



Conseil ontarien  
de la qualité de  
l'enseignement  
supérieur

Un organisme du gouvernement de l'Ontario

## Immigrants au Canada : situation sur le marché du travail et différences des compétences

Wendy Cukier, Université Ryerson et  
Kevin Stolarick, Université Ryerson et  
Université OCAD



Publié par le

## Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur

1, rue Yonge, bureau 2402  
Toronto (Ontario) Canada M5E 1E5

Téléphone : 416-212-3893  
Télécopieur : 416-212-3899  
Site Web : [www.heqco.ca](http://www.heqco.ca)  
Courriel : [info@heqco.ca](mailto:info@heqco.ca)



L'[Initiative de recherche sur l'enseignement et les compétences](#) est une initiative de recherche stratégique novatrice axée sur la collaboration et dirigée par le Centre Mowat et le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur (COQES). Elle est financée par Emploi et Développement social Canada et le ministère de la Formation et des Collèges et Universités. Elle consiste à recueillir, analyser et mettre à profit des données relatives à la formation et aux compétences des Canadiens ainsi qu'aux résultats qu'ils obtiennent sur le marché du travail, et à diffuser les conclusions afin d'éclairer l'élaboration des politiques.

### Citer ce document comme suit :

Cukier, W. et K. Stolarick (2019). *Immigrants au Canada : situation sur le marché du travail et différences des compétences*. Toronto, Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur.



Les opinions exprimées dans le présent document de recherche sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue ou les politiques officielles du Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur ou des autres organismes ou organisations ayant offert leur soutien, financier ou autre, dans le cadre de ce projet. © Imprimeur de la Reine pour l'Ontario, 2019

## Reconnaissance

Cette étude a été réalisée à l'aide de fonds versés au Réseau canadien des Centres de données de recherche par le Conseil de recherches en sciences humaines, les Instituts de recherche en santé du Canada, la Fondation canadienne pour l'innovation et Statistique Canada. Bien que les recherches et les analyses se fondent sur des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas celles de Statistique Canada.

## Table des matières

Reconnaissance.....	2
Introduction .....	4
Données et méthodes.....	6
Constatations .....	12
Modèle 1 – Modèle de base .....	12
Modèle 2 – Statut d’immigrant et score de compétences .....	13
Modèle 3 – Facteurs démographiques et facteurs de contrôle de la famille .....	13
Modèle 4 – Facteurs de contrôle du capital humain.....	14
Conclusion.....	16
Bibliographie.....	18
Annexe .....	22

## Introduction

Au cours des trois dernières décennies, l'immigration a été à l'origine de la majeure partie de la croissance nette de la population canadienne et deviendra bientôt la seule source nette de croissance du bassin de main-d'œuvre (Downie, 2010). Répondre aux besoins des immigrants en matière d'emploi et relever d'autres défis auxquels font face les nouveaux arrivants sur la voie de l'emploi est une grande priorité du gouvernement canadien. Il s'agit de veiller à ce que les nouveaux arrivants s'intègrent à la population active canadienne et répondent aux besoins croissants des employeurs en matière de travailleurs qualifiés dans certains secteurs.

À l'heure actuelle, le manque d'accès à une main-d'œuvre qualifiée est une préoccupation majeure pour de nombreux employeurs, et les compétences des diplômés actuels ne correspondent pas aux compétences requises pour les postes (Vahey, 2000; Yuen, 2010; Boudarbat et Chernoff, 2012; Uppal et LaRoche-Côté, 2014; Warman, Sweetman et Goldmann, 2015; Finnie, Mueller et Sweetman, 2018). Parallèlement, il existe de nombreuses preuves que les immigrants bien qualifiés font face à de nombreux obstacles sur le marché du travail canadien, en particulier ceux qui sont également racialisés (par exemple : Banerjee, Reitz et Oreopoulos, 2018). Depuis plus d'une décennie, les chercheurs examinent les données sur différentes dimensions de l'emploi. Par exemple, Reitz et Banerjee (2007) ont montré qu'à partir de la fin des années 1970, les hommes immigrants gagnaient environ 13 % de moins que leurs homologues nés au pays dans des emplois de premier échelon. Malgré l'importance croissante accordée aux compétences, et malgré les nouvelles sources d'immigrants, le problème s'est aggravé. Les immigrants arrivés au Canada à la fin des années 1990 gagnaient 28 % de moins que les adultes nés au Canada. La situation des immigrantes était encore pire.

Des recherches plus récentes ont renforcé ces constatations et examiné comment les rouages du marché du travail créent des obstacles (Banerjee, Verma et Zhang, 2018; Esmaeilzadeh, Ahamd et Naveed, 2018; Nadeau et Seckin, 2010; Oreopoulos, 2011; Papademetriou et Sumption, 2011; Coulombe, Grenier et Nadeau, 2014). Le sous-emploi est un problème particulièrement important qui contribue à expliquer le faible revenu. Des preuves importantes de la dévaluation de l'expérience et des titres de compétences des immigrants étaient associées au sous-emploi et à la réduction des salaires. Entre 1991 et 2001, un immigrant titulaire d'un diplôme universitaire sur quatre occupait un emploi n'exigeant pas plus qu'un diplôme d'études secondaires et gagnait beaucoup moins que ses homologues canadiens.

Aydemir et Skuterud (2005) ont suggéré que 25 % à 50 % de la baisse des revenus nets des immigrants peut s'expliquer par la valeur moindre de l'expérience acquise à l'étranger. Uppal et LaRoche-Côté (2014), ainsi que Premji et Shakya (2017), entre autres, fournissent d'autres preuves que les emplois ne correspondent pas aux compétences des immigrants, que la rémunération est inférieure à leur niveau de compétence et

que les postes ont tendance à être précaires (Premji et Shakya, 2017). Cela est lié à la dévaluation des titres de compétences obtenus à l'étranger et à la disparité des compétences, ce qui signifie que de nombreux immigrants sont coincés dans des emplois alimentaires précaires et à faible salaire (Creese et Wiebe, 2012; Blit, Skuterud et Zhang, 2017; Cukier, Jeffery, Yap et McDonald, 2017; Reitz, Curtis et Elrick, 2014).

Des études ont montré que bien qu'une proportion importante d'immigrants perçoivent de la discrimination en matière d'emploi, les immigrants racialisés sont plus susceptibles de percevoir de la discrimination, et ceux qui s'identifient comme des Noirs sont beaucoup plus susceptibles de percevoir de la discrimination aussi souvent que ceux qui s'identifient comme des Chinois (Yap et Cukier, 2009). Les recherches d'Oreopoulos ont permis de concevoir une expérience qui a démontré que les candidats dont le nom de famille avait une consonance « étrangère » étaient moins susceptibles d'être convoqués à des entrevues d'emploi que ceux dont le nom était anglo-saxon, peu importe leur lieu de naissance ou leur niveau de scolarité. Une nouvelle analyse des données a permis de constater que les personnes dont le nom de famille ne semblait pas « étranger » avaient deux fois plus de chances d'être convoquées de nouveau par les petits employeurs (moins de 500 employés), ce qui confirme encore une fois que les obstacles sont réels (Banerjee, Reitz et Oreopoulos, 2018; Oreopoulos et Dechief, 2012; Oreopoulos, 2009; 2011).

D'autres recherches permettent de croire que le fait de mettre l'accent sur les compétences contribuerait à uniformiser les règles du jeu. Par exemple, certaines recherches laissent supposer que les compétences linguistiques sont associées à de meilleurs résultats sur le marché du travail et que les lacunes en matière de compétences linguistiques rendent les immigrants moins efficaces (Warman et autres., 2015). Warman, Webb et Worswick (2019) concluent que les immigrants dont la langue maternelle est le français ou l'anglais obtiennent de bien meilleurs résultats en matière d'emploi. Cela signifie que les immigrants ayant des compétences linguistiques comparables devraient avoir des résultats d'emploi comparables. Li et Sweetman (2014) ont constaté que les immigrants adultes provenant de pays où les systèmes d'éducation présentent des résultats moyens supérieurs à la suite des divers tests obtiennent des rendements plus élevés que leurs pairs d'autres pays sur le marché du travail canadien en ce qui concerne leurs titres de compétences.

