

Université de Montréal

Avantage de santé des immigrants et dissipation de cet avantage avec la durée de résidence :
analyse de leurs évolutions au Canada entre 2001 et 2018

Par

Zranwieu Rebecca Koyé Nabrisa Méango

Département de démographie, Université de Montréal

Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures et postdoctorales en vue de l'obtention du
grade de Maîtrise ès sciences (M. Sc.) en Démographie

Avril 2022

© Zranwieu Rebecca Koyé Nabrisa Méango, 2022

Université de Montréal

Département de démographie, Faculté des arts et des sciences

Ce mémoire intitulé

*Avantage de santé des immigrants et dissipation de cet avantage avec la durée de résidence :
analyse de leurs évolutions au Canada entre 2001 et 2018*

Présenté par

Zranwieu Rebecca Koyé Nabrissa Méango

A été évalué par un jury composé des personnes suivantes

Nadine Ouellette
Présidente-rapporteure

Alain Gagnon
Directeur de recherche

Lisa Dillon
Membre du jury

Résumé

Diverses études s'accordent sur le fait que les immigrants, notamment dans les premiers moments succédant leur arrivée, sont en meilleure santé que les natifs, ce que l'on appelle l'« effet de sélection de l'immigrant en bonne santé » (ESIBS). Toutefois, cet effet tend à se dissiper avec la durée de résidence dans le pays d'accueil. Dans la perspective de vérifier si ce fait est toujours avéré au Canada, l'objectif principal de l'étude est de documenter l'évolution de l'ESIBS au cours des 20 dernières années. En outre, nous analysons l'évolution du rôle de la durée de résidence dans la dissipation de l'ESIBS, et en particulier nous cherchons à savoir si cette dissipation s'observe toujours et dans quelle mesure.

Pour atteindre notre objectif, nous appuyons nos analyses sur les données issues de tous les passages de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2001 à 2018 (au nombre de 8), excepté celle de 2011-2012 pour laquelle les données sont indisponibles. Pour mesurer la santé des individus, nous nous en remettons principalement à la variable de la santé perçue ou auto-déclarée de l'ESCC. L'analyse descriptive, dans un premier temps, met en lumière le rôle de la durée de résidence sur la santé perçue en croisant cette variable avec une série de variables sociodémographiques, en particulier l'âge, le sexe, l'ethnicité et le revenu. Une analyse multivariée, basée sur le modèle complémentaire log-log (ou *cloglog*), permet d'étudier de manière plus approfondie les relations entre la variable (dépendante) de santé perçue et ces variables indépendantes.

Comme résultats principaux, nous observons que l'ESIBS s'est maintenu tout au long de la période étudiée, de même que l'effet négatif sur la santé de la durée de résidence écoulée. Il semble même que l'ESIBS se soit accentué avec le temps, particulièrement pour les immigrants récents (i.e., durée de résidence < 10 ans). Cette amélioration s'observe plus particulièrement chez les femmes immigrantes récentes en 2018, probablement à cause d'un effet de sélection accru dans ces cohortes d'immigrantes. L'amélioration de la santé perçue des immigrants est également statistiquement significative, mais n'est pas aussi prononcée que pour les immigrantes. Hormis l'état matrimonial et la province de résidence pour lesquels l'effet n'était pas très important dans nos modèles, les autres variables conjuguées avec la durée de résidence permettent d'approfondir notre compréhension de l'ESIBS et de ses relations multivariées avec ses principaux déterminants

mesurables. Fait notoire, l'ESIBS se manifeste presque exclusivement dans les groupes socioéconomiques les moins avantagés, et pratiquement pas dans les groupes avantagés, indiquant qu'un revenu élevé peut avoir le rôle d'un effet protecteur de la santé, chez les natifs comme chez les immigrants.

Mots-clés : natifs, immigrants, immigrants récents, immigrants de longue date, effet de sélection de l'immigrant en bonne santé, santé perçue, minorité visible, ethnicité, durée de résidence, Canada.

Abstract

Various studies agree that immigrants, especially in the first moments after arrival, are healthier than the native-born, the so-called “healthy immigrant effect” (HIE). However, this effect tends to dissipate with the length of residence in the host country. In order to verify whether this fact is still true in Canada, the main objective of the study is to document the evolution of the HIE over the last 20 years. In addition, we analyze the changing role of residence time in the dissipation of HIE, and in particular whether and to what extent this dissipation is still observed.

To achieve our objective, we base our analyses on data from all the Canadian Community Health Survey (CCHS) rounds from 2001 to 2018 (8 in number), except for 2011-2012 for which data are unavailable. To measure the health of individuals, we rely primarily on the perceived or self-reported health variable of the CCHS. The descriptive analysis first highlights the role of length of residence on perceived health by cross-tabulating this variable with a series of socio-demographic variables, in particular age, gender, ethnicity and income. A multivariate analysis based on the complementary log-log (or cloglog) model, allows us to further investigate the relationships between the (dependent self-reported health variable and these independent variables.

As main results we observe that the HIE has been maintained throughout the study period, as well as the negative effect of the length of residence on health. It even seems that the HIE has increased over time, especially for recent immigrants (i.e., length of residence <10 years). This improvement is particularly observed among recent immigrant women in 2018, probably due to an increased selection effect in these immigrant cohorts. The improvement in the self-reported health of immigrants is also statistically significant but is not as pronounced as for female immigrants. Apart from marital status and province of residence, for which the effect was not very significant in our models, the other variables combined with length of residence provide further insight into the HIE and its multivariate relationships with its main measurable determinants. Notably, HIE occurs almost exclusively in the lowest socio-economic groups, and almost not in the highest, indicating that high income may act as a protective effect on health, both for natives and immigrants.

Keywords: native-born, immigrants, recent immigrants, long-term immigrants, healthy immigrant effect, self-reported health, visible minorities or ethnicity, length of residence, Canada.

Table des matières

Résumé	i
Abstract.....	iii
Table des matières	v
Liste des tableaux	viii
Liste des figures	ix
Liste des sigles et abréviations	x
Dédicaces	xi
Remerciements	xii
Introduction.....	14
Chapitre 1 – Revue de la littérature et question de recherche.....	19
1.1 Le rôle de la sélectivité des immigrants dans l’ESIBS	19
1.2 Mesure de la santé auto-perçue dans l’analyse de l’ESIBS : le rôle de la durée de résidence	21
1.2.a) Les déterminants de l’auto-évaluation de la santé	23
1.3 Étude du rôle de l’âge, du niveau de scolarité, du sexe, de l’origine ethnique et de la langue dans l’ESIBS	25
1.4 Question de recherche	28
Chapitre 2 – Données et méthodes.....	31
2.1 Source de données	31
2.1.1 Description de la base de données de l’ESCC.....	31
2.2 Population cible	34
2.3 Description des variables	35

2.3.1 Variable dépendante.....	35
2.3.2 Variables indépendantes.....	36
2.4 Méthodes d'analyse	39
2.4.1 Analyse descriptive	39
2.4.1.1 Méthode de la standardisation directe.....	40
2.4.2 Analyse multivariée	41
2.4.2.1 Modèle de régression log-log complémentaire.....	41
2.4.2.2 Probabilités prédites	42
Chapitre 3 – Résultats.....	43
3.1 Analyses descriptives.....	43
3.1.1. Distribution de la santé perçue selon les variables indépendantes et le sexe entre 2001 et 2018.....	43
3.1.2 Comparaison de l'évolution de la santé perçue entre les natifs et les immigrants	47
A) Comparaison selon le sexe	47
B) Comparaison selon l'appartenance à une minorité visible.....	48
C) Comparaison de l'évolution selon le revenu	51
3.2 Modèles multivariés.....	54
3.2.1 Spécification du rôle des variables explicatives dans l'ESIBS	54
3.2.1.1 Analyse du rôle des variables explicatives conjuguées à la durée de résidence	57
3.2.2 Évaluation du rôle du statut migratoire au Canada et la durée de résidence dans l'évolution de l'ESIBS au cours des 20 dernières années.....	65
3.2.2.1 Analyse des probabilités prédites.....	68
3.2.2.2 Comparaison des moyennes standardisées et des probabilités prédites	70
Chapitre 4 – Discussion et conclusion.....	72
Références bibliographiques	85
Annexe.....	94

Liste des tableaux

Tableau 1. – Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques selon le sexe dans l’ESCC, 2001 à 2017-2018	45
Tableau 1. – Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques selon le sexe dans l’ESCC, 2001 à 2017-2018 (suite)	45
Tableau 2. – Risques relatifs chez les hommes et les femmes de se déclarer en mauvaise santé selon les facteurs sociodémographiques et socioéconomiques	56
Tableau 3. – Risques relatifs chez les hommes immigrants selon la durée de résidence et les natifs en 2001 au Canada : Influence des facteurs déterminants l’autoévaluation de la santé perçue.....	58
Tableau 4. – Risques relatifs chez les hommes immigrants selon la durée de résidence et les natifs en 2018 au Canada : Influence des facteurs déterminants l’autoévaluation de la santé perçue.....	59
Tableau 5. – Risques relatifs chez les femmes immigrantes selon la durée de résidence et les natives en 2001 au Canada : Influence des facteurs déterminants l’autoévaluation de la santé perçue	60
Tableau 6. – Risques relatifs chez les femmes immigrantes selon la durée de résidence et les natives en 2018 au Canada : Influence des facteurs déterminants l’autoévaluation de la santé perçue	61
Tableau 7. – Risques relatifs de la santé perçue entre 2001 et 2018 selon la durée de résidence et le sexe pour les immigrants et natifs : interaction entre l’année d’enquête et le statut au Canada	67

Liste des figures

Figure 1. – Santé moyenne perçue selon le sexe, la durée de résidence et le statut migratoire au Canada	48
Figure 2. – Santé moyenne perçue des immigrants et natifs selon l'appartenance à une minorité visible et la durée de résidence.....	49
Figure 3. – Santé moyenne perçue des immigrantes et natives selon l'appartenance à une minorité visible et la durée de résidence.....	50
Figure 4. – Santé moyenne perçue des hommes immigrants et des natifs selon la durée de résidence et le revenu au Canada	52
Figure 5. – Santé moyenne perçue des femmes immigrantes et des natives selon la durée de résidence et le revenu au Canada	53
Figure 6. – Probabilités moyennes prédites de la santé perçue chez des hommes et des femmes immigrants (selon la durée de résidence) et natifs/natives entre 2001 et 2018	69
Figure 7. – Comparaison des moyennes standardisées et prédites entre 2001 et 2018 pour les immigrant(e)s et les natifs/natives avec la durée de résidence	71

Liste des sigles et abréviations

ACE : Allocation canadienne pour enfants

BDIM : Base de données longitudinale sur l'immigration

Cloglog : log-log complémentaire (ou *complementary log-log*)

ELIC : Enquête longitudinale auprès des immigrants au Canada

ENSP : Enquête nationale sur la santé de la population

EPA : Enquête sur la population active

ESCC : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes

ESG : Enquête sociale générale

ESIBS : Effet de sélection de l'immigrant en bonne santé

INED : Institut national d'études démographiques

INSEE : Institut national de la statistique et des études économiques

TeO : Trajectoires et origines

Dédicaces

À mes grands-parents

À mes parents

À mes frères et sœurs

À mes neveux et nièces

À mes ami(e)s

Remerciements

Je tiens tout d'abord à porter toute ma reconnaissance au créateur du ciel et de la terre qui dans sa grâce m'a portée tout le long de la conception et de la rédaction de ce mémoire. Je lui suis reconnaissante d'avoir placé sur mon chemin des personnes de qualité exceptionnelle, ayant la capacité de m'offrir le soutien moral et académique qui m'était tant indispensable.

Je remercie mes parents, mes frères et sœurs, mes neveux et nièces qui m'ont portée par leur soutien et leurs encouragements au quotidien. Leur présence n'a cessé de me redonner du courage et le cœur à l'ouvrage. Je remercie particulièrement mon père, qui dans sa patience a pris le temps d'apporter des corrections quant à l'orthographe de ce travail. Je remercie également mon frère Romuald pour ses conseils en termes de méthodologie et également pour la révision de l'orthographe. Ma gratitude va également à l'endroit de ma mère dont les prières m'ont porté tout au long de ce processus. Je n'aurais pas été si loin sans votre soutien.

Mes sincères remerciements vont à l'endroit de mon directeur de recherche Alain Gagnon, qui a su me guider avec patience et sagesse dans la conception et l'écriture de ce mémoire, en dépit du court délai qui nous a été imparti. Je tiens à le remercier pour sa disponibilité et ses précieux conseils tout au long de ce processus. Je remercie Lisa Dillon, de m'avoir confié des contrats de travail au Programme de recherche en démographie historique (PRDH) et dont l'expérience enrichissante m'a permis de renforcer mes compétences analytiques pour l'écriture de ce mémoire.

Ma gratitude va également à tous les professeurs et ami(e)s de l'université dont les rencontres ont aidé à l'amélioration de ce travail. Parmi eux, une mention spéciale à Yao Robert Djogbenou et Frédérique Letarte pour leur amitié, leur aide et soutien durant mon parcours aux études supérieures. Je remercie tout particulièrement le Département de démographie de m'avoir décerné le Prix d'excellence Jacques-Henripin, pour l'attribution d'une bourse de soutien financier et pour son aide dans l'obtention de la bourse d'exemption des droits de scolarité supplémentaires.

Je remercie le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) de m'avoir donné accès aux données de l'ESCC-BDIM, même si le temps qui m'a été imparti ne m'a pas donné la possibilité d'explorer et d'exploiter l'entièreté des données. La présente recherche a été menée grâce à un soutien financier accordé au Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR) par le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), les Instituts de

recherche en santé du Canada (IRSC), la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI) et Statistique Canada. Bien que les recherches et les analyses aient été faites à partir des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas celles de Statistique Canada.

Enfin, merci à mes amies du Groupe Biblique universitaire (GBU) de l'UDEM, HEC et Polytechnique qui n'ont cessé de m'encourager. Un merci particulier à Magdalena Hodel et Ange Nomenyo pour leur amitié et leur indispensable soutien moral.

Mon parcours aux études supérieures n'aurait pas été aussi enrichissant sans vous.

Introduction

Le nombre d'immigrants et la part que représente cette population sont en perpétuelle croissance dans la population canadienne depuis des décennies. En effet, la proportion d'immigrants, qui s'élevait à 19,8 % en 2006 et à 21,9 % en 2016 atteindra, selon certaines projections, au moins 25 % d'ici 2031 (Vang et collab., 2017). Entre 2011 et 2016, 1 212 075 nouveaux immigrants se sont établis, soit 3,5 % de la population totale canadienne en 2016. Parmi ces immigrants, soixante pourcent ont été en majorité recrutés dans la catégorie des immigrants travailleurs, tandis que 26,8 % sont arrivés par l'entremise du regroupement familial et 11,6 % ont été admis comme réfugiés (Statistique Canada, 2017a).

