,01513 (1,71)*	0,01267 (2,03)**	-0,00736 (0,80)	0,00936 (2,08)**
Age[45 ;64]	-0,12447 (15,24)***	-0,10064 (17,19)***	-0,11691 (13,43)***	-0,11409 (27,10)***

Variabes	Québec	Ontario	C.-B.	Ensemble
Femme	-0,09357 (25,49)***	-0,05035 (18,31)***	-0,05562 (13,08)***	-0,06624 (33,53)***
En union	0,13393 (31,19)***	0,11947 (33,90)***	0,12013 (22,77)***	0,12587 (51,59)***
Quebec				-0,03645 (9,26)***
Ontario				-0,01175 (3,28)***
<i>N</i>	155,957,322	226,602,801	78,781,653	461,341,776

(* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$) – Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'EPA 2006-2013. Note : Effets marginaux à la moyenne des autres variables explicatives présentés, entre parenthèses les statistiques t

ANNEXE B : ESTIMATION MCO

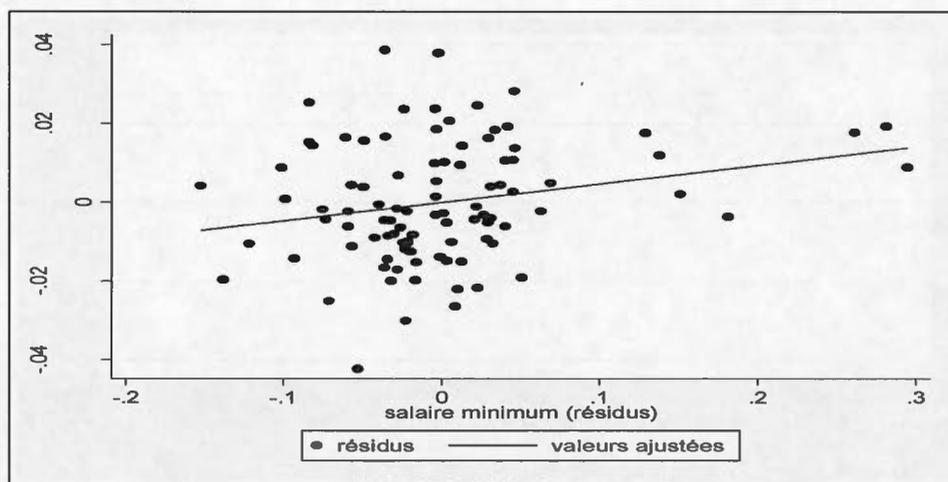
Femmes immigrantes-Québec

Figure A.1 – Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi, femmes immigrantes (Québec) (source : de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013)

Tableau A.10 Résultat estimation MCO- Femmes immigrantes (Québec)

Variable dépendante : Resid_d_emploi				
	Coefficient	Écart-type	t	p-value
Constante	-4,88e-11	0,0015	-0,00	1,000
Resid_d_salaire	0,0469	0,0203	2,30	0,023
R ²				0,0540
N				95

Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013

Jeunes immigrants-Québec

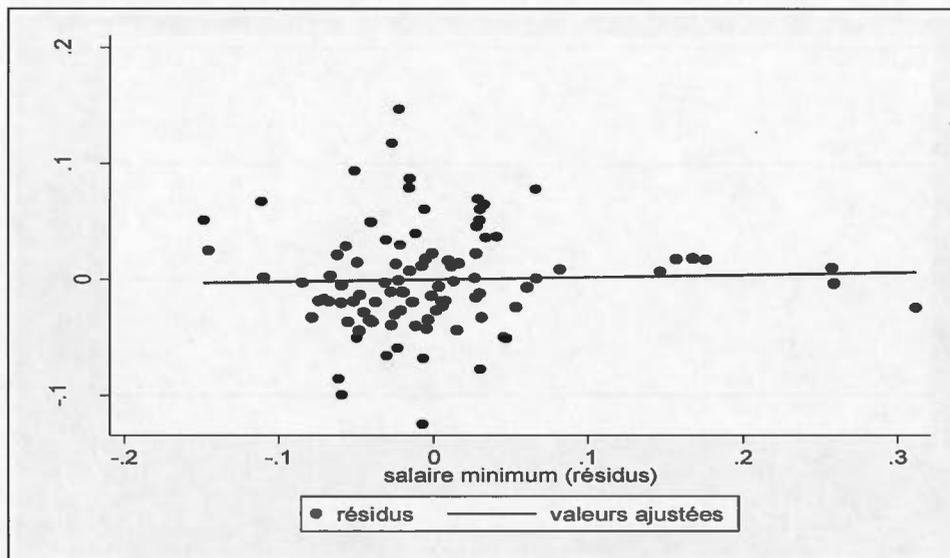


Figure A.2 – Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi, jeunes immigrants (Québec) (source : de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013)