Il existe un volet de recherche portant sur la relation entre la littératie, la numératie, les compétences en résolution de problèmes et les résultats obtenus sur le marché du travail. Green et Riddell (2003) ont utilisé les résultats en matière de littératie de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes de 1994 comme mesure directe des compétences en littératie et ont constaté que les compétences cognitives ont une influence positive sur la rémunération. Ils ont également conclu que la prise en compte des compétences en matière de littératie réduisait de 30 % l'effet de la scolarité sur la rémunération à la médiane de la répartition de la rémunération. Ferrer, Green et Riddell (2006) ont utilisé l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) de 1994 et l'Enquête ontarienne sur l'alphabétisation

des immigrants (EOAI) de 1998 et n'ont trouvé aucune preuve que le rendement obtenu par les immigrants grâce à leurs compétences en matière de littératie différait de celui obtenu par les personnes nées au Canada. Ils ont déclaré que les différences entre les scores de littératie représentaient environ les deux tiers de la différence entre la rémunération des immigrants et celle des personnes nées au Canada. Hanushek, Schewerdt, Wiederhold et Woessmann (2015) ont comparé les compétences en matière de numératie de personnes nées dans 23 des pays qui ont participé au Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA) en 2012. Le résultat indique qu'une augmentation de 1 % de la numératie entraîne une augmentation de 18 % de la rémunération. Truong et Sweetman (2018) ont suggéré qu'une augmentation d'un écart-type des compétences de base en informatique (représentée par la résolution de problèmes dans un environnement technologique dans le PEICA de 2012) est associée à une augmentation de 7 % des revenus tant chez les hommes que chez les femmes. Leur étude a également révélé un résultat intéressant, à savoir que le marché du travail canadien ne récompensait pas les compétences de base en informatique différemment pour les immigrants et les personnes nées au Canada.

## Données et méthodes

L'Enquête sur les compétences des adultes (ECA), qui fait partie du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA), mesure les compétences des adultes en matière de traitement de l'information – littératie, numératie et résolution de problèmes – et recueille de l'information et des données sur la façon dont les adultes utilisent leurs compétences à la maison, au travail et dans la collectivité en général. Cette enquête est menée dans plus de 31 pays ou organisations économiques et mesure objectivement les compétences cognitives et professionnelles clés dont les personnes ont besoin pour participer à la société et dont les diverses économies ont besoin pour prospérer (OCDE, 2016). Par exemple, un examen des résultats obtenus aux États-Unis par le Migration Policy Institute permet de croire que même si l'emploi et les revenus ont augmenté chez les adultes nés aux États-Unis qui réussissent le test, ce n'était pas le cas chez les immigrants ayant un faible niveau de compétence. La même étude donne à penser que les immigrants ayant obtenu des diplômes à l'étranger avaient obtenu des scores plus faibles en littératie anglaise et en numératie que ceux ayant obtenu des diplômes aux États-Unis. Toutefois, ces résultats à eux seuls ne tenaient pas compte de la disparité des résultats en matière d'emploi. L'étude a conclu que les efforts visant à améliorer la littératie et la numératie chez les immigrants devraient être intensifiés (Batalova et Fix, 2015).

La recherche sur les résultats canadiens du PEICA s'est concentrée sur le rendement inférieur à la moyenne du pays et indique que ce résultat est attribuable à la forte proportion d'immigrants au Canada (Parkin, 2015). Toutefois, une analyse plus approfondie montre que les résultats des participants nés au Canada figurent parmi les pires au monde, n'étant supérieurs qu'aux résultats des participants nés en Espagne, en Italie et en Irlande (Levels, Dronkers et Jencks, 2017). Bien que les personnes qui ont immigré à

l'âge adulte obtiennent des notes inférieures à celles des personnes nées au Canada, et bien que les résultats varient selon la langue maternelle (CMEC, 2017), les immigrants qui sont venus au Canada à l'adolescence obtiennent des résultats nettement supérieurs aux tests de littératie et de numératie par rapport aux personnes nées au Canada, ce qui fait augmenter les notes moyennes au lieu de les faire diminuer. Levels et autres (2017) traitent les notes en matière de compétences comme une variable dépendante, comparant les tendances entre les administrations et examinant les facteurs sous-jacents qui façonnent les notes en matière de compétences. Ils concluent que les caractéristiques démographiques et socioéconomiques telles que l'emploi et les compétences linguistiques expliquent environ la moitié de la variation des écarts entre les compétences en numératie et en littératie d'un pays à l'autre. L'étude indique également qu'il est nécessaire d'approfondir la recherche sur les points de départ et les trajectoires des immigrants. Les chercheurs ont commencé à utiliser cet ensemble de données pour examiner la mesure dans laquelle les disparités des résultats relatifs au marché du travail sont alimentées par les ensembles de compétences des immigrants (par exemple : Stuckley et Munro, 2013; Heisz, Notten et Situ, 2015; Smith et Fernandez, 2017; Truong et Sweetman, 2018).

Notre étude utilise ces données pour mieux comprendre l'incidence des compétences en littératie et en numératie sur les résultats des immigrants en matière d'emploi. Cela donne un angle différent pour étudier les résultats obtenus par les immigrants sur le marché du travail en fonction de niveaux de compétence mesurés objectivement et distincts des autres mesures du capital humain (p. ex., niveau de scolarité et domaine d'études). Les questions qui ont orienté l'étude étaient les suivantes :

1. Quelle est l'incidence du statut d'immigrant sur divers résultats en matière d'emploi?
2. Quelle est l'incidence de divers facteurs de contrôle possibles, par exemple les données démographiques et le capital humain?
3. Quelle est l'incidence des notes obtenues aux tests de numératie?
4. Quelle est l'incidence des notes obtenues aux tests de littératie?

Afin d'examiner l'effet du statut d'immigrant sur la situation en matière d'emploi, le présent article fait appel à la régression logistique multinomiale (RLM) (Long et Freese, 2006) pour estimer la probabilité que les personnes connaissent différentes situations en matière d'emploi. La régression logistique multinomiale est une méthode couramment utilisée lorsque les variables dépendantes sont catégoriques et non ordonnées et qu'elles comportent plus de deux niveaux (consulter Seyfrit et Hamilton, 1992). Le modèle estime l'effet des variables descriptives sur la probabilité qu'un résultat particulier se produise par rapport à une « base » ou à une catégorie de référence (un exemple d'application est présenté par Walters, Phythian et Anisef, 2007). Dans ce cas, la variable de résultat (catégorie) est la situation en matière d'emploi, c'est-à-dire : sans emploi, employé à temps partiel, employé à temps plein ou inactif (ne participant pas à la population active). Il s'agit des quatre possibilités pour la variable dépendante.



La régression logistique multinomiale utilise l'estimation du maximum de vraisemblance d'une série d'équations de la forme suivante :

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = 1) &= \frac{e^{\beta'_1 \cdot X_i}}{1 + \sum_{k=1}^{K-1} e^{\beta'_k \cdot X_i}} \\ &\dots\dots \\ \Pr(Y_i = K - 1) &= \frac{e^{\beta'_{K-1} \cdot X_i}}{1 + \sum_{k=1}^{K-1} e^{\beta'_k \cdot X_i}} \\ \Pr(Y_i = K) &= \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^{K-1} e^{\beta'_k \cdot X_i}} \end{aligned}$$

où la somme des probabilités doit être égale à 1 et  $K = 4$  dans notre cas (pour les quatre catégories : chômeurs, employés à temps partiel, employés à temps plein ou inactifs — le scénario de référence étant « employé à temps plein » et toutes les autres probabilités étant estimées par rapport à cela).