Comme les immigrants sont en moyenne plus âgés que les Canadiens de naissance et que cette tendance ira en s'accroissant au cours des années à venir (Caron Malenfant et collab., 2011), la question de la santé des immigrants revêt une importance de plus en plus grande pour la planification des politiques de santé pour la population canadienne. De manière plus précise, les Canadiens de naissance sont de huit années moins âgés que les immigrants, dont la moyenne d'âge est de 47 ans. Mais, les nouveaux arrivants sont principalement surreprésentés dans le groupe d'âges de 20 à 40 ans et sont en moyenne moins âgés que les natifs (Caron Malenfant et collab., 2011). Dans l'étude de Chen et collab. (1996), les immigrants sont divisés en deux catégories. La première comprenant les immigrants d'origine « européenne » venant principalement de pays tels que les États-Unis, la France, ou l'Australie et qui partagent des traits culturels et des comportements de santé avec la société d'accueil canadienne. La deuxième se compose des immigrants dits « non-européens », venant principalement de l'Asie, de l'Afrique ou encore de l'Amérique du Sud. Ces immigrants « non-européens » partagent moins de traits culturels avec le pays hôte et sont souvent classés comme « minorité visible » dans les sociétés d'accueil (Statistique Canada, 2017a) et il y a lieu de s'interroger sur le rôle que cette variable peut avoir sur la santé, soit en amont dans le processus de sélection des immigrants, soit en aval dans le processus d'intégration dans la société d'accueil.

Diverses études s'accordent sur le fait que les immigrants, notamment dans les premières années suivant leur arrivée, sont en meilleure santé que les natifs, un phénomène communément appelé « effet de sélection de l'immigrant en bonne santé » (ESIBS). En effet, la majeure partie des données collectées sur le sujet montre un ESIBS surtout pour les immigrants jeunes et récents, soit durant les 5 années suivant leur arrivée dans le pays d'accueil (Markides et Rote, 2019). Cet effet tend ensuite à s'amenuiser avec la durée de résidence dans le pays hôte, alors que l'état de santé des immigrants tend à rejoindre celui des natifs (Berry, 1997 ; Vang et collab., 2017). Dans les pays occidentaux tels que les États-Unis, l'Australie et le Canada, la santé des immigrants converge vers celle des natifs et même, dans certains cas, vers un niveau inférieur 10 à 20 ans après l'arrivée (Markides et Rote, 2019).

Comme ailleurs, la majorité des études ayant abordé l'ESIBS au Canada ont attribué la dégradation de la santé des immigrants au mode de vie dans leur pays d'accueil et à des problèmes d'adaptation. En outre, les immigrants adopteraient des attitudes, croyances, ou encore des habitudes ou comportements de la population hôte (e.g., consommation d'alcool et de tabac, mode de vie sédentaire, mauvaises habitudes alimentaires) qui ont sur le long terme des effets néfastes sur la santé (Berry, 1997 ; Vang et collab., 2017). Les mêmes facteurs ont également été rapportés aux États-Unis, attribuant la convergence des niveaux de santé des immigrants vers celui des natifs à une acculturation (Antecol et Bedard, 2006). En parallèle, le stress accompagnant tout projet migratoire, la discrimination, les emplois demandant de grandes exigences physiques, les difficultés d'intégration et d'adaptation pouvant survenir dans la société d'accueil et un accès parfois difficile aux soins médicaux sont autant de facteurs susceptibles d'expliquer la dissipation de l'avantage de santé des immigrants (Markides et Rote, 2019 ; Rote et Markides, 2015).

Il a été constaté que l'ESIBS s'observe particulièrement chez les immigrants d'origine non européenne, les immigrants récents, et les immigrants en âge de travailler dans les pays occidentaux (Markides et Rote, 2019). Ce fait s'explique généralement par trois facteurs qui sont l'auto-sélection des immigrants, la sélection des immigrants plus jeunes et plus instruits par le pays hôte et l'effet de saumon (soit le retour vers le pays d'origine pour les immigrants malades ou en fin de vie). Comme nous le verrons plus en détail au chapitre 1, les caractéristiques qui ont été associées à la perte de l'avantage de santé avec la durée de résidence des immigrants au Canada sont le sexe, l'âge, l'origine ethnique, la connaissance de la langue officielle du pays d'accueil et le niveau de

scolarité (Feliciano, 2005 ; Fuller-Thomson et collab., 2011 ; Gee et collab., 2004). Cependant, aucune étude à notre connaissance ne présente l'évolution du rôle de la durée de résidence à différentes périodes dans le temps ou pour différentes cohortes comme celle de Gee et collab. (2004), qui ont étudié le rôle de la durée de résidence dans l'ESIBS pour un seul cycle (2001) de l'Enquête sur la santé des collectivités canadiennes (ESCC). Autrement dit, pour une année de calendrier donnée, les immigrants sont souvent comparés selon leur durée d'établissement à différents âges ou pour différentes cohortes, mais pas pour plusieurs années de calendrier, avec par exemple des données issues d'une enquête transversale récurrente. De même, il existe peu d'études canadiennes à notre connaissance permettant d'expliquer l'évolution de l'ESIBS à l'aide de variables de contrôle usuelles comme le statut matrimonial, le revenu, ou encore l'appartenance ou non à une minorité visible.

C'est dans le but de pallier ces manques que ce mémoire vise d'abord à savoir si l'avantage de santé des immigrants, constaté au Canada autour des années 2000, s'est maintenu dans la durée jusqu'en 2018, s'il a augmenté, ou s'il a diminué. Cette recherche complète des travaux antérieurs, dont celui de Nanhou et collab. (2014), portant sur l'état de santé des immigrants récents et de longue date pour trois cycles seulement de l'ESCC, sans se pencher sur le rôle de la durée de résidence au cours des années couvertes. Plus précisément, notre étude vise à déterminer si l'ampleur de la dissipation de l'avantage de santé des immigrants au Canada avec la durée de résidence s'est modifiée pendant cette période de 15 ou 20 ans. Pour ce faire, nous utiliserons les passages de l'ESCC, que nous analysons de 2001 à 2018, excepté celui de 2011-2012 dont les données sont uniquement accessibles à des organismes ayant signé un partenariat avec Statistique Canada.

En se basant sur huit passages de l'ESCC, ce mémoire tentera de répondre aux questions suivantes : (i) la durée de résidence des immigrants enquêtés des dernières années a-t-elle le même effet négatif sur l'avantage de santé des immigrants qu'il y a quinze ou vingt ans (i.e., au cours des années 2000) ? (ii) Quels sont les facteurs qui pourraient expliquer l'évolution au cours des années de ces indicateurs ? (iii) La composition de la population immigrante selon des facteurs comme l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, le revenu, l'appartenance à une minorité visible, la langue parlée, le statut matrimonial et la province de résidence peut-elle expliquer en bonne partie cette évolution ?

Pour répondre à ces questions, nous utiliserons la mesure de la santé perçue, présente à chaque cycle d'enquête. Bien qu'étant une mesure subjective de la santé, la santé perçue constitue la mesure la plus utilisée dans les études portant sur la santé des immigrants au Canada (Gee et collab., 2004). Peu coûteuse à collecter et portant en général sur l'ensemble de la population, elle est considérée dans diverses études comme un bon prédicteur de la morbidité et de la mortalité dans la population dans son ensemble et est fréquemment utilisée dans l'élaboration de décisions gouvernementales (Bruce Newbold, 2005 ; Statistique Canada, s. d.). Cette mesure de la santé est le reflet de la perception qu'une personne se fait de son état de santé actuel (Statistique Canada, 2016). Dans notre étude, cette variable présente l'avantage de pouvoir évaluer la santé des immigrants comparativement aux natifs au Canada à chaque cycle d'enquête. Nous discuterons tout de même en fin de parcours des limites que présente la mesure subjective de la santé, en particulier lorsqu'elle s'applique à des groupes d'individus de provenances diverses et dont les perceptions de ce qui constitue une « bonne » ou « mauvaise » santé peuvent varier selon l'origine ethnique, l'âge, et également la durée de résidence dans le pays hôte, qui sont nos principales variables explicatives.

Dans les sections suivantes de ce document, le chapitre 1 présente la revue de la littérature. Celle-ci nous permet d'une part de définir, comprendre et de contextualiser la notion de l'ESIBS et, d'autre part, d'explorer le rôle de la durée de résidence dans les études de l'ESIBS et de divers autres facteurs tels que l'âge, le sexe, la langue, l'origine ethnique ou encore le niveau de scolarité. Nous y spécifions également le contexte dans lequel la question de recherche s'inscrit et les objectifs liés à notre étude. Les données et méthodes sont présentées dans le chapitre 2 où nous décrivons notre base de données, de même que les méthodes d'analyse nous ayant permis de répondre à notre question de recherche. Il s'agit essentiellement de modèles de régression log-log complémentaire, où la perception de la santé, la variable dépendante, est dichotomisée en deux catégories, suivant ce qui est proposé dans la plupart des études dans le domaine. Nous décrivons également la variable dépendante, qui est la variable de santé perçue, et les variables indépendantes en lien avec notre sujet. Dans le chapitre 3, nous présentons les résultats obtenus, montrant que l'effet de sélection, de même que le rôle de la durée de résidence se sont en effet modifiés au cours des années, particulièrement chez les femmes, qui ont été de plus en plus sélectionnées par le système de points canadien. La discussion et la conclusion remettent les résultats obtenus dans leur contexte, revoient les avantages et les limites de cette étude en montrant comment les choix

méthodologiques opérés dans les chapitres précédents ont pu biaiser les résultats dans une direction ou une autre et tirent enfin quelques implications de nos résultats pour les politiques de migration. Comme celle de Vang et collab. (2017), cette étude insistera à nouveau sur la nécessité, pour bien comprendre les profils de santé des immigrants et leur évolution dans le temps, de prendre en compte la multiplicité des situations économiques, sociales ou démographiques dans lesquelles les migrants se trouvent à leur arrivée et tout au long de leurs parcours en terre d'accueil. Nous reviendrons également sur l'implication de l'augmentation de la sélection des femmes dans l'ESIBS, surtout du fait qu'elles figurent de plus en plus à titre de demandeuses principales dans la catégorie des travailleurs qualifiés.

Chapitre 1 – Revue de la littérature et question de recherche

L'objectif de ce chapitre est de faire une revue de la littérature en portant une attention aux études explorant le rôle de la sélectivité des immigrants dans l'ESIBS dans son ensemble. Nous faisons également une revue des mesures de santé et des facteurs pouvant expliquer l'ESIBS.

1.1 Le rôle de la sélectivité des immigrants dans l'ESIBS

L'ESIBS est souvent identifié comme la conséquence de divers mécanismes comme l'auto-sélection en amont des immigrants (i.e., les immigrants les plus sains et riches sont ceux étant plus enclins à avoir les moyens physiques et financiers pour effectuer l'émigration), la sélection institutionnelle en faveur des immigrants avec de hautes qualifications dans les pays d'accueil, et le dépistage sanitaire opéré avant la migration par le pays d'accueil (Jass et Massey, 2004). Pour le Canada, les deux derniers mécanismes sont clairement à l'œuvre, étant donné la présence d'un système de points qui sélectionne les personnes éduquées, qualifiées ou appartenant à des classes sociales favorisées, en plus de la nécessité, pour les nouveaux arrivants, de passer un examen médical avant d'être admis (Vang et collab., 2017). En effet, le système de points au Canada valorise le capital humain de chaque immigrant, la maîtrise de la langue du pays d'accueil, ainsi que les qualifications scolaires et professionnelles, autant de caractéristiques qui peuvent être corrélées à une bonne santé. De plus, dans le but de réduire les coûts de soins de santé et les risques pour la santé publique, les immigrants canadiens, quelle que soit la catégorie d'admission, sont également tous soumis à des tests médicaux (Lu et Ng, 2019). Toutefois, il y a peu d'études formelles explorant l'impact du dépistage sanitaire comme un facteur déterminant de l'écart de santé entre les immigrants et les natifs (Kennedy et collab., 2015). Laroche (2000) relève d'ailleurs un très faible pourcentage de rejet des demandeurs à la suite de l'examen médical, ce qui laisse croire que les immigrants possèdent déjà plusieurs caractéristiques individuelles pouvant être associées à une santé supérieure à la moyenne (Vang et collab., 2017). Ainsi, comme l'ESIBS a été constaté dans plusieurs pays où il n'est pas nécessaire de passer par un examen médical ni un système de points, on peut en déduire également pour le Canada la présence d'un autre mécanisme de sélection, celui d'auto-sélection, opérant chez les individus mêmes qui, dans leur pays de départ, choisissent de migrer ou en ont les moyens et les capacités (Ichou et Wallace, 2019).

Sur le plan empirique, les données canadiennes soutiennent depuis plusieurs décennies la présence de l'ESIBS, concordant ainsi avec les résultats fournis pour les États-Unis, bien que l'effet soit plus prononcé au Canada, notamment en matière de mortalité (Berry, 1997 ; Vang et collab., 2017). DesMeules et collab. (2004) ont également observé une mortalité générale des immigrants canadiens beaucoup plus faible par rapport à celle de leurs homologues dans d'autres pays, qui pourrait être attribué à la présence au Canada, mais pas dans ces autres pays, du système de points (et, dans une moindre mesure, aux examens médicaux). Dans le processus de l'auto-sélection des facteurs tels que le degré d'anticipation de l'individu et la motivation sont deux caractéristiques pouvant avoir une corrélation avec la santé (Kennedy et collab., 2015). Les personnes s'attendant à un processus rigoureux de sélection et étant en moins bonne santé seraient également d'entrée de jeu dissuadées d'entamer toute forme de demande d'immigration (Jass et Massey, 2004), ce qui pourrait accentuer, mais de manière indirecte, le rôle du système de points au Canada. En outre, quelques soient les mécanismes de sélection à l'œuvre, au final, l'espérance de vie des immigrants est supérieure à celle de leurs homologues dans leurs pays d'origine respectifs (Akresh et Frank, 2008 ; Dupre et collab., 2012 ; Elo et collab., 2011 ; Feliciano, 2005 ; Markides et Rote, 2019), ce qui suggère toute l'étendue de cette sélection s'opérant dans le mouvement initial des migrations, des pays d'origine vers ceux de destination.