Tableau A.11 : Résultat estimation MCO, jeunes immigrants (Québec)

Variable dépendante : Resid_d_emploi				
	Coefficient	Écart-type	t	p-value
Constante	-7,08e-11	0,0046	-0,00	1,000
Resid_d_salaire	0,0197	0,0620	0,32	0,751
R ²				0,0011
N				95

Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013

Immigrants peu scolarisés-Québec

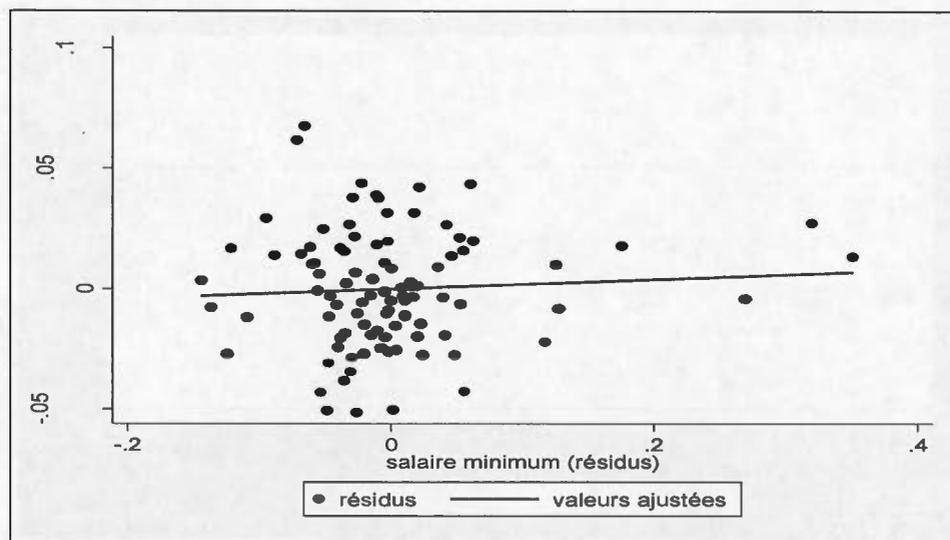


Figure A.3 – Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi – Immigrants peu scolarisés (Québec)
(source : de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013)

Tableau A.12 Résultat estimation MCO-
Immigrants peu scolarisés (Québec)

Variable dépendante : Resid_d_emploi				
	Coefficient	Écart-type	t	p-value
Constante	6,35e-11	0,0024	0,00	1,000
Resid_d_salaire	0,0195	0,0322	0,61	0,544
R ²				0,0040
N				95

Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013

Immigrants très récents-Québec

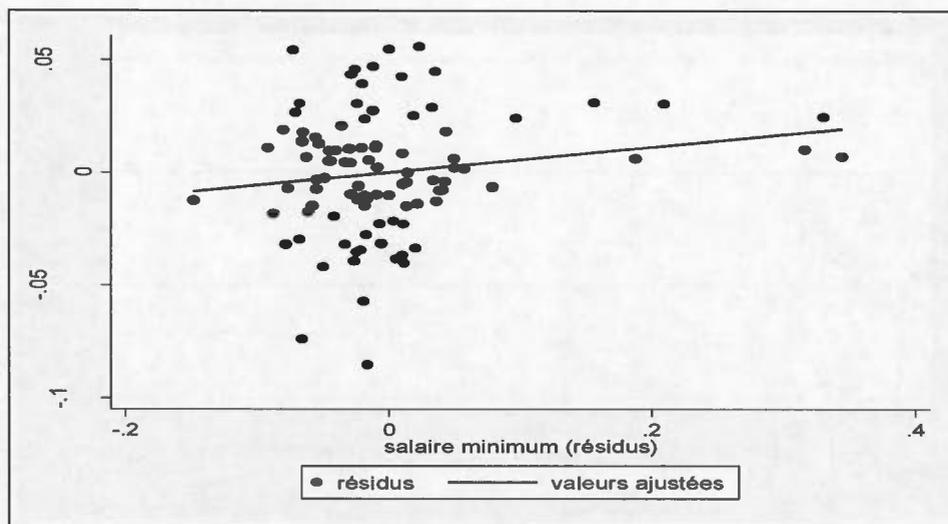


Figure A.4 – Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi - Immigrants très récents (Québec) (source : de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013)