Les coefficients  $\beta$  sont estimés séparément pour chacune des quatre catégories et pour chacune des variables indépendantes ( $x$ ) pour lesquelles il existe une valeur pour la catégorie visée. Ces estimations représentent l'effet moyen de chaque valeur indépendante sur la probabilité des observations dans la catégorie donnée. Par exemple, l'effet de l'âge est estimé séparément et simultanément pour la probabilité d'être en chômage, employé à temps partiel ou inactif. Étant donné que l'emploi à temps plein est le scénario de référence, ces trois probabilités se rapportent à l'emploi à temps plein. Une valeur négative indique une probabilité réduite, tandis qu'une valeur positive indique une probabilité accrue du résultat spécifique.<sup>1</sup>

Notre variable dépendante ( $Y$ ) est la probabilité d'être en chômage. Nous procédons aux estimations complètes dans les quatre ( $K$ ) catégories de résultats en matière d'emploi, mais nous mettons l'accent sur les résultats pour la catégorie du chômage. Compte tenu de la littérature antérieure sur les résultats en matière d'emploi des immigrants et d'autres études qui ont utilisé le PEICA, les variables indépendantes ( $x$ ) pour lesquelles les coefficients ( $\beta$ ) sont estimés seront les suivantes :

- le statut d'immigrant;
- la note en littératie ou en numératie du PEICA;

---

<sup>1</sup> Pour obtenir de plus amples renseignements sur la façon d'interpréter les coefficients dans les régressions logistiques multinomiales, consulter Hamilton et Seyfrit (1993).

- femme (homme est le scénario de référence);
- âge (seules les personnes de 22 à 59 ans sont incluses);
- âge au carré;
- années écoulées depuis la migration (0 si la personne n'est pas migrante);<sup>2</sup>
- années écoulées depuis la migration au carré;
- niveau de scolarité (l'école secondaire est le scénario de référence);
  - inférieur au secondaire;
  - niveau postsecondaire inférieur à l'université;
  - études postsecondaires avec au moins un baccalauréat.
- Pour les titulaires d'un baccalauréat : était-ce dans le domaine des STIM<sup>3</sup>?
- Pour les titulaires d'un baccalauréat : a-t-il été obtenu à l'extérieur du Canada?
- Niveau de scolarité des parents<sup>4</sup> (au moins un des parents ayant fait des études secondaires est le scénario de référence)
- Nombre déclaré de livres dans la maison (le scénario de référence est moins de 101)

Notre modèle initial comprend la variable du statut d'immigrant à titre individuel. Des modèles subséquents introduisent des variables de contrôle connues pour influencer sur les résultats relatifs à la main-d'œuvre dans des « blocs », y compris les caractéristiques démographiques de base (âge, sexe, niveau de scolarité des parents). Des mesures communes du capital humain, y compris les niveaux de scolarité et le domaine d'études ainsi que les compétences en numératie et en littératie, sont introduites par la suite. Cette méthode de modélisation nous permet d'estimer les effets du statut d'immigrant, en tenant compte du vaste éventail de variables corrélées aux résultats sur le marché du travail.<sup>5</sup>

1. La situation en matière d'emploi est jumelée uniquement au statut d'immigrant. Quelle est donc l'augmentation de la probabilité d'être sans emploi, d'occuper un emploi à temps partiel ou d'être inactif en raison du statut d'immigrant au Canada? (modèle 1)

---

2 Nous suivons la méthode définie dans Aydemir et Skuterud (2005). Cette variable indépendante n'est pas déviée moyenne et doit donc être interprétée à 0 an depuis la migration.

3 Les STIM comprennent les sciences, les mathématiques, l'informatique, le génie, la fabrication et la construction. Cette variable est créée en fonction des domaines d'études autodéclarés du PEICA — b\_q02c ou bq01bca1.

4 La scolarité des parents est définie comme le niveau de scolarité maximal des deux parents. Si le niveau de scolarité déclaré par une personne est manquant pour au moins un parent, les renseignements sur le niveau de scolarité du parent restant sont utilisés pour catégoriser cette variable.

5 Tous ces modèles seront estimés à l'aide des poids d'enquête fournis et du logiciel statistique STATA.

2. Ensuite, le modèle est exécuté en incluant les compétences en numératie, puis exécuté séparément en incluant les compétences en littératie. Les deux compétences sont fortement corrélées, de sorte qu'elles ne peuvent être incluses dans le modèle en même temps. On s'attend à ce que les résultats soient très semblables pour les deux ensembles de compétences. (modèle 2)
3. Des contrôles démographiques sont ensuite ajoutés — âge, sexe, niveau de scolarité des parents (variable de substitution pour la classe). Comment l'ajout de ces variables a-t-il modifié les probabilités de base par rapport au modèle 2? (modèle 3)
4. Enfin, des contrôles relatifs au capital humain sont ajoutés — le niveau de scolarité, le domaine d'études du domaine des STIM et le nombre d'années depuis l'immigration. Les contrôles démographiques du modèle n° 3 sont conservés. Comment ces nouvelles variables ont-elles modifié les probabilités? (modèle 4)

Les immigrants représentaient 25,5 % de l'échantillon arrondi de 20 100 répondants. Les échantillons des répondants immigrants et nés au Canada étaient semblables sous de nombreux aspects (voir le tableau 1, résultats fondés sur les poids fournis). L'âge moyen des deux groupes était de 41,1 ans. Une proportion légèrement inférieure de répondants immigrants était constituée d'hommes (48,7 % contre 50,4 %). Les immigrants étaient plus susceptibles d'avoir un diplôme d'études postsecondaires (44,1 % contre 24,4 %) et plus susceptibles d'avoir fait des études en sciences, technologie, ingénierie et mathématiques (STIM) (27,8 % contre 19,5 %). Les immigrants étaient également plus susceptibles d'avoir un parent ayant fait des études postsecondaires partielles (41,2 % contre 35,3 %). Toutefois, les répondants nés au Canada étaient plus susceptibles d'avoir plus de 200 livres à la maison.

Si l'on examine les résultats du test de compétences du PEICA, le score moyen en littératie des immigrants était plus faible (256,4 contre 282,5), et l'écart-type des scores variait davantage (55,5 contre 46,8). Le score moyen en numératie des immigrants était encore une fois plus faible (250,7 contre 273,8) avec une variance plus élevée (61,8 contre 51,8). Dans l'ensemble, les immigrants étaient moins susceptibles d'occuper un emploi à temps plein (62,2 % contre 65,0 % à temps plein; 11,4 % contre 11,8 % à temps partiel) et plus susceptibles d'être sans emploi (6,8 % contre 5,3 %) ou de ne pas participer à la population active (19,6 % contre 18,0 %).

**Tableau 1: 5.1 Statistiques sommaires**

	Tous les répondants	Immigrants	Canadiens
<b>Données démographiques</b>			
Âge moyen (22 à 59 ans)	41,1	41,1	41,1
Âge moyen lors de l'immigration		23,9	S.O.
Années depuis la migration		17,2	S.O.

	Tous les répondants	Immigrants	Canadiens
Proportion d'hommes	50,0	48,7	50,4
<b>Capital humain</b>			
Caractéristiques de l'éducation			
- Inférieures au niveau secondaire	10,6	9,7	11,0
Diplôme d'études secondaires	21,2	17,3	22,6
- Études postsecondaires (EPS) inférieures au baccalauréat	38,7	28,9	42,1
- EPS – au moins un baccalauréat	29,4	44,1	24,4
Proportion de personnes ayant fait des études postsecondaires dans le domaine des STIM	21,7	27,8	19,5
Proportion de personnes ayant obtenu leur plus haut niveau de scolarité à l'étranger	15,2	59,6	S.O.
Proportion de personnes			
- dont ni l'un ni l'autre des parents n'a obtenu un diplôme d'études secondaires	24,8	26,7	24,1
- dont au moins un parent possède un diplôme d'études secondaires	36,6	30,8	38,5
- dont au moins un parent a fait des EPS	36,8	41,2	35,3
- information manquante sur le niveau de scolarité des parents	1,9	1,2	2,1
Nombre de livres à la maison			
- <101 livres	31,4	38,3	29,0
- 101 à 200 livres	34,0	31,4	34,9
- >200 livres	34,6	30,3	36,1
<b>Notes moyennes aux tests</b>			
Littératie	275,8	256,4	282,5
écart-type	50,5	55,5	46,8
Numératie	267,9	250,7	273,8
écart-type	55,5	61,8	51,8
<b>Situation en matière d'emploi</b>			
- employé à temps plein	64,2	62,2	65,0
- employé à temps partiel	11,7	11,4	11,8
- sans emploi	5,7	6,8	5,3
- inactif	18,4	19,6	18,0

## Constatations

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de l'estimation par la régression logistique multinomiale. Seuls les résultats obtenus pour les chômeurs (dans l'ensemble de l'échantillon) sont présentés.<sup>6</sup> Les résultats concernent les Canadiens âgés de 22 à 59 ans qui ont participé au PEICA de 2012. Nous nous concentrons sur les répercussions de la probabilité d'être sans emploi tout en étant immigrant, mais les résultats sont valables pour la population dans son ensemble. Les résultats pour les femmes s'appliquent à toutes les femmes au Canada; ils ne se limitent pas aux immigrantes.