Mais, les migrations de retour sont également sélectives et pourraient expliquer en partie l'avantage de santé des immigrants, notamment lorsque la mesure utilisée pour mesurer la santé est la mortalité. Les immigrants se retrouvant devant la maladie à un âge avancé vont souvent retourner dans leur pays d'origine auprès de leur famille. Ainsi, leur acte de décès ne figurera pas dans les statistiques officielles du pays d'accueil, et l'on sous-estimera la mortalité des immigrants si le processus est généralisé. Ce phénomène en lien avec l'âge des immigrants est communément appelé « biais du saumon » (Markides et Rote, 2019). Cependant, plusieurs travaux ont mis en doute son impact sur la mesure de la santé des immigrants dans les pays hôtes. L'analyse de Abraído-Lanza et collab. (1999) a démontré que le biais du saumon ne représente probablement pas un facteur important pour expliquer l'avantage en mortalité aux États-Unis. L'hypothèse d'un biais de saumon, également émise pour expliquer l'ESIBS au Canada (Vang et collab., 2017), n'a pas été soutenue dans une récente analyse de la mortalité des immigrants selon l'âge au Canada, au Royaume-Uni, aux États-Unis et en France (Guillot et collab., 2018). L'étude a montré un rôle plus important pour l'ESIBS que pour le biais de saumon.

Avant de mettre l'emphase sur les facteurs outre que la sélectivité qui peuvent jouer un rôle dans la santé des immigrants, il est important d'explorer les mesures de la santé utilisées dans l'étude de l'ESIBS.

1.2 Mesure de la santé auto-perçue dans l'analyse de l'ESIBS : le rôle de la durée de résidence

Dans les études portant sur la santé des immigrants, la « santé perçue » figure parmi les mesures les plus utilisées (Acevedo-Garcia et collab., 2010 ; Ichou et Wallace, 2019 ; Kennedy et collab., 2015 ; Lu et Ng, 2019 ; Moullan et Jusot, 2014 ; Nanhou et collab., 2014 ; Newbold, 2006). Elle consiste simplement à demander aux enquêtés de renseigner leur état de santé au moment de l'enquête selon une échelle de 1 à 5, c'est-à-dire « excellente », « très bonne », « bonne », « passable » et « mauvaise ». Néanmoins pour savoir si la perception de la santé change dans le temps chez les immigrants, la variable de la santé auto-perçue est mise en relation avec celle de la durée de résidence, qui représente la différence entre l'année d'arrivée et l'année de résidence actuelle dans le pays d'accueil. Dans la majorité des études ou enquêtes comme celle de l'ESCC, cette variable est dichotomisée selon le fait d'être un immigrant récent ou de longue date, respectivement avec une durée de résidence inférieure ou supérieure à 10 ans (Acevedo-Garcia et collab., 2010 ; Ichou et Wallace, 2019 ; Kennedy et collab., 2015 ; Lu et Ng, 2019 ; Moullan et Jusot, 2014 ; Nanhou et collab., 2014 ; Newbold, 2006). L'étude de Gee et collab. (2004) s'appuie sur les données de l'ESCC de 2001, afin de déterminer la relation entre la santé perçue et la durée de résidence en milieu et fin de vie, soit pour les tranches d'âges de 45-64 ans et 65 ans et plus. Les auteurs montrent que L'ESIBS est davantage présent dans la tranche d'âges de 45-64 ans que dans celle de 65 ans et plus, c'est-à-dire au sein de la population active sélectionnée par le système de points et ayant réalisé des examens médicaux (Chen et collab., 1996). Dans cette tranche d'âge, les immigrants récents (0-9 ans) déclarent une meilleure santé que les natifs, mais cet avantage n'est pas visible pour les immigrants plus anciens (10 ans et plus).

Dans l'analyse de la santé auto-perçue en relation avec la durée de résidence, il est surtout préoccupant de voir que l'avantage de santé des immigrants se dissipe en fonction de la durée de résidence dans le pays d'accueil (Zhao et collab., 2010). Néanmoins, il se pourrait que la dissipation observée dans certaines études de l'ESIBS comme celle de Gee et collab. (2004) soit due à des effets de cohortes venant confondre l'effet de la durée de résidence. Dans les travaux de Gee et

collab. (2004), les immigrants arrivés il y a plus de 10 ans, entrés au Canada avant les années 1990, pouvaient avoir été moins sélectionnés à cette époque que les immigrants arrivés dans les 9 dernières années (i.e., durant les années 1990), davantage sélectionnés donc en meilleure santé. Cela pourrait donner l'impression d'une dissipation de l'ESIBS avec la durée de résidence qui ne serait en fait qu'un effet de cohorte d'arrivée.

Bien que la mesure de la santé auto-perçue soit considérée comme une mesure subjective de la santé (Gee et collab., 2004), elle représente un bon prédicteur de la morbidité et de la mortalité (Bruce Newbold, 2005) dans l'ensemble d'une population et est fréquemment utilisée dans l'élaboration de décisions gouvernementales. Pour pallier au caractère éminemment subjectif de la variable, certaines études utilisent d'autres variables auto-déclarées, mais apparemment plus objectives, portant sur les incapacités ou les maladies chroniques (Bruce Newbold, 2005 ; Chen et collab., 1996 ; Gee et collab., 2004 ; Vang et collab., 2017). Le problème avec une étude à l'aide des données sur l'incapacité et les maladies chroniques, c'est que ces dernières ne touchent qu'en majorité les personnes d'âge avancé. En outre, Gee et collab. (2004) qui utilise ces variables n'ont pas trouvé de résultats significatifs pour les immigrants récents (i.e., durée de résidence < 10 ans) âgés entre 45 et 64 ans, alors que les résultats étaient significatifs au seuil de 5 % pour les immigrants de longue date (10 ans et plus) plus âgés, de même que pour les immigrants âgés de 65 ans et plus. Newbold (2006), quant à lui, a étudié grâce à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) les personnes âgées de 35 ans et plus entre 1994 et 2001. Les problèmes de santé chroniques dans la population âgée de 50 à 64 ans y étaient plus facilement repérables que dans celle de 35 à 49 ans. Comparativement aux variables portant sur les maladies chroniques et les incapacités, la variable de santé perçue, plus simple et plus directe, permet de toucher une plus large part de la population.

Cependant, des résultats contradictoires basés sur la santé auto-perçue ont été rapportés dans la littérature (Nielsen et Krasnik, 2010 ; Solé-Auró et Crimmins, 2008). Certaines études ont démontré que les immigrants déclarent une meilleure santé que les natifs, comme au Canada, en Australie, en Espagne, en Italie ou encore aux États-Unis (Gee et collab., 2004 ; Gushulak et collab., 2011 ; Hernández-Quevedo et Jiménez-Rubio, 2009 ; Moullan et Jusot, 2014 ; Solé-Auró et Crimmins, 2008), tandis que d'autres auteurs montrent le contraire dans certains pays européens tels que la France, la Belgique, le Royaume-Uni ou encore la Suède (Chandola et Jenkinson, 2000 ;

Leão et collab., 2009 ; Lorant et collab., 2008 ; Nielsen et Krasnik, 2010). Moullan et Jusot (2014) expliquent cette hétérogénéité par les différences dans l'état de santé des immigrants en fonction de leur origine, mais surtout par les différences dans le cadre juridique de l'immigration.

Les résultats sont même parfois mitigés au sein d'un même territoire. Par exemple, dans l'ENSP (Enquête nationale sur la santé de la population) de 1994-1995, les immigrants étaient plus enclins à déclarer un moins bon état de santé, probablement en raison de leur structure par âge plus vieille que celle des natifs. Par exemple, les immigrants de longue date (i.e., durée de résidence > 10 ans) venant de l'Europe, d'Australie et des États-Unis se déclaraient davantage en mauvaise santé ou ayant un état de santé passable, car ils étaient plus âgés que les natifs. En parallèle, les immigrants d'Afrique, de l'Amérique du Sud ou de l'Asie étaient moins enclins à se déclarer en excellente santé ou en très bonne santé comparativement aux immigrants d'Australie, d'Europe, du Mexique et des États-Unis. Cependant, dans l'Enquête sociale générale (ESG) de 1985 et de 1991, il a été observé que les immigrants déclaraient un état de santé similaire à celui des natifs, même si les enquêtes ont été élaborées suivant des plans d'échantillonnage différents. Ces différences sont donc dues en partie à la façon dont la question sur la santé perçue a été posée, de même que le mode d'interview (Ali et collab., 2004) mais, également au fait du caractère de plus en plus sélectif des immigrants au Canada (Vang et collab., 2017). En outre, des enquêtes plus récentes telles que celle de l'ESCC et l'Enquête longitudinale sur les immigrants du Canada (ELIC) montrent que les immigrants se déclarent en meilleure santé que les natifs (Ali et collab., 2004 ; Fuller-Thomson et collab., 2011). Dès lors il convient de passer en revue quels pourraient être les déterminants de l'auto-évaluation de la santé.

1.2.a) Les déterminants de l'auto-évaluation de la santé

Divers facteurs peuvent avoir un impact sur l'auto-évaluation de la santé. Shields et Shooshtari (2001) ont étudié dans leur article les possibles déterminants de l'auto-évaluation de la santé, sur la base de l'ENSP (1994/95, 1996/97 et 1998/99), composée d'un volet transversal et longitudinal. Ils ont trouvé que les conditions physiques avaient une forte corrélation (statistiquement significative) avec la perception de la santé, de même qu'avec le statut socioéconomique, le mode de vie et le statut psychosocial. Par exemple, le surpoids, le manque d'exercice physique, le tabagisme étaient associés à une évaluation mauvaise ou passable de la santé, de même qu'une mauvaise hygiène de vie et un mode de vie malsain. De plus, avoir une

faible estime de soi et une faible situation socioéconomique étaient associés négativement avec la santé auto-perçue.

Toutefois, les personnes n'ayant aucun problème de santé ne déclarent pas systématiquement être en très bonne ou excellente santé. Nombreuses sont celles qui se déclarent en bonne santé, plutôt qu'en très bonne ou excellente santé (Blaxter, 1990). De plus, certaines études ont rapporté qu'une mauvaise évaluation de l'état de santé était principalement reliée à des problèmes de santé physique, tandis qu'une évaluation plus positive de la santé était le reflet d'une vision plus large de la conception de ce que constitue une bonne santé (Idler et collab., 1999 ; Mackenbach et collab., 1994). Les recherches qualitatives ont confirmé que la perception de la santé prend aussi bien en compte les facteurs englobant le cadre physique que ceux englobant le bien-être de manière générale (Hagart et Billington, 1982 ; Idler et collab., 1999).

En ce qui concernent les principaux corrélats de la santé, qui forment généralement les principaux facteurs à prendre en considération dans les études de santé, il a été montré que la perception de la santé diffère également en fonction du sexe et de l'âge des individus. Bien que les femmes aient une espérance de vie plus élevée que les hommes, elles ont tendance à se déclarer en moins bonne santé qu'eux. Les sources de différences dans la perception et les biais que cela peut apporter ont été abondamment étudiées. Comparativement aux hommes, les femmes ont tendance, lors de l'auto-évaluation de leur santé, à prendre en compte des facteurs psychologiques, des ensembles de facteurs plus larges (ex : environnement social) et prennent la pleine mesure des maladies physiques ou psychologiques (Shields et Shooshtari, 2001). Les hommes considéraient plutôt ou uniquement les maladies graves ou mortelles telles que les maladies cardiaques, alors que les femmes prenaient en compte les maladies graves, potentiellement mortelles et non-mortelles dans l'évaluation (Benyamini et collab., 2000). Au-delà de l'aspect subjectif qui entoure l'auto-évaluation de la santé, Case et Paxson (2005) ont démontré que les contrastes dans la perception de la santé des hommes et des femmes peut être pleinement alloué aux maladies chroniques : les hommes prennent la pleine mesure des maladies chroniques que lorsqu'elles sont à un stade avancé, tandis que les femmes ont tendance à les considérer à leur stade primaire. En fait, selon les résultats de Case et Paxson (2005), les hommes et les femmes souffrant des mêmes problèmes chroniques ont une perception similaire de leur état de santé.

La perception de ce qui constitue une bonne santé peut varier au sein des différents sous-groupes qui composent la population (Ng et collab., 2005). Par ailleurs, l'étude de Chandola et Jenkinson (2000), menée sur la base du Fourth National Survey of Ethnic Minorities et du fichier combiné de la Health Survey for England (HSE) 1991-96, suggère que la mesure de la santé perçue est suffisante et valide dans l'évaluation de la santé de différents groupes ethniques. Il se peut également qu'au sein de ces mêmes groupes, la perception de ce que représente une bonne santé évolue et change avec le temps passé dans le pays hôte et qu'une partie de ce qui passe pour une dissipation de l'ESIBS soit la résultante d'un changement de perception généralisé avec la durée de résidence. Nous prenons en considération le fait que la perception de la santé est amenée à changer dans le temps et en fonction du groupe ethnique dans la discussion de nos résultats.

Le but de la section suivante est d'explorer de manière plus détaillée le rôle de l'âge et du niveau de scolarité, mais également de voir si des facteurs autres que ces derniers ont été utilisés dans la littérature pour expliquer l'ESIBS.

1.3 Étude du rôle de l'âge, du niveau de scolarité, du sexe, de l'origine ethnique et de la langue dans l'ESIBS

Si la meilleure santé des immigrants par rapport aux natifs s'explique en général par la sélection des immigrants par leur pays d'accueil (e.g., système de points, tests médicaux) et l'auto-sélection de ces derniers dans leurs pays d'origine, les raisons pour lesquelles l'état de santé des immigrants tend à se détériorer avec la durée de résidence et parfois à rejoindre celle des natifs ne sont pas bien connues. Diverses études tentent d'expliquer le phénomène de l'ESIBS au moyen de variables liées au statut socioéconomique et démographique (Gee et collab., 2004) tels que l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, l'origine ethnique et la langue, considérés comme des facteurs déterminants de l'ESIBS puisqu'ils sont des prédicteurs de la santé tout au long du parcours de vie (Dunn et Dyck, 2000 ; Gee et collab., 2004).

Le niveau de scolarité et l'âge sont des variables importantes à considérer dans l'analyse de l'ESIBS, puisqu'ils sont fortement corrélés à l'état de santé. Elles ont été utilisées comme variables de contrôle dans l'étude de Moullan et Jusot (2014) pour déterminer la probabilité pour un immigrant ou un natif de se déclarer en mauvaise santé en France, en Belgique, en Italie et en Espagne. En général, deux constats ressortent : (1) un niveau de scolarité élevé induit un niveau de

santé plus élevée, et (2) plus l'âge est avancé, plus la probabilité de se déclarer en bonne santé diminue.