Tableau A.13 : Résultat estimation MCO-Immigrants très récents (Québec)

Variable dépendante : Resid_d_emploi				
	Coefficient	Écart-type	t	p-value
Constante	-7,15e-11	0,0027	-0,00	1,000
Resid_d_salaire	0,0567	0,0345	1,64	0,104
R ²				0,0282
N				95

Source : calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013

Immigrants minorités visibles-Québec

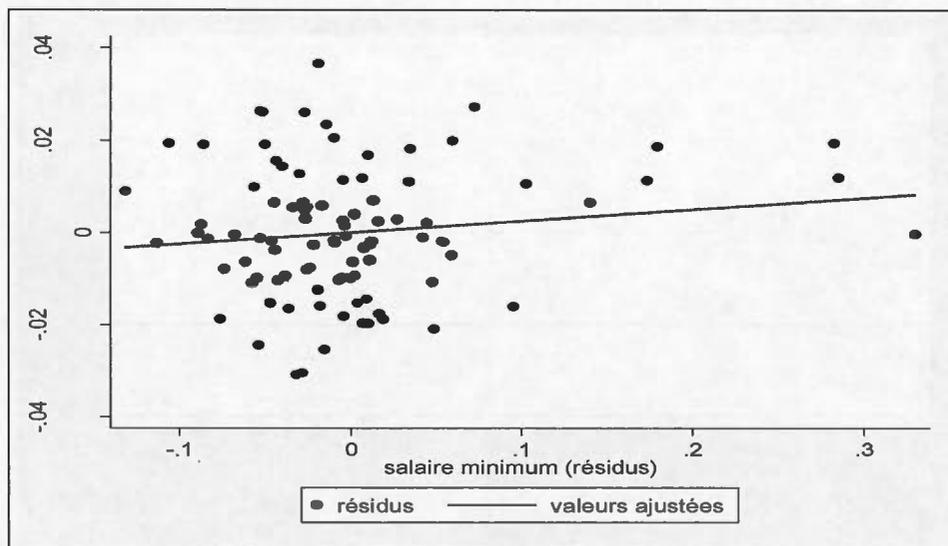


Figure A.5 – Nuage de points montrant la corrélation entre salaire minimum et taux d’emploi -Immigrants, minorités visibles (Québec) (source : de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013)

Tableau A.14 – Résultat estimation MCO, immigrants, minorités visibles (Québec)

Variable dépendante : Resid_d_emploi				
	Coefficient	Écart-type	t	p-value
Constante	5,51e-11	0,0014	0,00	1,000
Resid_d_salaire	0,2498	0,0190	1,31	0,192
R ²				0,0182
N				95

Source : Calculs de l’auteur à partir des données de l’EPA 2006-2013

BIBLIOGRAPHIE

- Aubry, F. 2005. « L'impact d'une hausse du salaire minimum sur la structure salariale de l'entreprise et l'impact du salaire minimum sur la distribution des revenus dans la société. »
- Bazen, S. et Martin, J. 1991. « L'impact du salaire minimum sur les gains et l'emploi en France » Revue économique de l'OCDE no 16.
- Bégué J. 1978 « Hausse du Smic et effets sur la masse salariale », Économie et statistique n° 100, mai, Insee.
- Bélanger, A. Bingoly-Liworo, G. Ledent, J. 2010 « Vitesse et facteurs explicatifs de l'entrée en emploi des immigrants récents au Québec, en Ontario et en Colombie-Britannique ». Rapport no.4 - Institut national de la recherche scientifique. Centre- Urbanisation Culture Société.
- Boudarbat, B. et Boulet, M. 2007. « Détérioration des salaires des nouveaux immigrants au Québec par rapport à l'Ontario et à la Colombie-Britannique. Choix-IRPP, Vol. 13, no. 7, p. 1-34.
- Boudarbat, B. et Boulet, M. 2010 « Immigration au Québec : Politiques et intégration au marché du travail » RAPPORT DE PROJET 2010 CIRANO.
- Boudarbat, B. et Connolly, M. 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 », Série scientifique 2013s-28, CIRANO.
- Brochu, P. et Green, D. A. 2012. « The Impact of Minimum Wages on Labour Market Transitions », Working Paper - University of Ottawa.
- Brown, C. 1999, « Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income », in Handbook of Labor Economics, ed. by O. Ashenfelter, and D. Card. Amsterdam ; New York and Oxford : Elsevier Science, North-Holland, 2101-2163.
- Brown, C., Gilroy, C. et Kohen, A. 1982. « The effect of the minimum wage on employment and unemployment », Journal of Economic Literature, no 2.
- Card, D. 1992 « Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage. » Industrial and Labor Relations Review, Vol. 46, No. 1. (Oct., 1992), pp. 22-37.