Les résultats relatifs au chômage et à l'inactivité sont très semblables, de sorte que nous nous concentrerons sur les résultats relatifs au chômage.<sup>7</sup> Tout a essentiellement le même signe (positif/négatif) et la même importance, de sorte que les résultats des personnes inactives sont essentiellement les mêmes que ceux des chômeurs, sauf que les femmes sont significativement plus susceptibles de ne pas participer au marché du travail.

### Modèle 1 – Modèle de base

La colonne intitulée « Modèle 1 » est répétée par souci de commodité dans les tableaux 2 et 3 en annexe. Cela montre l'effet brut du statut d'immigrant sur le chômage. Le résultat significatif et positif (0,292,  $p < 0,05$ ) montre que, si l'on ne tient pas compte de facteurs supplémentaires, la probabilité d'être en chômage (par rapport à celle d'occuper un emploi à temps plein) est plus élevée chez les immigrants. L'interprétation des résultats de l'application de la logistique multinomiale se limite généralement aux signes (positifs ou négatifs) et à l'importance, et est perçue comme l'effet (augmentation quand positif, diminution quand négatif) sur la probabilité si toutes les autres variables sont maintenues constantes. Pour faciliter l'interprétation, les ratios de risque relatif (RRR) ont été estimés. Ils fournissent une estimation plus informative de l'effet sur la probabilité, mais ne fournissent pas de résultats interprétables de façon plus générale.<sup>8</sup> Les résultats du RRR pour le modèle 1 montrent que, sans aucun contrôle, les immigrants sont 34 % plus susceptibles d'être sans emploi que la population non immigrante.

---

6 Nous avons également des résultats pour les travailleurs à temps partiel. Ils ne sont pas présentés ici, mais peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs. La plupart des résultats ne sont pas statistiquement significatifs. Ce qui est significatif, c'est qu'une personne est plus susceptible de travailler à temps partiel si elle est de sexe féminin, et moins susceptible de travailler à temps partiel à mesure qu'elle vieillit. Les titulaires d'un diplôme d'études secondaires dans le domaine des STIM sont également moins susceptibles de travailler à temps partiel. Le statut d'immigrant ou les années écoulées depuis la migration ne sont pas significatifs.

7 Les résultats relatifs à la non-participation à la population active figurent en annexe.

8 Les résultats RRR sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

Le tableau 2 présente les résultats lorsque le score moyen pour les compétences en littératie est inclus, et le tableau 3 présente les mêmes résultats pour les compétences en numératie.<sup>9</sup> Les deux ne peuvent pas être estimés dans la même régression parce qu'ils sont fortement corrélés. Les résultats présentés dans les colonnes des modèles 2, 3 et 4 diffèrent entre les deux tableaux, mais sont très semblables. Les résultats seront présentés en fonction du tableau 2 (littératie) et seront accompagnés des différences significatives relevées en ce qui concerne les résultats en numératie, car celles-ci ne seront pas abordées séparément.

### Modèle 2 – Statut d'immigrant et score de compétences

Quand le score de compétences est inclus avec le statut d'immigrant, ce dernier n'est plus significatif, mais le score de compétences (pour la littératie ou la numératie) est négatif et significatif — plus le score est élevé, moins la probabilité qu'une personne soit en chômage est grande (littératie : -0,447,  $p < 0,001$ ; numératie : -0,532,  $p < 0,001$ ). Le statut d'immigrant demeure positif par rapport au chômage (0,049), mais n'est pas statistiquement significatif. Étant donné qu'aucun autre contrôle n'est inclus et qu'en moyenne les immigrants ont des scores plus faibles, les immigrants sont encore plus susceptibles d'être sans emploi. Ces résultats indiquent que des notes de compétences plus faibles sont liées à un taux de chômage plus faible pour tous et que l'effet de ce taux est suffisamment fort pour prévaloir par rapport au statut d'immigrant. Les immigrants peu qualifiés ont un taux de chômage plus élevé — comme tous les autres travailleurs — mais ils ne sont pas confrontés à un risque (significatif) de chômage supplémentaire du fait d'être un immigrant, à part le risque accru d'avoir un score moyen de compétence plus faible.

### Modèle 3 – Facteurs démographiques et facteurs de contrôle de la famille

L'ajout de facteurs démographiques (sexe, âge, carré de l'âge, niveau de scolarité des parents, nombre de livres) montre que l'âge et le carré de l'âge sont significatifs : les personnes plus âgées présentent une probabilité plus faible d'être en chômage (-0,169,  $p < 0,001$ ), mais aussi des rendements décroissants (0,002,  $p < 0,001$  pour le carré de l'âge). À titre de rappel, l'échantillon ne comprend que les personnes âgées de 22 à 59 ans. Le fait d'être une femme n'est pas associé à une probabilité de chômage accrue. Bien qu'ils ne soient pas présentés ici, les résultats (fournis par les auteurs sur demande) montrent que le fait d'être une femme est lié de façon significative à des probabilités plus élevées de travailler à temps partiel et de ne pas participer au marché du travail. Le niveau de scolarité des parents n'est pas statistiquement significatif. Les membres des ménages ayant plus de 200 livres sont moins susceptibles d'être sans emploi (-0,331,  $p < 0,05$ ). La même tendance générale apparaît lorsque les compétences en numératie sont

---

<sup>9</sup> Toutes les valeurs plausibles et les répétitions ont été prises en compte pour calculer les coefficients et estimer les erreurs-types par la méthode du jackknife, comme l'a suggéré Statistique Canada. Le Centre Mowat a utilisé le logiciel *Repest* pour produire ces résultats.

considérées (-0,297, non significatif). Encore une fois, le statut d'immigrant n'est pas significatif dans ces estimations, mais les notes en littératie et en numératie demeurent négatives et significatives (littératie : -0,422,  $p < 0,001$ ; numératie : -0,510,  $p < 0,001$ ). Le raisonnement est le même que celui qui a été présenté précédemment. En l'absence de facteurs de contrôle supplémentaires, les compétences plus faibles sont associées à une plus grande probabilité de chômage, mais le statut d'immigrant n'augmente pas le risque au-delà des scores de compétence moyens déjà plus faibles.

#### Modèle 4 – Facteurs de contrôle du capital humain

Grâce à l'ajout de caractéristiques individuelles relatives au capital humain (années écoulées depuis la migration, âge au carré, niveau de scolarité, domaine des STIM, diplôme étranger), une plus grande part de la variation du chômage est expliquée et, comme prévu, les contrôles supplémentaires permettent de tenir compte des différences, de sorte que le statut d'immigrant est associé de façon significative et positive à une probabilité accrue d'être au chômage (littératie : 1,507,  $p < 0,001$ ; numératie : 1,476,  $p < 0,001$ ). Les résultats du RRR<sup>10</sup> montrent que quand les facteurs de contrôle sont inclus, les immigrants sont 3,5 fois plus susceptibles d'être sans emploi; tout le reste demeure constant (même chose pour la littératie et la numératie). Les estimations de LMN continuent de montrer que des notes plus élevées en matière de compétences réduisent la probabilité de chômage (littératie : -0,267,  $p < 0,01$ ; numératie : -0,368,  $p < 0,001$ ), mais avec les contrôles supplémentaires, l'effet n'est pas aussi important puisque certaines des autres mesures du capital humain tiennent compte d'un plus grand nombre de différences individuelles. Le fait d'être une femme n'a pas de lien significatif avec la probabilité de chômage. L'âge et le carré de l'âge sont, comme dans les cas précédents, associés à des âges plus élevés à une probabilité plus faible de chômage (littératie : -0,143,  $p < 0,001$ ; numératie : -0,145,  $p < 0,001$ ), mais avec des rendements décroissants en fonction de l'âge (littératie : 0,002,  $p < 0,001$ ; numératie : 0,001,  $p < 0,001$ ). Les années écoulées depuis la migration présentent une tendance similaire : plus le nombre d'années depuis l'immigration augmente, plus faible est la probabilité de chômage. Toutefois, cet effet diminue également au fil du temps. Les résultats pour la littératie et la numératie sont -0,114,  $p < 0,001$  et 0,002,  $p < 0,01$  (identiques pour les deux).