Concernant l'âge, la revue systématique de la littérature de 78 études canadiennes portant principalement sur le parcours de vie réalisée par Vang et collab. (2017) montre que l'avantage en santé des immigrants est surtout observable à l'âge adulte plutôt que durant l'enfance ou en fin de vie, un propos soutenu par Trovato (2017). En ce sens, Kwak (2018) précise que l'avantage de santé n'est observable qu'au niveau des immigrants récents adulte en âge de travailler. En effet, en fin de vie, la santé des immigrants et des natifs au Canada ne diffère pas en ce qui a trait aux maladies mentales et celles chroniques (Gee et collab., 2004). Ce fait a été réaffirmé par Kwak (2018), qui n'a pu constater d'avantage de santé parmi les immigrants après l'âge de 65 ans.

Comme précédemment énoncé, un niveau élevé de scolarité est corrélé à une bonne santé perçue. Il existe un postulat stipulant qu'une scolarité plus haute est non seulement corrélée à une meilleure santé pour les immigrants, mais également à une meilleure capacité à la conserver après la migration (Ichou et Wallace, 2019 ; Pol et Thomas, 2001). Pour comprendre le rôle de la scolarité dans l'ESIBS, Ichou et Wallace (2019) ont mené des analyses à partir de la base de données Barro-Lee sur le niveau d'instruction (2013) et l'enquête Trajectoires et origines (TeO) en France (INED/INSEE, 2008-2009). Comme dans les études de Gee et collab. (2004) et de Fuller-Thomson et collab. (2011), les auteurs utilisent la mesure du niveau de scolarité absolu qui correspond au nombre d'années d'études du répondant. Les résultats montrent une augmentation de l'ESIBS avec l'ajout de cette mesure dans les modèles de régression logistique, ce qui signifie que les immigrants sont en moyenne plus scolarisés que les natifs et que l'avantage de santé des immigrants s'explique en partie par le niveau de scolarité des immigrants.

Pour comprendre davantage l'ESIBS, il faut également considérer le sexe des individus (Kennedy et collab., 2015). En effet, les résultats concernant l'ESIBS varient en fonction du sexe des individus. Des différences importantes entre les hommes et les femmes ont été observées, notamment concernant l'avantage relatif des hommes contrastant avec le désavantage que subissent les femmes (Khlat et Guillot, 2017). Ce désavantage peut s'expliquer par le fait que les femmes sont moins sélectionnées sur le plan de la migration que les hommes. En effet, ces dernières entrent en partie dans les pays d'accueil en tant qu'accompagnatrice par le biais du regroupement familial ou du volet économique, tandis que les hommes (demandeurs principaux) passent par le système

de recrutement de travailleurs étrangers, plus rigoureux dans ses critères en matière de santé (Khlal et Guillot, 2017). Cependant, depuis quelques années, la migration de travail des femmes s'est intensifiée, entraînant une augmentation du nombre de femmes passant par le système de sélection des immigrants travailleurs et hautement qualifiés. Cette hausse du nombre de femmes dans la catégorie des immigrants économiques s'observe aussi au Canada. En effet, les femmes représentaient 55,3 % des personnes à charge dans la catégorie du regroupement familial en 2013, en baisse comparé à 59,7 % en 2004. L'inverse s'observe dans la catégorie de l'immigration économique, où la part des femmes en tant que demandeuses principales s'élevait à 40,9 % en 2013 versus 30,4 % en 2004 (Chui, 2011). La hausse de ce pourcentage se poursuit puisqu'en 2017, les femmes représentaient 48,5 % des demandeurs principaux, montrant ainsi presque une quasi-parité entre les deux sexes (Immigration, 2018). Dès lors, les femmes immigrantes en tant que demandeuses principales occupent une place dans la main-d'œuvre (Llacier et collab., 2007). Ce fait peut modifier l'écart de santé entre les hommes et les femmes, et il se pourrait que dans nos analyses, nous observions un désavantage moins prononcé pour les femmes par rapport aux hommes entre 2001 et 2017-2018.

Il est important de prendre en compte le fait que la population est composée de sous-groupes ayant des différences ethniques qui peuvent avoir une perception différente de la santé (Chen et collab., 1996 ; Kennedy et collab., 2015 ; Moullan et Jusot, 2014). Dans l'article de Chen et collab. (1996) étudiant l'ESIBS au Canada, les immigrants sont divisés en deux catégories : (1) les immigrants dits « européens » et (2) les immigrants dits « non européens » aussi considéré comme étant de minorité visible dans le pays d'accueil. Ce sont ces derniers qui sont plus susceptibles de déclarer une meilleure santé perçue, non seulement parce qu'ils sont davantage sélectionnés, mais parce qu'il a été démontré que plus la distance culturelle est importante, plus l'immigrant sera en meilleure santé, reflétant l'importance du processus d'auto-sélection (Kennedy et collab., 2015 ; Moullan et Jusot, 2014). En 2016, la population appartenant à une minorité visible représentait 22,3 %, soit un cinquième de la population canadienne, et pourrait atteindre entre 31,2 % et 35,9 % en 2036, ce qui constitue un important changement par rapport à 2006 (16,2 %) et 2011 (19 %) (Statistique Canada, 2020). Cette croissance de la proportion des minorités visibles pourrait être une source potentielle de l'augmentation marquée de l'ESIBS du fait de la distance culturelle qui croît avec les années.

Parmi la population immigrante, 72,5 % ont déclaré dans le recensement de 2016 une langue tierce comme langue maternelle, alors qu'un siècle auparavant, les immigrants déclaraient le français ou l'anglais comme langue maternelle (Statistique Canada, 2017b). Cela pourrait être lié à la croissance de personnes immigrantes de minorité visible provenant de pays non européens où l'anglais et le français ne sont pas pour la majorité leurs langues maternelles. La capacité de pouvoir s'exprimer dans l'une des deux langues officielles du Canada est une considération majeure pour l'intégration et la participation dans l'économie canadienne, surtout en ce qui a trait à la sélection des immigrants et de la compréhension du système de santé en aval (Jass et Massey, 2004). Par ailleurs, les immigrants récents (arrivés entre 2011-2016) résultants du système de sélection ont déclaré pouvoir s'exprimer dans l'une des langues officielles (Statistique Canada, 2017b). Sachant que la maîtrise de la langue officielle du pays d'accueil est une compétence qui est fortement corrélée à la santé (Vang et collab., 2017), ne pas être en mesure de s'exprimer dans l'une des langues officielles pourrait avoir un effet négatif sur la santé des immigrants. De même, Newbold (2005) a constaté qu'une absence d'assimilation linguistique de la part des immigrants joue un effet protecteur contre la dégradation de la santé au Canada. Précisément, les résultats de l'étude démontrent que le risque de se déclarer en mauvaise santé diminue de 28 % pour les individus ne parlant aucune des langues officielles. Dès lors, il est d'autant plus important d'étudier dans quel sens la langue affecte la santé des immigrants en fonction de leur durée de résidence.

Avec ces variables, ce mémoire se propose d'explorer les différences entre les immigrants récents, de longue date et les Canadiens de naissance en ce qui concerne la santé auto-perçue, tout en précisant la relation sous-jacente avec la durée de résidence.

1.4 Question de recherche

À la lumière de la revue de la littérature, il semble évident qu'un processus de sélection¹ et d'auto-sélection² lors de l'immigration confère aux immigrants un avantage de santé par rapport aux natifs, mais que cet avantage s'étirole avec la durée de résidence. Cependant, il est difficile de déterminer quelle est l'ampleur de l'effet de la durée de résidence, car en majeure partie, les études sont basées sur des données d'enquêtes transversales (Vang et collab., 2017). Les données

¹ La sélection est un processus institutionnel régit par le pays d'accueil. Ce processus vise à choisir des immigrants avec de hautes qualifications pouvant aisément contribuer à l'économie du pays.

² L'auto-sélection se réfère à un processus où les personnes s'attendant à un processus de sélection rigoureux et étant en moins bonne santé seraient d'entrée de jeu dissuadées d'entamer toute forme de demande d'immigration.

longitudinales permettent de suivre un groupe d'individus dans le temps et, dans le cas de l'ESIBS, de déterminer si la santé des immigrants converge vers celles des natifs ou non. Le désavantage avec ces données est la difficulté à les obtenir et le coût dispendieux, en plus de la découverte de relation entre les variables à l'étude qui peut prendre du temps. Néanmoins, une étude récurrente sur la base de données d'enquête transversale pourrait permettre de savoir si l'effet de la durée de résidence dans l'ESIBS s'est maintenu ou modifié avec le temps.

À notre connaissance, il n'existe presque pas d'études au Canada ayant fait une analyse récurrente de données d'enquête transversale, afin de dégager si le rôle de la durée de résidence s'est maintenu ou a changé dans le temps. Certaines études comme celle de Gee et collab. (2004) utilisent une seule année d'enquête (ESCC 2001, cycle 2.1) pour mesurer les effets de la durée de résidence sur la santé. L'une des études proposant une analyse de différents cycles d'enquête ou différentes périodes du calendrier est celle de Nanhou et collab. (2014). Ils ont étudié le phénomène de l'ESIBS sur la base de trois cycles de l'ESCC, soit ceux de 2003, 2007-2008 et de 2011-2012. Cependant, les perspectives des travaux de Nanhou et collab. (2014) diffèrent des nôtres. En effet, les auteurs n'ont pas étudié le rôle de la durée de résidence dans l'ESIBS, mais plutôt le rôle qu'ont joué les maladies chroniques et les incapacités au cours des cycles étudiés sur la santé des immigrants et des natifs.

Pour pallier ce manque, notre mémoire se propose d'étudier si l'ampleur de l'effet de la durée de résidence sur la santé s'est modifiée ou maintenue dans le temps, au travers de huit cycles d'enquêtes récurrentes de l'ESCC, soit tous les passages de l'ESCC de 2001 à 2018 excepté celui de 2011-2012. Concrètement, notre question de recherche nous permettra de savoir si la durée de résidence a le même effet négatif sur la santé des immigrants enquêtés dans les dernières années comparativement aux immigrants enquêtés quinze ou vingt ans plus tôt, c'est-à-dire au début des années 2000. Au vu de la revue de la littérature, les variables fréquemment utilisées pour décrire l'effet de sélection sont l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, la langue parlée et le pays d'origine. Peu de recherches utilisent le statut matrimonial, le lieu de résidence actuel, l'ethnicité ou encore le revenu pour décrire ce phénomène. C'est dans cette optique que nous cherchons également à savoir quels sont les facteurs qui pourraient expliquer l'évolution au cours des années du rôle de la durée de résidence dans l'ESIBS. De même, nous nous interrogeons sur l'influence que pourraient avoir eue d'éventuels changements dans la composition de la population immigrante selon des

facteurs comme l'âge, la langue parlée, le niveau de scolarité, le revenu, l'appartenance à une minorité visible, etc. dans cette évolution.

Notre étude comporte ainsi deux principaux objectifs. Le premier est d'étudier l'évolution de l'ESIBS au cours des 20 dernières années. Pour atteindre cet objectif, nous comparerons la santé des immigrants « récents » (durée de résidence inférieure à 10 ans) et « anciens ou de longue date » (plus de 10 ans) à celle des natifs à différents passages de l'ESCC, entre 2001 et 2018. Cette comparaison comme suggérée dans la revue de la littérature permet de contrôler l'effet de sélection des immigrants. Pour évaluer la santé, nous avons utilisé la mesure de la santé perçue, présente à chaque cycle d'enquête de l'ESCC. Un préalable crucial à la comparaison pour l'analyse descriptive consistera à standardiser par âge cet indicateur de santé, comme présenté dans le chapitre 2, section 2.4.1.1, car, les immigrants sont en général plus âgés que les natifs. Le second objectif du mémoire est d'évaluer le rôle qu'ont pu jouer dans l'évolution de l'ESIBS des facteurs tels que l'âge, le sexe, le revenu, le niveau de scolarité, l'ethnicité, le statut migratoire, la province, le statut matrimonial et la langue parlée. Comme expliqué dans le chapitre 2, section 2.4.2.1, nous proposons alors, des modèles complémentaires log-log en fonction de ces facteurs, afin de voir, dans quelle mesure leurs rôles ont pu évoluer dans le temps. Enfin, le calcul de probabilités prédites sur la base de ces modèles permet d'estimer qu'elle est la probabilité prédite moyenne pour un immigrant (récent ou de longue date) ou un natif de se déclarer en mauvaise santé au cours de la période d'observation compte tenu des facteurs présentés ci-dessus.

Chapitre 2 – Données et méthodes

Le but de ce chapitre est de présenter les données et les méthodes utilisées dans le cadre de ce mémoire. Nous y décrivons la méthode d'échantillonnage utilisée dans l'ESCC ainsi que la façon dont la pondération a été construite. Ensuite, nous présentons la population cible, la variable dépendante, les variables indépendantes et les différentes limites de notre source de données. Enfin, nous présentons les méthodes employées dans notre analyse descriptive et explicative pour répondre à notre question de recherche et nos objectifs.

2.1 Source de données

2.1.1 Description de la base de données de l'ESCC

Les données utilisées pour cette recherche proviennent de l'ESCC, une enquête transversale, réalisée chaque deux ans entre 2001 et 2005, puis annuellement depuis 2007. Cette enquête a pour but premier de fournir des informations sur l'état de santé, les déterminants de santé de la population canadienne, ainsi que l'accès et l'utilisation des services de santé (Statistique Canada, 2022).

Les enquêtes qui font office d'une analyse sont celles de 2001, 2003, 2005, 2007-2008, 2009-2010, 2013-2014, 2015-2016 et 2017-2018. Les données de 2011-2012 sont uniquement accessibles à des organismes ayant signé un partenariat avec Statistique Canada. Il est important de noter que les données de 2009-2010, 2013-2014, 2015-2016 et 2017-2018, sont issues d'enquêtes annuelles, combinées pour former une enquête sur deux ans, appelée composante annuelle.

L'échantillonnage entre 2001-2005 intègre 130 000 répondants, alors que les enquêtes annuelles intègrent environ 65 000 répondants. Les composantes annuelles, qui ont lieu chaque deux ans, contiennent environ 130 000 répondants et sont essentielles afin d'estimer avec fiabilité les informations sur la santé au niveau de la région sociosanitaire. La figure A.1 en annexe montre le nombre de répondants par enquête de l'ESCC. Nous pouvons y constater que les enquêtes de 2001, 2003, 2005, et 2007-2008 dépassent le seuil requis des 130 000 répondants, alors que les enquêtes suivantes peinent à l'atteindre. Ce fait n'affecte pas la fiabilité et la validité des

estimations produites sur la base de ces enquêtes, car elles possèdent un nombre suffisant de répondants (Thomas et collab., s. d.).