- Card, D. et Krueger, A.B. 1994. « Minimum wages and employment : a case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania », *American Economic Review*.
- Card, D. et Krueger, A.B. 1995, « Time-series minimum wage studies : a meta-analysis », *American economic review*, vol. 85, n° 2.
- Card, D. et Krueger, A.B. 1997, « How the minimum wage affects the distribution of wages, the distribution of family earnings and poverty », in *myth and measurement, the new economics of minimum wage*, Princeton, Princeton University Press.
- Card, D. et Krueger, A.B. 2000. « Minimum wages and employment : a case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply », *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5. (Déc., 2000), pp. 1397-1420.
- Comité consultatif d'établissement du salaire minimum, 2014 « Rapport et recommandations au ministre du travail » Province de l'Ontario- Canada.
- Cousineau, J. M. 1979. « L'effet du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec », *Relations industrielles*, vol.34, no3.
- Institut de la Statistique Québec, 2012 « Evolution du taux du salaire minimum au Québec et au Canada entre 2002 et 2012 », bulletin réalisé par la Direction des statistiques du travail et de la rémunération.
- Jordan, B et Stanford, J. 2014 « Dispelling Minimum Wage Mythology : The Minimum Wage and the Impact on Jobs in Canada, 1983–2012. » *Canadian Centre for Policy Alternatives*.
- Katz, L. F. et Krueger, A. B. (1992) : « The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry », *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 6-21.
- Koubi, M. Lhommeau, B. Dares, 2007 « Les effets de diffusion de court terme des hausses du Smic dans les grilles salariales des entreprises de dix salariés ou plus sur la période 2000-2005 », Insee.
- Mincer, J. 1976. « Unemployment effects of minimum wages », *Journal of political economy*, vol. 84, no 4 part 2.
- Ministère des Finances Québec, 2002 « Comparaison de l'évolution du salaire minimum au Québec, en Ontario et aux États-Unis », *Direction des politiques économiques*.
- Neumark, D. Salas, I. J. M. et Wascher, W. 2013 « Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate : Throwing Out the Baby with the Bathwater ? » IZA DP No. 7166, January 2013.

- Neumark, D. et Wascher, W. 1992. « Employment effect of minimum and subminimum wages : panel data on state minimum wage laws », *Industrial and Labor Relations Review*, vol.46, no1.
- Neumark, D. et Wascher, W. 2000. «Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment», *The American Economic Review*: Vol.90, No.5, p.1362-1395.
- Passeron, V et Quema, E. 1999, « Impact du Smic sur le taux de salaire horaire », note de la DARES pour le CSERC.
- Picot, G et Hou, H. 2003 « La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada » Document de recherche de la Direction des études analytiques, no198 (Statistique Canada).
- Sari, M. 2012. « Les déterminants de l'état de faible revenu au Canada : l'effet modérateur du statut d'immigrant », mémoire présenté à la Faculté des études supérieures de l'Université de Montréal en vue de l'obtention du grade de maîtrise en relations industrielles.
- Seccareccia, M. 1991. « Salaire minimum, emploi et productivité dans une perspective post-keynésienne », *L'Actualité économique, Revue d'Analyse Économique*, vol.67, n°2.
- Skuterud, M. et Su, M. 2010. « Immigrants and the dynamics of high-wage jobs », *Industrial and Labor Relations review*, vol.65, no2.
- Statistique Canada, 2010 « L'Indice des prix à la consommation » No 62-001-X au catalogue - Décembre 2010.
- Statistique Canada, 2012 « L'Indice des prix à la consommation » No 62-001-X au catalogue - Décembre 2012.
- Statistique Canada, 2012 « Diversité ethnique et immigration » No 11-402-X au catalogue. Adresse URL : <http://www.statcan.gc.ca/pub/11-402-x/2012000/pdf/ethnic-ethnique-fra.pdf>.
- Statistique Canada, 2014 « L'Indice des prix à la consommation » No 62-001-X au catalogue - Mai 2014.
- Statistique Canada « Information sur la population active » No 71-001-X au catalogue. Adresse URL : <http://www5.statcan.gc.ca/olc-cel/olc.action?objId=71-001-X&objType=2&lang=fr&limit=0>.
- Wellington, A. 1991. « Effect of the minimum wage on the employment status of youths », *The Journal of Human Resources*, vol.26, no1.