En ce qui concerne le niveau de scolarité, le fait de ne pas avoir de diplôme d'études secondaires augmente la probabilité d'être sans emploi (littératie : 0,568,  $p < 0,01$ ; numératie : 0,512,  $p < 0,01$ ) alors que le fait d'avoir fait des études postsecondaires est négatif par rapport à la probabilité de chômage, mais non significatif. Le fait d'avoir au moins un baccalauréat est associé à une probabilité plus faible de chômage, mais seulement pour les compétences en littératie (-0,480,  $p < 0,05$ ). Le fait d'avoir au moins un baccalauréat est négatif, mais non significatif lorsque les compétences en numératie sont prises en compte. Cela signifie

---

<sup>10</sup> Les résultats RRR sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

que de solides compétences en numératie peuvent réduire la dépendance à l'égard du diplôme, en ce qui concerne les résultats en matière d'emploi. Toutefois, ce n'est pas le cas en ce qui concerne les diplômes dans le domaine des STIM, qui réduisent la probabilité de chômage (littératie :  $-0,411$ ,  $p < 0,01$ ; numératie :  $-0,343$ ,  $p < 0,05$ ). Le fait d'être titulaire d'un diplôme obtenu à l'étranger n'est pas lié de façon significative à la probabilité de chômage, mais est négatif. Étant donné que près de 60 % des immigrants titulaires d'un diplôme l'ont obtenu à l'étranger, la relation positive entre le statut d'immigrant et la probabilité de chômage explique déjà une grande partie de cette variation. Ce résultat pourrait être considéré comme une atténuation du résultat relatif au statut d'immigrant : le fait d'être un immigrant augmente considérablement la probabilité de chômage; le fait d'avoir un diplôme obtenu à l'étranger diminue légèrement cette probabilité. Étant donné que le résultat n'est pas significatif, aucune conclusion définitive ne peut être tirée à ce sujet. Le résultat est contre-intuitif et peut être expliqué dans le contexte global de l'estimation fondée sur la logistique multinomiale; il pourrait faire l'objet d'un examen plus approfondi, particulièrement dans le contexte des compétences examiné ici. Aucun des autres facteurs (caractéristiques familiales, nombre de livres) n'est significatif en ce qui concerne les résultats en littératie ou en numératie.

Les résultats ont révélé ce qui suit :

- le chômage des immigrants est plus élevé (dans l'ensemble);
- quand on tient compte uniquement du niveau de compétence (mesuré à l'aide de la norme objective internationale), les résultats pour le niveau de compétence sont significatifs et montrent une probabilité réduite de chômage avec des compétences accrues (littératie ou numératie), mais le statut d'immigrant n'est pas significatif;
- cependant, lorsque combinés aux autres facteurs de contrôle (caractéristiques démographiques et capital humain), le statut d'immigrant et le niveau de compétence sont tous deux significatifs. Quand tous les facteurs de contrôle sont inclus, les immigrants sont 3,5 fois plus susceptibles d'être sans emploi que les non-immigrants, tous les autres aspects demeurant constants;<sup>11</sup>
- le niveau de compétence lié aux contrôles démographiques et du capital humain influe sur les résultats en matière d'emploi des immigrants.

Le but de cette recherche était d'utiliser ce nouvel ensemble de données du PEICA pour apprendre quelque chose de nouveau sur les compétences des immigrants et sur leurs résultats en matière d'emploi. Ce que nous avons appris, c'est que le niveau de compétence démontré devrait être pris en compte, de même que les facteurs démographiques, familiaux et de capital humain, quand il s'agit d'examiner les résultats obtenus

---

11 Selon les résultats du RRR qui ne sont pas présentés en détail ici, mais qui peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.



par les immigrants sur le marché du travail. En utilisant une technique plus avancée (RLM) combinée à cet ensemble de données, nous avons pu examiner les résultats obtenus sur le marché du travail en tant que possibilités distinctes et examiner l'incidence de certains facteurs sur chacun des résultats obtenus sur le marché du travail. Nous avons constaté que le fait d'être un immigrant entraîne une probabilité beaucoup plus élevée d'être en chômage, même après avoir tenu compte d'une grande variété de facteurs, y compris le niveau de compétence mesuré objectivement (littératie ou numératie).

## Conclusion

Le présent article examine l'incidence de divers facteurs sur la probabilité d'emploi des immigrants comparativement à celle des travailleurs nés au Canada. À partir de l'évaluation des compétences de base du PEICA, y compris la littératie et la numératie (OCDE, 2016), nous avons comparé les résultats en matière d'emploi des immigrants et des personnes nées au Canada. Nous avons également examiné l'incidence d'autres facteurs démographiques (âge, sexe, niveau de scolarité des parents) ainsi que de facteurs de contrôle relatifs au capital humain (niveau de scolarité, domaines d'études et années depuis l'immigration).

Notre étude a révélé que les immigrants étaient 3,5 fois plus susceptibles d'être sans emploi que les adultes nés au Canada, même en tenant compte des niveaux de compétence, des caractéristiques démographiques et du capital humain. Chez les immigrants, la probabilité d'être sans emploi diminue lorsque l'écart-type augmente en ce qui concerne les compétences, compte tenu d'autres facteurs tels que l'âge, le nombre d'années depuis l'immigration, le niveau de scolarité et, en particulier, le fait d'avoir un diplôme dans le domaine des STIM.

Bien que le niveau de compétence et l'éducation favorisent les perspectives des immigrants, l'écart entre les immigrants et les adultes nés au Canada renforce les résultats d'autres recherches, ce qui laisse supposer qu'il existe des obstacles importants pour les immigrants. Bien que le fait d'être une femme augmente la probabilité de ne pas faire partie de la population active, il ne s'agit pas d'une différence significative en ce qui concerne le chômage. Bien que les notes obtenues lors des tests aient tendance à être en corrélation positive avec des niveaux de scolarité plus élevés, l'incidence des notes en matière de compétences sur les résultats en matière d'emploi n'est significative que dans le contexte élargi des facteurs de contrôle démographiques et du capital humain.

Ces constatations soulèvent un certain nombre de questions qui devraient être examinées en profondeur.

1. Quels sont les mécanismes qui expliquent l'incidence positive des notes obtenues lors des tests de compétence sur les résultats des immigrants? Comment les compétences sont-elles évaluées dans le cadre des processus de recrutement et de présélection des employeurs?

2. Existe-t-il d'autres liens entre les facteurs qui sous-tendent les résultats? Par exemple, le lieu d'origine a-t-il une incidence sur la tendance des résultats en matière d'emploi?
3. Plusieurs dimensions des compétences ne sont pas prises en compte dans le test, par exemple les compétences en communication verbale. Comment pouvons-nous déterminer et mesurer l'incidence de ces dimensions?
4. Les employeurs font-ils de la discrimination fondée sur les noms et d'autres marqueurs comme indicateurs des compétences en communication écrite, verbale et linguistique?