Les enquêtes ont été formées de telle sorte qu'elles restent comparables à travers le temps. Notons cependant qu'à partir de 2012, l'ESCC a fait l'objet d'un remaniement : révision de la méthode d'échantillonnage et de la population cible, modernisation de son contenu et adoption d'une nouvelle base de sondage³. Ces révisions utilisées pour l'ESCC 2015 et les cycles supérieurs ont conduit à l'utilisation de deux bases de sondages différentes (Gouvernement du Canada, 2019). Avec l'objectif de cerner au mieux les différences dans la méthode d'échantillonnage, nous avons utilisé les guides d'utilisateurs les plus récents, soit ceux de l'ESCC 2013-2014 et de l'ESCC 2017-2018, qui font état, s'il y a lieu, de changements survenus au cours des années.

L'ESCC inclut toutes les personnes âgées de 12 ans et plus qui résident dans les 10 provinces et trois territoires Canadiens. Sont exclues du champ de l'enquête les personnes vivant dans les réserves indiennes et les terres de la Couronne, les résidents des établissements, les membres à temps plein des Forces canadiennes et les personnes vivant dans certaines régions éloignées comme celle des Terres-Cries-de-la-Baie-James et du Nunavik, ces omissions s'élevant à moins de 3 % de la population canadienne (Statistique Canada, 2013).

Pour des raisons administratives, les provinces ont été divisées en régions sociosanitaires où chacun des territoires correspond à une unique région sociosanitaire dans l'ESCC en général. Ces régions correspondent à celles du recensement et permettent de prendre en considération, aux vues des limites géographiques, les besoins en informations sur la santé (Statistique Canada, 2013, 2017c). Pour les différentes enquêtes et pour chaque province, les données ont été recueillies dans les dix provinces pour un total de plus de 100 régions sociosanitaires (Statistique Canada, 2017c).

La différence fondamentale dans le changement de la méthode d'échantillonnage est le choix de la base de sondage sur le critère de l'âge. En effet, avant 2015, l'ESCC utilisait trois bases de sondage pour l'échantillonnage des ménages : une liste de numéros de téléphone, une base de

³ La base de sondage est un document, une liste ou un dispositif qui permet d'identifier, de donner accès et de délimiter les éléments de la population qui est observée.

sondage aréolaire⁴ et une base à composition aléatoire⁵ (Statistique Canada, 2013). À partir de 2015, l'ESCC a sélectionné les bases de sondages sur la base des différents groupes d'âges, soit une base aréolaire de l'EPA (l'Enquête sur la population active) pour les 18 ans et plus, et l'ACE (Allocation canadienne pour enfants) pour ceux âgés entre 12 et 17 ans. Notons que l'EPA est également utilisée de la même façon dans les enquêtes avant 2015, mais uniquement pour les bases de sondages aréolaires. Nous verrons dans la discussion comment nos résultats ont pu être affectés par ce changement.

La pondération de l'ESCC a été construite à l'appui des différentes bases de sondages présentées dans le paragraphe précédent. Le poids d'échantillonnage dans l'ESCC est un poids par personne et non par ménage, c'est-à-dire que le poids d'échantillonnage n'est pas le même pour toutes les personnes qui font partie de l'échantillon. Un poids d'enquête est alors octroyé à chaque répondant faisant partie de l'échantillon final. Ce poids représente le nombre de personnes que représente le répondant dans l'ensemble de la population (Statistique Canada, 2013, 2017c). Par exemple, une personne de l'échantillon peut représenter 100 ou 1000 autres personnes dans l'ensemble de la population.

Nonobstant son utilité et son intérêt, notre base de données possède certaines limites. L'ESCC ne permet pas de faire de distinction entre les immigrants économiques, ceux présents par le regroupement familial ou encore ceux étant réfugiés, et ne fournit pas d'informations détaillées quant aux pays de naissance des répondants. Nous ne pouvons donc pas analyser la santé perçue en fonction du pays d'origine des individus. Bien qu'il soit connu, que la santé perçue des immigrants peut être liée à leur zone géographique de provenance. En effet, plus le migrant vient d'une zone reculée par rapport au pays de destination, plus ce dernier sera enclin à se déclarer ou à posséder une meilleure santé (Ichou et Wallace, 2019). Pour contrer cette limite, il nous est possible de nous rapprocher de l'origine des immigrants, de manière certes imparfaite, en croisant la variable sur le statut migratoire au Canada à celle de l'ethnicité dans les enquêtes de l'ESCC. De cette façon, nous serons en mesure de savoir si les immigrants appartiennent ou pas à la catégorie des minorités visibles.

⁴ La base de sondage aréolaire se compose d'une unité géographique hiérarchique dans lesquelles se retrouvent des unités de la population observée.

⁵ Une base de sondage à composition aléatoire représente une liste associée à une strate géographique définie de l'unité de la population observée généré aléatoirement.

2.2 Population cible

De manière générale, il y a 871 853 observations, toutes enquêtes combinées de 2003 à 2018. Cependant, parmi ces observations 1,07 % sont biaisées par la présence d'une autre personne lors de l'interview du répondant. Ces réponses ont été retirées de l'échantillon, ce qui résulte en une population de 862 592 répondants. Dans l'enquête de 2001, il y a 130 880 répondants, parmi lesquels 6,34 % ont eu leurs questionnaires complétés par procuration et 0,04 % n'ont pas eu de code d'imputation. Nous pouvons supposer que les mentions n'ayant pas reçu de code d'imputation peuvent faire l'objet d'un biais, et elles ont donc été supprimées de l'échantillon également.

Selon diverses études, l'effet de l'immigrant en bonne santé est difficilement observable au niveau des personnes âgées, enfants et adolescents (Vang et collab., 2017). De ce fait, nos analyses se concentreront uniquement sur la population adulte active⁶ âgée entre 20 et 64 ans. Ajoutons que nos analyses effectuées lors de la conception de l'étude ont montré des résultats difficilement interprétables pour les 65 ans et plus, et très différents de ce qui est constaté pour les plus jeunes. Ces résultats ont été considérés comme sortant du cadre de notre étude. En plus, le système de points ne s'applique pas pour les immigrants âgés de 65 ans ou plus. Dans ces cas, il s'agit de façon prédominante de regroupements familiaux (Markides et Gerst, 2011).

Toujours dans l'élaboration de notre échantillon, nous avons uniquement conservé les répondants ayant une information quant à leur santé perçue, et les immigrants ayant communiqué une information concernant leur durée de résidence, leur caractéristiques démographiques, géographiques et socioéconomiques. Ainsi, notre échantillon pour toutes enquêtes combinées de 2001 à 2018, excepté celle de 2001-2012, comportait 558 908 répondants, soit 261 034 hommes (46,7 %) et 297 874 femmes (53,3 %).

Dans cet échantillon, le pourcentage de natifs est supérieur à celui d'immigrants. Cependant, nous avons constaté que la proportion d'immigrants dans l'ESCC est clairement sous-estimée par rapport à la proportion réelle d'immigrants dans la population canadienne. Dans l'ESCC de 2001, la proportion d'immigrants était de 13 % alors qu'elle représentait 19 % de la population canadienne cette année-là (Immigration, 2005). Dans l'ESCC de 2017-2018, la proportion d'immigrants était de 16,7 % tandis qu'elle était de 21,9 % dans le recensement de 2016

⁶ La population active est l'ensemble des personnes qui exercent un emploi et les personnes sans emploi ou chômeurs.

(Statistique Canada, 2017a). Néanmoins, dans les deux cas, on observe une augmentation de la part des immigrants dans la population canadienne et dans l'échantillon de l'ESCC. Rappelons que la méthode d'échantillonnage est basée sur le principe d'un tirage aléatoire, signifiant que l'augmentation de la part des immigrants dans l'ESCC est probablement due à l'augmentation de celle au cours du temps dans la population réelle. Pour pallier cette sous-estimation, nous avons, tel que recommandé par Statistique Canada, pris en compte les poids de pondération dans notre analyse, afin que les immigrants présents dans l'enquête puissent représenter ceux dans la population réelle.

Notre population cible est, de manière générale, les natifs, les immigrants récents et les immigrants de longue date. Dans la mesure où nous ne disposons pas de la variable sur le pays d'origine des immigrants, le croisement la variable sur le statut migratoire avec celle de l'ethnicité dans les enquêtes de l'ESCC permet de manière imparfaite de se rapprocher de leur origine, comme nous l'annoncions précédemment.

Ainsi, il nous est possible de répartir les répondants en quatre groupes distincts : nmv⁷ et immigrant ; nmv et natif ; minorité visible et immigrant ; minorité visible et natif. Cette classification, permet de cibler au mieux les immigrants faisant partie d'une minorité visible de ceux qui ne le sont pas. Dans la catégorie des minorités visibles, nous retrouvons le plus souvent, les immigrants « non-européens » provenant des continents tels que l'Afrique, l'Amérique latine, l'Asie (y compris le Moyen-Orient) ou encore l'Asie du Sud. Dans celle dite n'appartenant pas à une minorité visible nous retrouvons, les immigrants « européens » provenant des pays d'Europe de l'Australie, de la Nouvelle Zélande ou des États-Unis (Statistique Canada, 2017a).

2.3 Description des variables

2.3.1 Variable dépendante

Pour analyser la santé des immigrants et des natifs, nous utilisons principalement la variable (ou la mesure) de la santé perçue, nommée « Évaluation personnelle de la santé ». La variable de santé perçue permet d'avoir une auto-évaluation (perception) des répondants quant à leur état de santé pendant les différentes enquêtes de l'ESCC. Il s'agit de la première question posée concernant

⁷ L'acronyme « nmv » réfère aux personnes n'appartenant pas à une minorité visible.

la santé aux répondants lors de l'interview (Statistique Canada, 2013, 2017c)⁸. Les différentes catégories de réponses à la question « *En général, diriez-vous que votre santé est... ?* », dont l'échelle varie de 1 à 5, sont : excellente, très bonne, bonne, passable, mauvaise.⁹ Dans les interviews, les personnes qui ont été interrogées ont été avisées que dans le cadre de l'enquête, le terme « santé » englobe et signifie leur état de bien-être physique, social et mental général, mais également une absence de blessure ou de maladie (Statistique Canada, s. d.).

De manière générale, la variable de santé perçue est divisée en deux catégories, la première réunissant ceux qui perçoivent leur santé positivement (excellente, très bonne, bonne) et la seconde ceux qui la perçoivent négativement (passable, mauvaise) (Gee et collab., 2004). Nous utilisons également cette catégorisation dans notre étude. Mais avant d'effectuer cette classification, nous avons procédé à une standardisation de la variable à partir de ses cinq catégories initiales qui ont été mise sous forme de moyenne, en particulier dans l'application de la standardisation par âge, dont la méthode est expliquée dans la section 2.4.1.1.

L'état de santé global d'une personne est mesuré de manière subjective par la variable de santé perçue. Cependant, de nombreuses études ont montré la fiabilité et la validité de la mesure de la santé perçue et son association à la morbidité, mortalité, et la détérioration fonctionnelle (Statistique Canada, s. d.). Toutefois, cette variable qui est la plus utilisée comme indicateur pour mesurer la santé, a également ses limites. En effet, nous ne connaissons pas la mesure dans laquelle ses données sont biaisées par des erreurs de déclarations (Zhao et collab., 2010). Celles-ci peuvent être importantes dans les études comparant des groupes de provenance diverses, où la notion de ce qui constitue une bonne santé peut diverger. De plus, il est possible que la perception de ce qui constitue une bonne santé évolue avec la durée de résidence (Ng et collab., 2005) ou même avec les années de calendrier (effet de période). Nous verrons dans le chapitre de discussion et de conclusion quelques conséquences potentielles de ces biais pour notre étude.

2.3.2 Variables indépendantes

Hormis les comportements pouvant influencer la santé, des facteurs tels que : le sexe, l'âge, le niveau de scolarité, le revenu et les caractéristiques psychosociales peuvent avoir un impact sur

⁸ Le questionnaire de l'ESCC 2007-2008 n'est pas disponible sur Odesi. Mais aux vus des autres enquêtes de l'ESCC, il est possible de supposer que la question portant sur santé perçue est également la première question sur la santé dans l'ESCC de 2007-2008.

⁹ Il n'y a pas de spécification temporelle pour cette question.

la perception de l'état de santé (Shields et Shooshtari, 2001 ; Statistique Canada, s. d.). Dans notre étude, nous utilisons ces variables pour observer leur influence sur la santé perçue entre 2001 et 2018. Nos principales variables d'intérêt sont : la durée de résidence et le statut migratoire au Canada (immigrants ou natifs). Nous nous intéressons également aux rôles que peuvent avoir des variables comme l'âge, le sexe, le revenu, le niveau de scolarité, la durée de résidence et l'ethnicité, la langue parlée¹⁰, l'état matrimonial et la province de résidence sur la santé perçue.

Nos variables d'intérêt principal permettent de séparer de manière distincte les immigrants des natifs et les immigrants en fonction de leur durée de résidence dans notre analyse. Dans les enquêtes de l'ESCC, deux variables permettent d'identifier le statut au Canada. La première est celle du pays de naissance divisé en deux catégories : Canada ou autres. La deuxième variable est celle intitulée « immigrant » dont la réponse est : oui ou non. La variable de la durée de résidence est dichotomisée en deux catégories et permet de faire la différence entre les immigrants récents (0-9 ans) et de longues dates (10 ans et plus).

Il est bien connu que les hommes se déclarent en meilleure santé que les femmes alors que l'espérance de vie des femmes est plus longue (Turcotte, 2011). Nous avons donc fait les analyses séparément par sexe.

Comme précédemment énoncé, l'ethnicité permet de cibler les personnes de minorité visible (Bergeron et collab., 2009) et d'évaluer la santé perçue en fonction de l'ethnicité. Dans l'ESCC, la variable de l'ethnicité est divisée en deux catégories : oui ou non, répondant à la question « *êtes-vous de minorité visible ?* ». Mais, dans notre étude à la suite du croisement, de la variable de l'ethnicité avec la population immigrante et native, nous utilisons la classification suivante : nmv¹¹ et immigrant ; nmv et natif ; minorité visible et immigrant ; minorité visible et natif.