Les répercussions de ces constatations sur les politiques devraient être examinées en profondeur. Par exemple :

1. de nouvelles méthodes d'évaluation des compétences pourraient constituer une solution de rechange à d'autres formes d'évaluation des titres de compétences et de crédits pour les immigrants;
2. les microtitres de compétences, qui offrent la reconnaissance des titres de compétences et la « preuve » de compétences particulières à un niveau beaucoup plus détaillé qu'un certificat ou un diplôme types, pourraient constituer une solution de rechange à l'évaluation détaillée des compétences;
3. des évaluations plus rigoureuses et plus précises des résultats des tests de compétences pourraient accroître la responsabilisation des organismes de prestation de services qui obtiennent des résultats inégaux en ce qui concerne le soutien au perfectionnement des compétences des immigrants, ce qui améliorerait les résultats en matière d'emploi.

D'autres recherches ont montré qu'il existe un lien entre les résultats obtenus lors des tests et les résultats relatifs au marché du travail mesurés selon le revenu (p. ex., Ferrer, Green et Riddell, 2006; Truong et Sweetman, 2018; Hanushek, Schewerdt, Wiederhold et Woessmann, 2015), mais il existe manifestement des écarts importants entre la probabilité d'emploi des immigrants et celle des adultes nés au Canada. En outre, notre recherche montre que les notes obtenues en numératie et en littératie sont fortement corrélées, mais que quand seules les notes obtenues en numératie sont prises en compte, l'incidence d'un grade postsecondaire n'a pas d'influence significative sur les résultats des immigrants en matière d'emploi. Cela renforce les arguments selon lesquels l'évaluation des compétences pourrait constituer une solution de rechange à l'évaluation des titres de compétences étrangers. Les constatations renforcent également les recherches antérieures indiquant que les titres de compétences étrangers sont sous-évalués.

## Bibliographie

- AYDEMIR, A. et M. SKUTERUD (2005). « Explaining the Deteriorating Entry Earnings of Canada's Immigrant Cohorts: 1966-2000. », *Revue canadienne d'économique*, 38(2), p. 641-671.
- BANERJEE, R., A. VERMA et T. ZHANG (2018). « Brain Gain or Brain Waste? Horizontal, Vertical, and Full Job-education Mismatch and Wage Progression among Skilled Immigrant Men in Canada. », *International Migration Review*. <https://doi.org/10.1177/0197918318774501>
- BANERJEE, R., J. G. REITZ et P. OREOPOULOS (2018). « Do Large Employers Treat Racial Minorities More Fairly? An Analysis of Canadian Field Experiment Data », *Analyse de politiques*, 44(1), p. 1-12. <https://doi.org/10.3138/cpp.2017-033>
- BATALOVA, J. et M. FIX (2015). *What Does PIAAC Tell Us About the Skills and Competencies of Immigrant Adults in the United States?* Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes – communication commandée. [https://static1.squarespace.com/static/51bb74b8e4b0139570ddf020/t/54da7824e4b026d7c8ca7cce/1423603748680/Batalova\\_Fix\\_PIAAC.pdf](https://static1.squarespace.com/static/51bb74b8e4b0139570ddf020/t/54da7824e4b026d7c8ca7cce/1423603748680/Batalova_Fix_PIAAC.pdf)
- BLIT, J., M. SKUTERUD et J. ZHANG (2017). *Immigration and Innovation: Evidence from Canadian Cities*. IZA Discussion Papers, n° 10689. Bonn, Allemagne, Institute of Labor Economics (IZA).
- BOUDARBAT, B. et V. TCHERNOFF (2012). « Education-job Match among Recent Canadian University Graduates. », *Applied Economics Letters*, 19(18), p. 1923-1926.
- CONSEIL DES MINISTRES DE L'ÉDUCATION DU CANADA (2017). *Maîtrise des compétences chez les immigrantes et immigrants au Canada : Résultats du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA)*. Toronto, Conseil des ministres de l'Éducation du Canada, Canada. <http://www.piaac.ca/docs/PIAAC%202012%20Immigrants%20Canada%20Final%20FR.pdf>
- COULOMBE, S., G. GRENIER et S. NADEAU (2014). « Human Capital Quality and the Immigrant Wage Gap. », *IZA Journal of Migration*, 3(1), 14. <https://doi.org/10.1186/2193-9039-3-14>
- CREESE, G. et B. WIEBE (2012). « 'Survival Employment': Gender and Deskilling among African Immigrants in Canada. », *International Migration*, 50(5), p. 56-76.
- CUKIER, W., K. JEFFERY, M. YAP et L. MCDONALD (2017). « Les services d'emploi actuels répondent-ils aux besoins des immigrants? », *Travail social*, p. 180.

- DIVERSITY INSTITUTE, (2017). *Immigrant Entrepreneurship: Barriers and Facilitators to Growth*. Toronto, Ontario. <https://www.ryerson.ca/content/dam/diversity/reports/ImmigrantEntrepreneur.pdf>
- DOWNIE, M. (2010). *Immigrants as Innovators Boosting Canada's Global Competitiveness*. Conference Board du Canada.
- ESMAELZADEH, R., N. AHMAD et A. NAVEED (2018). « Do Immigrants Catch-up with the Natives in Terms of Earnings? Evidence from Individual Level Data of Canada. », *International Migration*, 56(5), p. 204-242. <https://doi.org/10.1111/imig.12458>
- FERRER, A., D. GREEN et C. RIDDELL (2006). « The Effects of Literacy on Immigrant Earnings. », *Journal of Human Resources*, 41(2), p. 380-410.
- FINNIE, R., R.E. MUELLER et A. SWEETMAN (2018). « Information and communication technology talent: the Skills we need – Framing the issues. », *Analyse de politiques*, 44(S1), p. Siii-Six.
- GOUVERNEMENT DU CANADA (2017). *Stratégie en matière de compétences mondiales*. <https://www.canada.ca/fr/emploi-developpement-social/campagne/strategie-matiere-competences-mondiales.html>
- GREEN, D. et C. RIDDELL (2003). « Literacy and Earnings: An Investigation of the Interaction of Cognitive and Unobserved Skills in Earnings Generation. », *Labour Economics*, 10(2), p. 165-184.
- HAMILTON, L. et C. SEYFRIT (1993). « Interpreting Multinomial Logistic Regression. », *Stata Technical Bulletin*. <https://www.stata-press.com/journals/stbcontents/stb13.pdf>
- HANUSHEK, E., G. SCHEWERDT, S. WIEDERHOLD et L. WOESSMANN (2015). « Returns to Skills around the World: Evidence from PIAAC. », *European Economic Review*, 73, p. 103-130.
- HEISZ, A., G. NOTTEN et J. SITU (2015). « The Role of Skills in Understanding Low Income in Canada. », dans GARNER, T. et K. SHORT (éd.), *Measurement of Poverty, Deprivation, and Economic Mobility* (p. 153-184), Éditions Emerald Group Limited.
- LEVELS, M., J. DRONKERS et C. JENCKS (2017). « Contextual Explanations for Numeracy and Literacy Skill Disparities between Native and Foreign-born Adults in Western Countries. », *PLoS ONE*, 12(3). <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0172087>
- LI, Q. et A. SWEETMAN (2014). « The Quality of Immigrant Source Country Educational Outcomes: Do they Matter in the Receiving Country? », *Labour Economics*, 26, p. 81-93.
- LONG, S. et J. FREESE (2006). « Regression Models for Categorical Dependent variables using Stata (Second). », College Station, Texas, Stata Press.

- NADEAU, S. et A. SECKIN (2010). « The Immigrant Wage Gap in Canada: Quebec and the Rest of Canada. », *Analyse de politiques*, 36(3), p. 265-285.
- OCDE (2016). *Skills Matter: Further Results from the Survey of Adult Skills*. OECD Skills Studies, OECD Publishing, Paris.
- OREOPOULOS, P. (2009). *Why do Skilled Immigrants Struggle in the Labour Market? A Field Experiment with Six Thousand Résumés*. Vancouver, Université de la Colombie-Britannique.
- OREOPOULOS, P. (2011). « Why do Skilled Immigrants Struggle in the Labor Market? A Field Experiment with Thirteen Thousand Resumes. », *American Economic Journal : Economic Policy*, 3(4), p. 148-171.  
<https://doi.org/10.1257/pol.3.4.148>
- OREOPOULOS, P. et D. DECHIEF (2012). « Why Do Some Employers Prefer to Interview Matthew, but Not Samir? New Evidence from Toronto, Montreal, and Vancouver. », SSRN.  
<https://doi.org/10.2139/ssrn.2018047>
- PAPADEMETRIOU, D. et M. SUMPTION (2011). *Rethinking Points Systems and Employer-selected Immigration*. Migration Policy Institute.
- PARKIN, A. (2015). *Underperforming Adults? The Paradox of Skills Development in Canada* (16 septembre 2015). C.D. Howe Institute eBrief 215  
[https://www.cdhowe.org/sites/default/files/attachments/research\\_papers/mixed/e-brief\\_215.pdf](https://www.cdhowe.org/sites/default/files/attachments/research_papers/mixed/e-brief_215.pdf)
- PREMJI, S. et Y. SHAKYA (2017). « Pathways Between Under/Unemployment and Health among Racialized Immigrant Women in Toronto. », *Ethnicity & Health*, 22(1), p. 17-35.
- REITZ, J. G. et R. BANERJEE (2007). *Racial Inequality, Social Cohesion and Policy Issues in Canada*. Institut de recherche en politiques publiques.
- REITZ, J. G., J. CURTIS et J. ELRICK (2014). « Immigrant Skill Utilization: Trends and Policy Issues. », *Journal of International Migration and Integration*, 15(1), p. 1-26.
- SEYFRIT, C. L. et L. C. HAMILTON (1992). « Who will Leave? Oil, Migration, and Scottish Island Youth. », *Society & Natural Resources*, 5(3), p. 263-276.
- SMITH, W. et F. FERNANDEZ (2017). « Education, Skills and Wage Gaps in Canada and the United States. », *International Migration*, 55(3), p. 57-73.
- STUCKEY, J. et D. MUNRO (2013). *The Need to Make Skills Work: The Cost of Ontario's Skills Gap*. Ottawa.  
<https://www.conferenceboard.ca/e-library/abstract.aspx?did=5563>

- TRUONG, N. T. K. et A. SWEETMAN (2018). « Basic Information and Communication Technology Skills among Canadian Immigrants and Non-immigrants. », *Analyse de politiques*, 44(S1), p. S91-S112.
- UPPAL, S. et S. LAROCHELLE-CÔTÉ (2014). *La surqualification des nouveaux diplômés universitaires au Canada*. Ottawa, Statistique Canada.
- VAHEY, S. (2000). « The Great Canadian Training Robbery: Evidence on the Returns to Educational Mismatch. », *Economics of Education Review*, 19(2), p. 219-227.
- WALTERS, D., K. PHYTHIAN et P. ANISEF (2007). « The Acculturation of Canadian Immigrants: Determinants of Ethnic Identification with the Host Society. », *Revue canadienne de sociologie*, 44(1), p. 37-64.
- WARMAN, C., A. SWEETMAN et G. GOLDMANN (2015). « The Portability of New Immigrants' Human Capital: Language, Education, and Occupational Skills. », *Analyse de politiques*, 41(S1), p. S64-S79.
- WARMAN, C., M. D. WEBB et C. WORSWICK (2019). « Immigrant Category of Admission and the Earnings of Adults and Children: How Far does the Apple Fall? », *Journal of Population Economics*, 32(1), p. 53-112.
- YAP, M. et W. CUKIER (2009). *Peel Immigration Labour Market Survey Findings*, Brampton, Region of Peel/Toronto, Diversity Institute, Emploi Ontario.
- YUEN, J. (2010). *Job-education Match and Mismatch: Wage Differentials*. Ottawa, Statistique Canada.

## Annexe

**Tableau 1 : Résultats logistiques multinomiaux (littératie)**

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif			
	Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La littératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>Emploi à temps plein</b>	Résultat de base			
N (arrondi)	20 100	20 100	20 100	20 100
X <sup>2</sup>	24,80	406,17	35030264,61	35030837,03
<b>Sans emploi</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle 4</b>
Immigrants	0,292* (0,120)	0,049 (0,126)	0,069 (0,127)	1,507*** (0,287)
Note pour la littératie		-0,447*** (0,060)	-0,422*** (0,067)	-0,267** (0,082)
Femmes			0,178 (0,108)	0,141 (0,112)
Âge			-0,169*** (0,038)	-0,143*** (0,040)
Âge <sup>2</sup>			0,002*** (0,000)	0,001** (0,000)
Années depuis la migration				-0,114*** (0,029)
Années depuis la migration <sup>2</sup>				0,002** (0,001)
- Inférieures au secondaire				0,568** (0,178)
- EPS inférieures à l'université				-0,165 (0,173)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,480* (0,210)
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,411** (0,154)
Diplômés de l'étranger				-0,327 (0,244)
<b>Caractéristiques de la famille</b>				
- Ni l'un ni l'autre des parents n'a terminé le secondaire			0,299 (0,153)	0,197 (0,150)
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus longues réussies par l'un des deux parents			0,034 (0,148)	0,109 (0,153)
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,514 (0,357)	0,351 (0,353)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La littératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
De 101 à 200 livres			-0,014 (0,139)	0,016 (0,139)
> 200 livres			-0,331* (0,155)	-0,291 (0,155)
Constante	-2,508*** (0,056)	-2,497*** (0,055)	1,299 (0,692)	0,829 (0,738)

\* p &lt; 0,05; \*\* p &lt; 0,01; \*\*\* p &lt; 0,0001

Erreurs types entre parenthèses

Tableau 2 : Résultats complets — Littératie

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La littératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>Emploi à temps plein</b>	Résultat de base			
N (arrondi)	20 100	20 100	20 100	20 100
$\chi^2$	24,80	406,17	35030264,61	35030837,03
<b>Emploi à temps partiel</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle 4</b>
Immigrants	0,015 (0,094)	-0,043 (0,096)	-0,012 (0,095)	0,398 (0,272)
Note pour la littératie		-0,118* (0,046)	-0,142** (0,053)	-0,056 (0,061)
Femmes			1,310*** (0,090)	1,215*** (0,094)
Âge			-0,225*** (0,030)	-0,220*** (0,031)
Âge <sup>2</sup>			0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)
Années depuis la migration				-0,020 (0,023)
Années depuis la migration <sup>2</sup>				0,000 (0,000)
- Inférieures au secondaire				0,249 (0,147)
- EPS inférieures à l'université				0,065 (0,107)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,255* (0,127)
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,526*** (0,120)
Diplômés de l'étranger				-0,014 (0,199)
<b>Caractéristiques de la famille</b>				
- Aucun des parents n'a terminé le secondaire			0,036 (0,098)	0,000 (0,098)



	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif			
	Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La littératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus longues réussies par l'un des deux parents			-0,026 (0,086)	0,025 (0,086)
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,177 (0,303)	0,110 (0,299)
De 101 à 200 livres			0,000 (0,086)	0,012 (0,086)
> 200 livres			0,244* (0,098)	0,269** (0,099)
Constante	-1,707*** (0,036)	-1,688*** (0,037)	1,918*** (0,568)	1,891** (0,582)
<b>Sans emploi</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle 4</b>
Immigrants	0,292* (0,120)	0,049 (0,126)	0,069 (0,127)	1,507*** (0,287)
Note pour la littératie		-0,447*** (0,060)	-0,422*** (0,067)	-0,267** (0,082)
Femmes			0,178 (0,108)	0,141 (0,112)
Âge			-0,169*** (0,038)	-0,143*** (0,040)
Âge^2			0,002*** (0,000)	0,001** (0,000)
Années depuis la migration				-0,114*** (0,029)
Années depuis la migration^2				0,002** (0,001)
- Inférieures au secondaire				0,568** (0,178)
- EPS inférieures à l'université				-0,165 (0,173)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,480* (0,210)
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,411** (0,154)
Diplômés de l'étranger				-0,327 (0,244)
Caractéristiques de la famille				
- Aucun des parents n'a terminé le secondaire			0,299 (0,153)	0,197 (0,150)
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus longues réussies par l'un des deux parents			0,034 (0,148)	0,109 (0,153)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif			
	Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La littératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,514 (0,357)	0,351 (0,353)
De 101 à 200 livres			-0,014 (0,139)	0,016 (0,139)
> 200 livres			-0,331* (0,155)	-0,291 (0,155)
Constante	-2,508*** (0,056)	-2,497*** (0,055)	1,299 (0,692)	0,829 (0,738)
<b>Inactifs</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle 4</b>
Immigrants	0,130 (0,077)	-0,020 (0,075)	0,058 (0,076)	1,392*** (0,202)
Note pour la littératie		-0,290*** (0,035)	-0,302*** (0,041)	-0,133** (0,048)
Femmes			0,959*** (0,071)	0,955*** (0,073)
Âge			-0,402*** (0,023)	-0,383*** (0,024)
Âge^2			0,005*** (0,000)	0,005*** (0,000)
Années depuis la migration				-0,098*** (0,015)
Années depuis la migration^2				0,001*** (0,000)
- Inférieures au secondaire				0,527*** (0,124)
- EPS inférieures à l'université				-0,285** (0,110)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,610*** (0,120)
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,237* (0,101)
Diplômés de l'étranger				-0,192 (0,138)
Caractéristiques de la famille				
- Aucun des parents n'a terminé le secondaire			0,138 (0,087)	0,033 (0,090)
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus longues réussies par l'un des deux parents			-0,053 (0,089)	0,022 (0,089)
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,515** (0,182)	0,384* (0,190)
De 101 à 200 livres			-0,044 (0,083)	-0,014 (0,088)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La littératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
> 200 livres			0,175* (0,085)	0,225* (0,091)
Constante	-1,285*** (0,034)	-1,258*** (0,034)	6,129*** (0,476)	5,805*** (0,487)