Concernant la variable de l'âge, l'étude de Gee et collab. (2004) cible le fait que les motifs d'admission au Canada peuvent changer en fonction de l'âge, du statut socioéconomique et de la santé. En d'autres termes, les personnes âgées entrent pour des raisons familiales ou de santé, alors que les personnes en âge de travailler sont plus susceptibles d'entrer pour des raisons économiques. Dans l'ESCC, les catégories d'âge entre 20-64 ans sont divisées en intervalles de 5 ans. Les

¹⁰ Langue dans laquelle le répondant peut converser

¹¹ L'acronyme « nmv » réfère aux personnes n'appartenant pas à une minorité visible.

tranches d'âges sont : 20-24 ans, 25-29 ans, 30-34 ans, 35-39 ans, 40-44 ans, 45-49 ans, 50-54 ans, 55-59 ans et 60-64 ans. Cette division permet d'évaluer l'impact de l'âge sur la santé perçue.

Dans l'ESCC, les réponses des questions concernant le revenu et le niveau de scolarité ont changé au cours du temps. Pour une analyse continue des deux variables, nous avons eu à faire une harmonisation des catégories des variables du revenu et du niveau de scolarité.

Nous utilisons la variable du plus haut niveau d'études que le répondant a atteint, pour mesurer l'impact de la scolarité. Entre 2001-2014, elle se divise en quatre catégories qui sont : moins d'un diplôme d'études secondaires, diplôme d'étude secondaire, certaine étude postsecondaire et diplôme d'études postsecondaire. Entre 2015-2018, elle se divise en trois catégories soit : études secondaires partielles, diplômes d'études secondaires et aucun diplôme postsecondaire, certificat/diplôme postsecondaire ou grande université. Cependant, il est possible d'harmoniser les valeurs des catégories faites entre 2001-2014 pour les rendre similaires à celle de 2015-2018. En outre, la première catégorie moins d'un diplôme d'études secondaires revient au fait d'avoir partiellement débuté des études secondaires, donc peut être renommée « études secondaires partielles ». La seconde et troisième catégorie soit : diplôme d'étude secondaire et certaine étude postsecondaire forme la seconde catégorie établie entre 2015-2018 « diplômes d'études secondaires et aucun diplôme postsecondaire ». Et enfin, la quatrième catégorie est renommée selon la troisième catégorie établie entre 2015-2018.

La catégorisation du revenu est différente pour l'enquête de 2001 et 2005, comparativement à celle des composantes annuelles 2007-2008, 2009-2010, 2013-2014, 2015-2016 et 2017-2018. Les différentes catégories sont présentées dans le tableau A.1 en annexe. Nous avons recodé la variable en trois catégories pour chaque année : faible (moins de 20 000 \$), moyen (20 000 \$-59 999 \$, excluant ceux de la catégorie entre 50 000 \$-79 999 \$ en 2003 et 2005), élevé (plus de 60 000 \$, incluant la catégorie entre 50 000 \$-79 999 \$ en 2003 et 2005).

La variable de la langue permet de connaître la répartition des répondants ayant la capacité de s'exprimer dans l'une ou les deux langues officielles du Canada. Cette variable se divise en quatre catégories : anglais, français, anglais/français et ni anglais/ni français. Pour faciliter nos analyses, cette variable a été recodée en deux catégories. La première est celle des répondants

pouvant s'exprimer dans l'une des deux langues ou dans les deux langues, et la seconde inclut des répondants ne pouvant converser dans aucune des langues officielles.

L'état matrimonial se divise en 4 catégories : marié (e), union libre, veuf (ve)/séparé(e) ou divorcé (e), et célibataire jamais marié (e). Ces catégories sont laissées telles quelles dans notre analyse.

Le Nunavut, les Territoires du Nord-Ouest et le Yukon sont regroupés en une catégorie du fait de leur faible représentativité à l'échelle individuelle. La majorité des répondants, toutes enquêtes confondues, résident en Ontario, au Québec, en Colombie-Britannique et en Alberta. Cependant, il est bien connu que les immigrants au Canada s'installent principalement dans les provinces du Québec, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique (Statistique Canada, 2017a). Nous avons recodé la variable de la province de résidence en conséquence. Dans notre étude, cette dernière se divise en 4 catégories : Québec, Ontario, Colombie-Britannique et reste du Canada.

La section suivante met en lumière les différentes méthodes d'analyses utilisées avec la variable dépendante et les variables indépendantes précédemment exposées pour répondre à notre question de recherche et nos objectifs.

2.4 Méthodes d'analyse

Pour répondre à notre question de recherche et nos objectifs, sur la base des passages de l'ESCC, nous avons effectué une analyse descriptive, des modèles multivariés et calculé des probabilités prédites. Cependant, il est primordial d'ajuster les données en fonction de la structure par âge. Dans l'ajustement, nous utilisons la méthode de la standardisation directe afin d'appliquer la moyenne de la santé perçue des immigrants et des natifs par âge à la structure par âge des natifs. Cette méthode permettra de neutraliser toute sous-estimation de la santé des immigrants par rapport à celle des natifs du fait de l'écart d'âge¹².

2.4.1 Analyse descriptive

La méthodologie employée vise à établir des associations entre les variables dans des tableaux croisés ou à comparer des courbes dans des graphiques. En gros, il s'agit de montrer l'évolution du rapport entre la santé et la durée de résidence entre 2001 et 2018 selon les

¹² Les stocks d'immigrants sont plus vieux que les stocks de natifs

regroupements de nos variables indépendantes principales (i.e., le sexe, le revenu et l'ethnicité.). Avant de procéder à une telle analyse, nous avons au préalable standardisé les données par âge.

2.4.1.1 Méthode de la standardisation directe

La méthode de la standardisation d'un taux vise à éliminer les effets que la structure par âge peut avoir sur la comparaison entre deux populations différentes. En effet, des taux ou des proportions d'individus en santé dans notre cas ne peuvent être comparés que si la structure par âge des populations étudiées est la même.

Les stocks d'immigrants sont en général plus âgés que les natifs, et que les moyennes d'âge de ces stocks tendent en plus à augmenter avec les années. Par exemple en 2006, l'âge moyen des immigrants était de 47 ans alors que celui des natifs était de 39 ans (Caron Malenfant et collab., 2011). Dans l'ESCC de 2005, l'âge moyen des immigrants se trouve dans le groupe d'âge 45-49 ans et celui des natifs dans le groupe d'âge 35-39 ans. Entre 2017-2018, la moyenne d'âge était entre 50-54 ans pour les immigrants et entre 40-44 ans pour les natifs dans l'ESCC. Une mesure non standardisée conduirait à sous-estimer la santé des immigrants par rapport à celle des natifs, et ce d'autant plus que nous avancerions dans le temps entre 2001 et 2018. Dans l'optique de neutraliser l'effet de ces différences de structure par âge, deux options sont proposées. La première consiste à calculer des taux par groupes d'âges et ensuite de comparer, pour chaque groupe d'âges, les taux obtenus pour les différentes populations. La seconde option est de procéder à une standardisation des taux (i.e., faire un ajustement pour neutraliser l'effet de l'âge), afin de faire la comparaison des taux des différentes populations à travers le temps. Les deux méthodes généralement employées sont celle de la standardisation directe et celle de la standardisation indirecte. Dans le cadre de notre analyse, nous avons opté pour la standardisation directe. De manière générale, le but de cette méthode est d'appliquer les taux par âge des populations qui sont étudiées à la population de référence (Choinière, Muecke, et Institut national de santé publique du Québec, 2005). Au lieu d'appliquer des taux par âge comme il est fait communément en démographie, nous avons appliqué les moyennes de la santé perçue des immigrants et des natifs par âge pour chaque année à la structure par âge des natifs de 2001, qui est notre population standard. Cette standardisation reflète, ce que la moyenne de santé perçue dans la population qui est étudiée serait si cette dernière avait la même structure par âge que la population standard (Choinière, Muecke, et Institut national de santé publique du Québec, 2005). Malgré l'efficacité de

cette méthode, cette dernière est limitée lorsque le calcul implique de petits effectifs, un problème qui ne doit pas nous concerner vu la taille conséquente de l'échantillon de l'ESCC.

2.4.2 Analyse multivariée

2.4.2.1 Modèle de régression log-log complémentaire

Il est important d'effectuer à la suite des analyses descriptives, des analyses multivariées afin d'étudier de manière approfondie la façon dont les variables explicatives affectent la variable expliquée en ajustant le rôle de chacune. Pour effectuer cette analyse, nous avons utilisé le modèle de régression log-log complémentaire ou modèle de régression cloglog (Stata, s. d.). Ce modèle est idéal pour les variables dépendantes binaires et s'adapte à la manière dont notre variable de santé perçue a été conçue¹³. L'exponentiel des coefficients estimés par le modèle produit un risque relatif d'un groupe par rapport à un autre groupe, une métrique plus aisément interprétable à notre avis que le rapport de cotes. Par exemple, il permet d'estimer le risque relatif pour un immigrant de se déclarer en mauvaise santé par rapport à un natif. Comme le modèle logistique, il permet le calcul d'erreur type robuste et de s'ajuster en fonction de la complexité du design d'une enquête, qui peut inclure des poids d'échantillonnage (Stata, s. d.). La majorité des études sur l'ESIBS, incluant celles citées dans la revue de la littérature, utilisent le modèle de régression logistique pour leur analyse explicative, afin d'estimer les rapports de cotes ou « odd ratio ». La métrique et la mesure des deux modèles est certes différentes, mais la logique derrière les résultats reste la même que les interprétations à tirer des coefficients. Il est important de noter que les non-répondants ont été supprimés de notre analyse, car ils ne représentaient qu'un léger pourcentage dans les différentes catégories. Par exemple pour la santé perçue, la proportion de non-réponses est inférieure ou égale à 0,2 % pour les femmes et 0,1 % pour les hommes entre 2001 et 2018. Pour les variables indépendantes, la proportion de non-réponses ressort à moins de 5 % des données pour les hommes et les femmes.

Dans l'optique de spécifier le rôle des variables explicatives dans l'ESIBS, nous avons pris pour exemple d'analyse dans un premier temps l'année 2001, qui est la première année d'observation, et l'année 2017-2018, la dernière. Nous avons analysé la variable sur la santé perçue

¹³ La santé perçue est divisée en deux catégories, la première est celle de ceux qui perçoivent positivement leur santé (excellente, très bonne, bonne) et la seconde ceux qui la perçoivent négativement (passable, mauvaise) (Gee et collab., 2004).

et les variables indépendantes de manière isolée, afin de voir comment chaque variable agit individuellement sur la santé perçue. Ensuite, nous avons ajouté les ajustements pour l'âge, le sexe, tout en intégrant les variables de contrôle relatives au statut sociodémographique et socioéconomique, de manière successive, afin de saisir le rôle de chacun de ces facteurs sur la santé perçue. Par la suite, nous avons ajouté des interactions, l'une entre l'appartenance à une minorité visible et le statut migratoire et l'autre entre le revenu et le statut migratoire. Cela a permis de mieux saisir et visualiser la relation entre ses différentes variables et leur impact sur la santé perçue. En dernier lieu, afin d'évaluer le rôle qu'a pu avoir le statut au Canada et la durée de résidence au cours des 20 dernières années, nous avons rassemblé les données de 2001 à 2018 et nous avons introduit dans le modèle des interactions entre ces facteurs et l'année de l'enquête.

2.4.2.2 Probabilités prédites

L'une des étapes de notre analyse est le calcul de probabilités prédites où nous avons calculé les valeurs prédites de la santé perçue. En d'autres termes, c'est la probabilité de se déclarer en mauvaise santé pour un immigrant (récent ou de longue date) ou un natif, étant donné l'année d'enquête, l'âge, le revenu, la langue et le niveau de scolarité. Nous avons par exemple calculé la probabilité qu'un individu (homme ou femme) se déclare en mauvaise santé en 2001 ou 2018 étant donné son statut migratoire au Canada et les autres variables indépendantes. Ces valeurs ont été obtenues grâce à la commande *predict* dans Stata, sur la base des risques relatifs estimés par le modèle cloglog et des autres variables du modèle. Cette post-estimation nous a permis ensuite de construire des graphiques où l'évolution de la santé est présentée de manière synthétique, et plus aisée à saisir qu'au moyen des tableaux d'analyse multivariée.

Chapitre 3 – Résultats

Le chapitre 3 présente les différents résultats obtenus à la suite des analyses faites sur la base des données et méthodes énoncées dans le chapitre précédent. Nous présentons la répartition selon le sexe des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques dans l'ESCC, 2001 à 2017-2018 et les résultats de la comparaison de l'évolution de la santé perçue entre les natifs et les immigrants effectués à l'aide de la méthode standardisation directe. Par la suite, nous exposons les différents résultats obtenus suivant le modèle de régression log-log complémentaire et les probabilités prédites issues de ces modèles.

3.1 Analyses descriptives

3.1.1. Distribution de la santé perçue selon les variables indépendantes et le sexe entre 2001 et 2018

Le tableau 1 présente les proportions pondérées¹⁴ pour les principales variables de cette étude, soient le sexe, la santé perçue, le statut migratoire, l'âge, le revenu, le niveau de scolarité, l'ethnicité, la langue parlée, l'état matrimonial et la province de résidence.

Tout d'abord, entre 2001 et 2009-2010 la proportion d'hommes est supérieure à celle des femmes puis l'inverse est observé à partir de 2013-2014 jusqu'à la fin de la période d'étude, bien que dans tous les cas, les différences sont faibles. Tout comme il a été noté dans la littérature, les hommes se déclarent en meilleure santé par rapport aux femmes. Mais, encore une fois, la différence est minime. Par exemple en 2001, la proportion d'hommes et de femmes déclarant respectivement une bonne santé était de 90,1 % et de 89,8 %. Ces proportions de bonne santé déclarée sont très élevées, essentiellement parce que les données portent sur l'ensemble des 20 à 64 ans, c'est-à-dire des âges où ces proportions sont généralement élevées, surtout chez les plus jeunes.

Comme on pouvait s'y attendre, la proportion de natifs est supérieure à celles des immigrants (voir également les tableaux A.2 et A.3 en annexe). Néanmoins, la proportion d'immigrants récents (0-9 ans) et de longue date (10 ans et plus), en particulier celle des femmes,

¹⁴ Les proportions présentées ont été pondérées au préalable afin d'éviter toute sous-estimation.

a augmenté dans le temps (voir également les tableaux A.2 et A.3 en annexe). Les immigrants récents et de longues dates représentaient 6,4 % et 14,7 % de l'échantillon masculin en 2001 et les femmes 6,1 % et 14,6 %, tandis qu'en 2018 les proportions sont respectivement de 7,8 % et 17,2 % pour les hommes et 8,6 % et 17,4 % pour les femmes.