Tableau 3 : Résultats logistiques multinomiaux (numératie)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La numératie est comprise		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>Emploi à temps plein</b>	Résultat de base			
N (arrondi)	20 100	20 100	20 100	20 100
$\chi^2$	24,80	654,63	35030400,73	35030907,66
<b>Sans emploi</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle 4</b>
Immigrants	0,292* (0,120)	0,055 (0,125)	0,068 (0,126)	1,476*** (0,287)
Note pour la numératie		-0,532*** (0,064)	-0,510*** (0,069)	-0,368*** (0,083)
Femmes			0,073 (0,104)	0,074 (0,111)
Âge			-0,170*** (0,039)	-0,145*** (0,041)
Âge <sup>2</sup>			0,002*** (0,000)	0,001** (0,001)
Années depuis la migration				-0,114*** (0,029)
Années depuis la migration <sup>2</sup>				0,002** (0,001)
- Inférieures au secondaire				0,512** (0,173)
- EPS inférieures à l'université				-0,151 (0,173)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,415 (0,212)
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,343* (0,154)
Diplômés de l'étranger				-0,345 (0,241)
Caractéristiques de la famille				
- Ni l'un ni l'autre des parents n'a terminé le secondaire			0,291 (0,153)	0,197 (0,150)
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus			0,071 (0,147)	0,126 (0,152)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La numérotie est comprise		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
longues réussies par l'un des deux parents				
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,477 (0,350)	0,327 (0,348)
101 à 200 livres			0,014 (0,138)	0,038 (0,139)
> 200 livres			-0,297 (0,156)	-0,261 (0,156)
Constante	-2,508*** (0,056)	-2,513*** (0,057)	1,310 (0,700)	0,849 (0,741)

\* p &lt; 0,05; \*\* p &lt; 0,01; \*\*\* p &lt; 0,0001

Erreurs types entre parenthèses

Tableau 4 : Résultats complets — Numérotie

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La numérotie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>Emploi à temps plein</b>	Résultat de base			
N (arrondi)	20 100	20 100	20 100	20 100
$\chi^2$	24,80	654,63	35030400,73	35030907,66
<b>Emploi à temps partiel</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle 4</b>
Immigrants	0,015 (0,094)	-0,083 (0,096)	-0,025 (0,095)	0,378 (0,273)
Note pour la littératie		-0,248*** (0,044)	-0,214*** (0,053)	-0,129* (0,061)
Femmes			1,263*** (0,090)	1,189*** (0,095)
Âge			-0,224*** (0,030)	-0,220*** (0,031)
Âge <sup>2</sup>			0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)
Années depuis la migration				-0,020 (0,023)
Années depuis la migration <sup>2</sup>				0,000 (0,000)
- Inférieures au secondaire				0,204 (0,147)
- EPS inférieures à l'université				0,075 (0,108)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,209 (0,129)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La numératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,499*** (0,120)
Diplômés de l'étranger				-0,041 (0,196)
Caractéristiques de la famille				
- Aucun des parents n'a terminé le secondaire			0,024 (0,099)	-0,005 (0,099)
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus longues réussies par l'un des deux parents			-0,007 (0,087)	0,032 (0,087)
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,139 (0,301)	0,087 (0,299)
De 101 à 200 livres			0,022 (0,086)	0,028 (0,086)
> 200 livres			0,277** (0,097)	0,294** (0,098)
Constante	-1,707*** (0,036)	-1,679*** (0,037)	1,912*** (0,571)	1,891** (0,584)
<b>Sans emploi</b>				
Immigrants	0,292* (0,120)	0,055 (0,125)	0,068 (0,126)	1,476*** (0,287)
Note pour la littératie		-0,532*** (0,064)	-0,510*** (0,069)	-0,368*** (0,083)
Femmes			0,073 (0,104)	0,074 (0,111)
Âge			-0,170*** (0,039)	-0,145*** (0,041)
Âge^2			0,002*** (0,000)	0,001** (0,001)
Années depuis la migration				-0,114*** (0,029)
Années depuis la migration^2				0,002** (0,001)
- Inférieures au secondaire				0,512** (0,173)
- EPS inférieures à l'université				-0,151 (0,173)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,415 (0,212)
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,343* (0,154)
Diplômés de l'étranger				-0,345 (0,241)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif			
	Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La numératie est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Caractéristiques de la famille				
- Aucun des parents n'a terminé le secondaire			0,291 (0,153)	0,197 (0,150)
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus longues réussies par l'un des deux parents			0,071 (0,147)	0,126 (0,152)
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,477 (0,350)	0,327 (0,348)
De 101 à 200 livres			0,014 (0,138)	0,038 (0,139)
> 200 livres			-0,297 (0,156)	-0,261 (0,156)
Constante	-2,508*** (0,056)	-2,513*** (0,057)	1,310 (0,700)	0,849 (0,741)
<b>Inactifs</b>	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle 4</b>
Immigrants	0,130 (0,077)	-0,029 (0,076)	0,067 (0,076)	1,379*** (0,200)
Note pour la littératie		-0,379*** (0,035)	-0,353*** (0,040)	-0,194*** (0,048)
Femmes			0,884*** (0,072)	0,919*** (0,074)
Âge			-0,403*** (0,023)	-0,384*** (0,024)
Âge <sup>2</sup>			0,005*** (0,000)	0,005*** (0,000)
Années depuis la migration				-0,098*** (0,015)
Années depuis la migration <sup>2</sup>				0,001*** (0,000)
- Inférieures au secondaire				0,492*** (0,124)
- EPS inférieures à l'université				-0,279* (0,110)
- EPS – au moins un baccalauréat				-0,573*** (0,120)
Titulaires d'un grade STIM après les EPS				-0,198 (0,103)
Diplômés de l'étranger				-0,208 (0,138)
Caractéristiques de la famille				
- Aucun des parents n'a terminé le secondaire			0,135 (0,086)	0,031 (0,090)

	Variable dépendante : Statut d'emploi subjectif			
	Modèle de régression : Logistique multinomiale			
	Modèle constant	La numération est incluse		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
- (N'importe quelles) études postsecondaires les plus longues réussies par l'un des deux parents			-0,031 (0,089)	0,031 (0,090)
- Personnes dont les études des parents ne sont pas connues			0,496** (0,179)	0,369 (0,189)
De 101 à 200 livres			-0,028 (0,083)	-0,000 (0,087)
> 200 livres			0,191* (0,085)	0,242** (0,091)
Constante	-1,285*** (0,034)	-1,263*** (0,034)	6,152*** (0,482)	5,818*** (0,492)