Par ailleurs, la majeure partie des individus est âgée entre 30-34 ans et 55-59 ans peut s'exprimer en anglais et en français, est mariée, et est installée dans la province d'Ontario et du Québec. Une minorité de personnes n'ont pas de diplôme d'études secondaires, ont un faible revenu et appartiennent à une minorité visible. Ces tendances sont observées pour les hommes comme pour les femmes (voir également les tableaux A.2 et A.3 en annexe).

Tableau 1. – Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques selon le sexe dans l'ESCC, 2001 à 2017-2018

Années d'enquête	Proportions pondérées %							
	2001		2003		2005		2007-2008	
Noms des variables	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Sexe	50,2	49,8	50,5	49,5	50,5	49,5	50,5	49,5
Santé perçue								
Bonne Santé	90,9	89,8	91,8	90,2	91,2	90,9	90,8	90,5
Mauvaise santé	9,1	10,2	8,3	9,8	8,8	9,1	9,2	9,6
Statut migratoire								
Natifs	78,9	79,3	79,0	79,5	79,0	78,9	77,6	77,3
Immigrants	21,1	20,7	21,0	20,5	29,3	21,1	22,4	22,8
Durée de résidence								
0-9 ans (immigrants récents)	6,4	6,2	6,1	5,7	6,2	6,2	6,8	6,9
10 ans et plus (immigrants de longue date)	14,7	14,6	14,8	14,9	14,8	14,9	15,6	15,9
Âge								
20-24ans	10,6	10,5	10,6	9,9	10,6	9,9	10,4	9,7
25-29ans	10,8	10,7	10,7	10,9	10,6	11,1	10,8	11,6
30-34ans	11,8	11,7	10,7	11,4	10,5	11,3	11,2	10,8
35-39ans	13,9	14,1	13,4	13,3	11,9	11,8	11,1	11,8
40-44ans	14,7	14,6	14,8	14,6	14,6	14,1	13,2	12,8
45-49ans	12,5	12,9	12,1	12,6	12,8	13,3	12,6	13,1
50-54ans	10,9	10,9	11,2	11,2	11,3	11,6	12,1	11,9
55-59ans	8,4	8,1	9,5	9,2	10,0	9,6	10,7	10,4
60-64ans	6,3	6,4	7,0	6,8	7,8	7,3	7,8	7,8
Langue								
Anglais/Français	97,9	97,5	98,9	98,3	99,3	98,8	99,0	98,4
Ni anglais/Ni français	2,1	2,5	1,1	1,7	0,8	1,2	1,0	1,6
Niveau de scolarité								
Diplôme d'étude partiel	17,6	15,8	13,7	12,6	12,1	10,1	11,2	9,3
Diplôme secondaire	27,7	30,2	27,0	27,9	24,8	24,5	24,4	24,6
/aucun diplôme postsecondaire certificat/diplôme postsecondaire ou université	54,7	54,0	59,4	59,5	63,2	65,4	64,4	66,1
Revenu								
Bas	6,1	8,6	4,7	6,5	4,1	5,6	19,1	25,6
Moyen	32,9	37,6	28,7	33,6	25,6	31,2	17,1	18,2
Élevé	61,0	53,7	66,5	59,9	70,3	63,2	63,8	56,2
Minorité visible								
Oui	85,8	85,7	84,0	84,7	83,1	83,2	80,2	79,8
Non	14,2	14,3	16,0	15,3	16,9	16,8	19,8	20,2
État matrimonial								
Marié	56,6	57,2	57,5	57,0	56,4	55,4	54,1	52,8
Union Libre	11,4	10,9	11,2	11,7	13,3	13,3	13,5	14,0
Veuf/séparé/divorcé	7,4	12,6	6,7	11,9	6,5	11,7	7,1	12,7
Célibataire jamais marié	24,7	19,3	24,6	19,4	23,8	19,6	25,4	20,5
Province								
Reste du Canada	24,2	23,8	23,9	23,4	24,0	23,8	24,7	24,1
Québec	25,2	24,9	24,3	24,1	24,5	24,0	24,3	24,0
Ontario	38,0	38,6	39,3	39,7	38,9	39,5	38,4	38,9
Colombie-Britannique	12,5	12,7	12,6	12,8	12,7	12,7	12,7	13,0
n (échantillon)	37 483	41 442	35 227	39 382	36 177	40 484	34 070	38 844
N. (pondérée)	8 418 942	8 349 953	8 292 169	8 134 421	8 601 244	8 438 157	8 708 368	8 548 427

Tableau 1. – Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques selon le sexe dans l’ESCC 2001 à 2017-2018 (suite)

Années d’enquête	Proportions pondérées %							
	2009-2010		2013-2014		2015-2016		2017-2018	
Noms des variables	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Sexe	50,7	49,3	49,7	50,3	50,0	50,0	49,8	50,2
Santé perçue								
Bonne Santé	90,5	90,9	90,2	90,5	91,3	90,4	91,2	90,3
Mauvaise santé	9,6	9,1	9,8	9,6	8,7	9,6	8,8	9,7
Statut migratoire								
Natifs	77,5	77,6	75,6	74,1	76,0	75,4	75,1	74,0
Immigrants	22,5	22,5	24,4	25,9	24,0	24,6	24,9	26,0
Durée de résidence								
0-9 ans (immigrants récents)	6,9	7,1	7,9	8,7	7,0	7,3	7,8	8,6
10 ans et plus (immigrants de longue date)	15,6	15,4	16,6	17,2	17,0	17,3	17,2	17,4
Âge								
20-24ans	11,9	9,1	10,2	10,6	10,2	9,3	9,9	9,1
25-29ans	11,0	11,6	10,4	11,3	10,4	10,5	10,8	10,9
30-34ans	11,0	10,6	12,0	10,6	12,0	12,7	11,9	12,3
35-39ans	10,3	11,3	10,3	11,0	10,3	10,1	11,1	11,4
40-44ans	11,1	12,3	10,7	11,1	10,7	10,5	10,6	10,5
45-49ans	10,9	13,2	11,3	10,6	11,3	11,7	10,9	10,7
50-54ans	12,0	12,5	12,3	13,0	12,3	12,3	11,4	11,5
55-59ans	11,9	10,8	12,2	11,8	12,2	11,9	12,1	11,9
60-64ans	9,9	8,5	10,6	10,0	10,6	11,0	11,3	11,6
Langue								
Anglais/Français	98,8	98,5	99,2	98,6	99,3	99,1	99,3	99,1
Ni anglais/Ni français	1,2	1,5	0,8	1,4	0,7	0,9	0,7	0,9
Niveau de scolarité								
Diplôme d’étude partiel	10,6	8,8	10,0	7,6	8,7	7,6	8,5	5,9
Diplôme secondaire /aucun diplôme postsecondaire	23,6	23,3	26,7	24,3	23,2	21,1	24,3	21,3
certificat/diplôme postsecondaire ou université	65,8	68,0	63,3	68,1	68,1	71,3	67,3	72,8
Revenu								
Bas	6,4	8,0	5,6	7,1	5,0	6,6	13,6	17,4
Moyen	28,4	33,0	27,6	31,9	23,0	26,1	12,0	13,3
Élevé	65,2	59,0	66,8	60,9	72,0	67,4	74,4	69,3
Minorité visible								
Oui	80,5	79,6	75,4	74,2	78,1	77,3	75,8	75,7
Non	19,5	20,4	24,6	25,8	21,9	22,7	24,2	24,3
État matrimonial								
Marié	54,1	53,5	50,2	51,1	50,2	50,5	49,6	50,2
Union Libre	14,5	14,0	13,8	13,6	14,9	14,5	15,4	15,2
Veuf/séparé/divorcé	7,4	12,3	7,2	12,0	6,7	11,6	6,5	10,8
Célibataire jamais marié	24,0	20,3	28,9	23,3	28,3	23,4	28,5	23,8
Province								
Reste du Canada	25,2	24,5	25,8	25,1	25,4	24,6	24,8	24,4
Québec	24,3	24,1	22,8	22,5	23,8	23,6	23,8	23,7
Ontario	37,8	38,4	38,5	39,3	37,9	38,9	38,7	39,1
Colombie-Britannique	12,8	13,0	12,9	13,1	12,9	12,8	12,7	12,8
n (échantillon)	31 290	35 786	32 502	39 628	27 886	31 850	28 475	32 730
N. (pondérée)	8 781 509	8 545 310	10 093 628	10 218 035	9 527 754	9 536 002	9 729 439	9 796 124

Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

3.1.2 Comparaison de l'évolution de la santé perçue entre les natifs et les immigrants

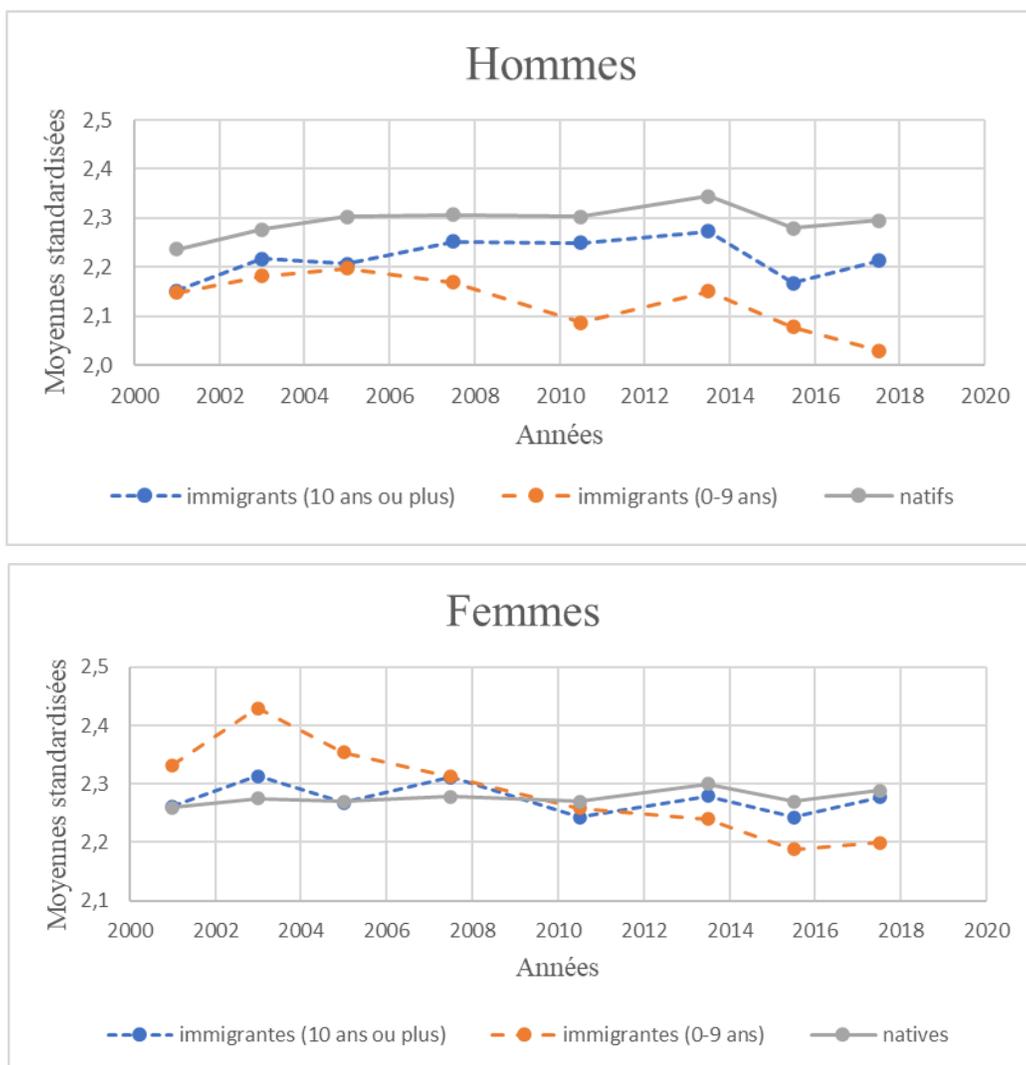
Différentes représentations graphiques ont été réalisées, afin de montrer les différences de santé entre les immigrants et les natifs, puis entre les immigrants entre eux selon la durée de résidence, mais toujours en comparaison avec les natifs. Nous montrons les résultats corrigés pour les différences relatives à la structure par âge en fonction du sexe, du statut migratoire au Canada, du revenu et de l'ethnicité. Rappelons que, plus la moyenne pondérée est haute, plus les répondants déclarent une mauvaise santé perçue.

A) Comparaison selon le sexe

Il est important d'étudier les hommes et les femmes de manière distincte, car les hommes se déclarent en meilleure santé que les femmes alors que l'espérance de vie des femmes est plus longue (Turcotte, 2011). La figure 1 montre la comparaison de la santé moyenne perçue des immigrants à celle des natifs selon la durée de résidence et le sexe. De manière générale, la perte de l'avantage en santé avec la durée de résidence paraît avérée pour les deux sexes. Nous observons en effet que les immigrants récents (0-9 ans) se déclarent en meilleure santé que les natifs et les immigrants de longue date (10 ans ou plus), et que les immigrants se déclarent en moins bonne santé avec la durée de résidence. Cependant, pour les femmes, cette observation n'est valable que durant les périodes d'enquête plus récente. En effet, entre 2001 et 2007-2008 les immigrantes récentes déclarent une moins bonne santé par rapport aux natives et aux immigrantes de longue date. Ce résultat n'est pas mis en évidence dans les études passées et que nous avons principalement abordées dans la revue de la littérature. Nous y reviendrons dans la discussion.

L'écart de santé est plus grand entre les immigrants récents (0-9 ans) et les natifs qu'entre les immigrants de longue date et les natifs. Cette tendance est aussi bien observée chez les hommes comme chez les femmes (à partir de 2013-2014). Le rôle de la durée de résidence comme possible facteur contributif à la dissipation de l'avantage de santé des immigrants s'est maintenu durant la période d'observation, en particulier pour les hommes. Toutefois, la perte semble moins importante chez les femmes que chez les hommes et une amélioration de santé est remarquée pour les femmes entre 2013 et 2018, en particulier pour les immigrantes récentes et de longue date (la courbe grise, i.e., pour les natives, reste assez stable durant la période).

Figure 1. – Santé moyenne perçue selon le sexe, la durée de résidence et le statut migratoire au Canada



Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

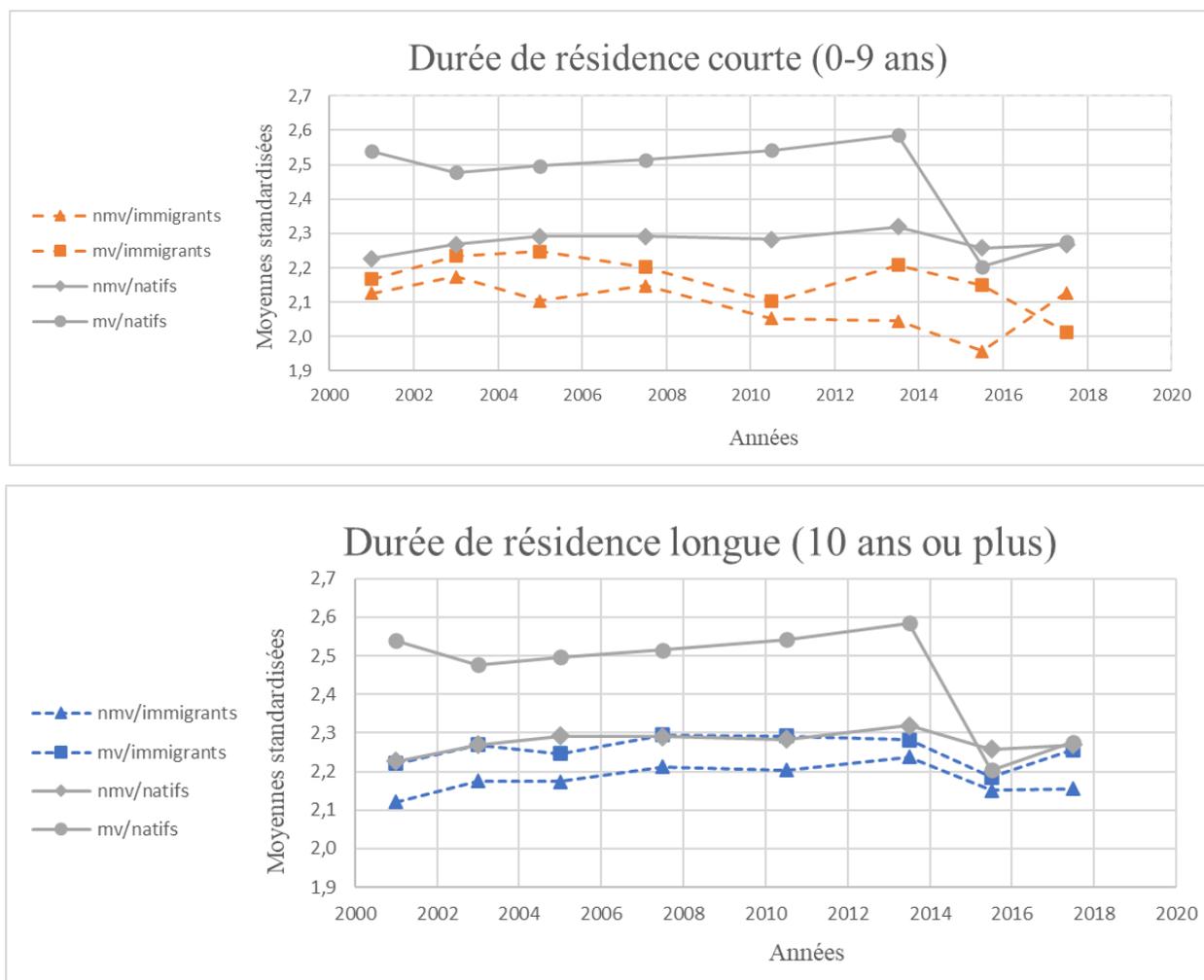
Note : La population de référence correspond aux natifs et natives réunis en 2001

Lecture : Moyenne de la santé perçue (corrigée selon l’âge) des scores de santé, variant de 1-excellente à 5-mauvaise

B) Comparaison selon l’appartenance à une minorité visible

Lorsqu’on compare (figures 2 et 3) les immigrants et les natifs selon l’ethnicité et le sexe, nous constatons principalement que : les minorités visibles/natifs se déclarent en moins bonne santé que les minorités visibles/immigrants, les nmv/immigrants et les nmv/natifs. Cette tendance est similaire chez les hommes et les femmes.

Figure 2. – Santé moyenne perçue des immigrants et natifs selon l'appartenance à une minorité visible et la durée de résidence



Source : Calculs de l'auteure à partir des données de l'ESCC de 2001 à 2018

Note : La population de référence correspond aux natifs et natives réunis n'appartenant pas à une minorité visible en 2001

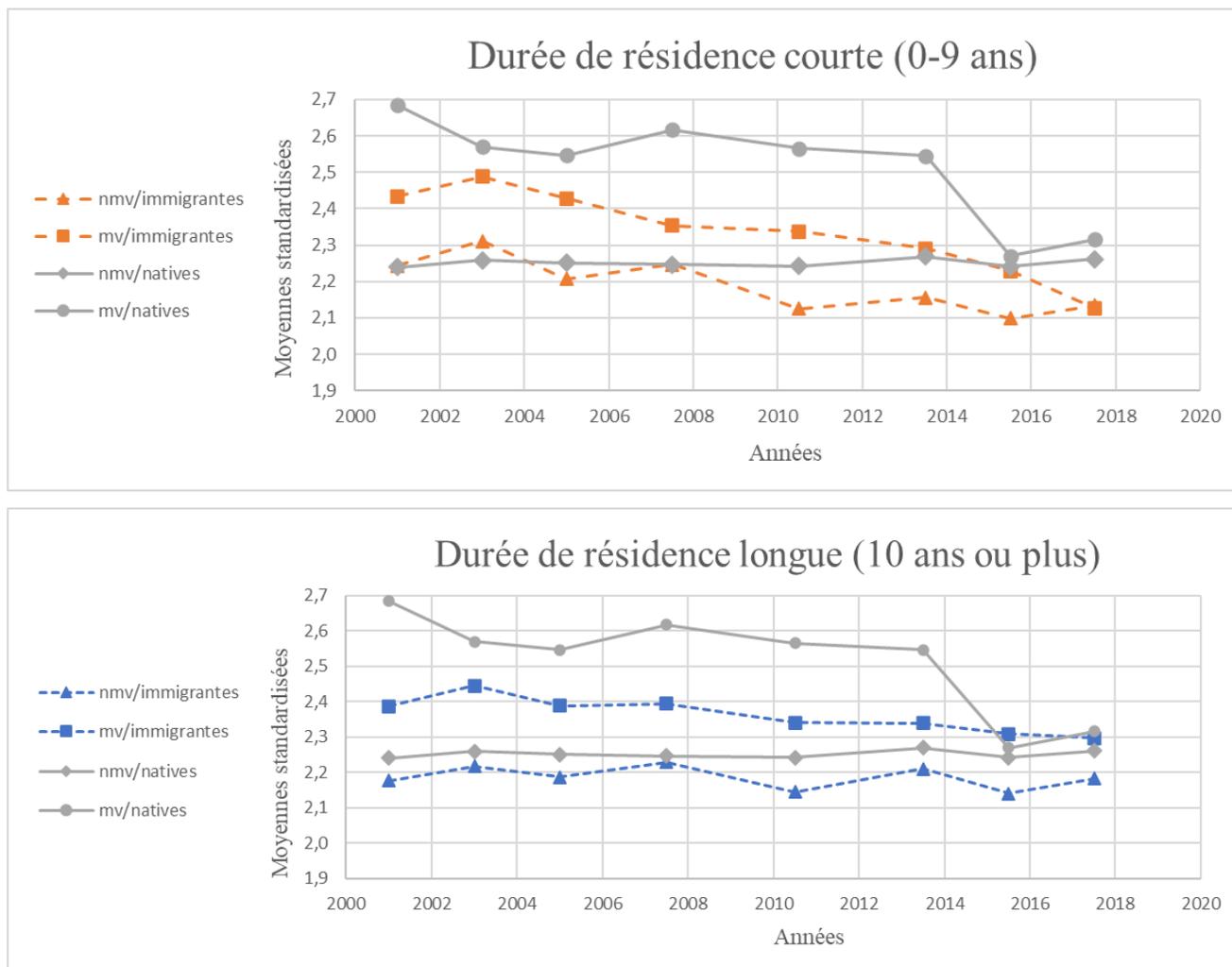
L'acronyme « nmv » est utilisé pour désigner les personnes n'appartenant pas à une minorité visible et l'acronyme « mv » pour désigner les personnes faisant partie d'une minorité visible

Lecture : Moyenne de la santé perçue (corrigée selon l'âge) des scores de santé, variant de 1-excellente à 5-mauvaise

La figure 2 montre que les immigrants récents de minorité visible se déclarent en moins bonne santé que ceux n'appartenant pas à une minorité visible, mais en meilleure santé que les natifs n'appartenant pas à une minorité visible. Cependant, les immigrants de longue date et de minorité visible déclarent une santé assez similaire à celle des natifs alors que les immigrants n'appartenant pas à une minorité visible se démarquent avec une meilleure santé. Notons la baisse

suspecte de la courbe jaune pour les minorités visibles natives à partir de 2015-2016 ; il y a fort probablement un problème dans les données de bases, nous y reviendrons dans la discussion.

Figure 3. – Santé moyenne perçue des immigrants et natives selon l'appartenance à une minorité visible et la durée de résidence



Source : Calculs de l'auteure à partir des données de l'ESCC de 2001 à 2018

Note : La population de référence correspond aux natifs et natives réunis n'appartenant pas à une minorité visible en 2001

L'acronyme « nmv » est utilisé pour désigner les personnes n'appartenant pas à une minorité visible et l'acronyme « mv » pour désigner les personnes faisant partie d'une minorité visible

Lecture : Moyenne de la santé perçue (corrigée selon l'âge) des scores de santé, variant de 1-excellente à 5-mauvaise

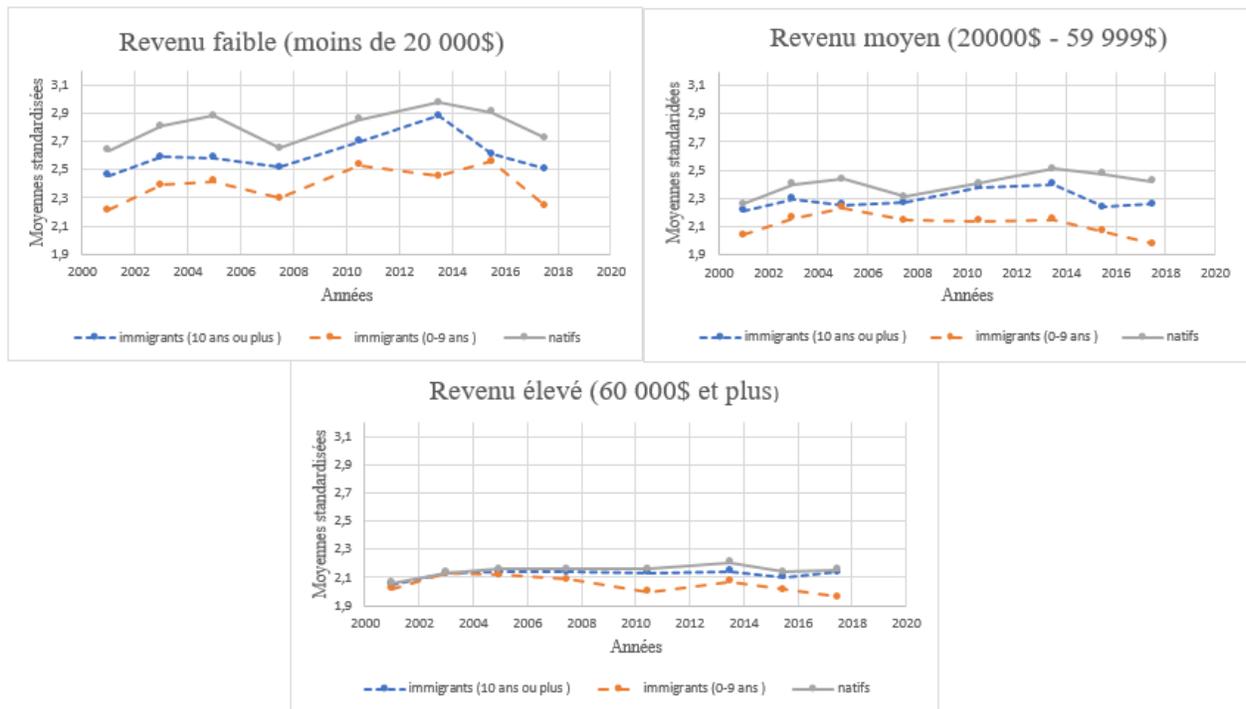
Lorsqu'on regarde la figure 3, montrant les mêmes analyses pour les femmes, nous constatons que les immigrantes récentes appartenant à une minorité visible déclarent une moins bonne santé comparativement aux natives, excepté en 2017-2018, où leur santé est similaire à celle des immigrantes récentes n'appartenant pas à une minorité visible. Cette tendance est également observée pour les immigrantes de longue date, mais durant toute la période d'observation. Nous constatons également le même changement abrupt comme pour les hommes à l'année 2015-2016 ; nous reviendrons sur ce fait dans la discussion pour y apporter des éléments d'explication.

C) Comparaison de l'évolution selon le revenu

Les figures 4 et 5 montrent l'évolution de la santé moyenne perçue des immigrants et des natifs chez les hommes et les femmes en fonction de la durée de résidence et du revenu. Les immigrants récents se déclarent toujours en meilleure santé que les natifs et les immigrants de longue date quel que soit le revenu, mais les différences entre les groupes sont notablement plus importantes chez les revenus faibles. Les différences entre les natifs et les immigrants de longue date chez les revenus élevés semblent s'accroître dans les périodes les plus récentes, mais les différences demeurent faibles par rapport à celles constatées pour les autres catégories de revenu.

Nous constatons également peu de différences entre statuts de nationalité pour les femmes chez les revenus élevés. Les différences sont plus marquées dans la catégorie des revenus faibles et, dans une moindre mesure, dans celle des revenus moyens, quoique les tendances soient moins nettes et systématiques que pour les hommes (les courbes se croisent au fil des années). Notons la hausse suspecte de la courbe bleue pour les immigrantes récentes en 2013-2014 ; il y a fort probablement un problème dans les données de bases (nous y reviendrons dans la discussion).

Figure 4. – Santé moyenne perçue des hommes immigrants et des natifs selon la durée de résidence et le revenu au Canada

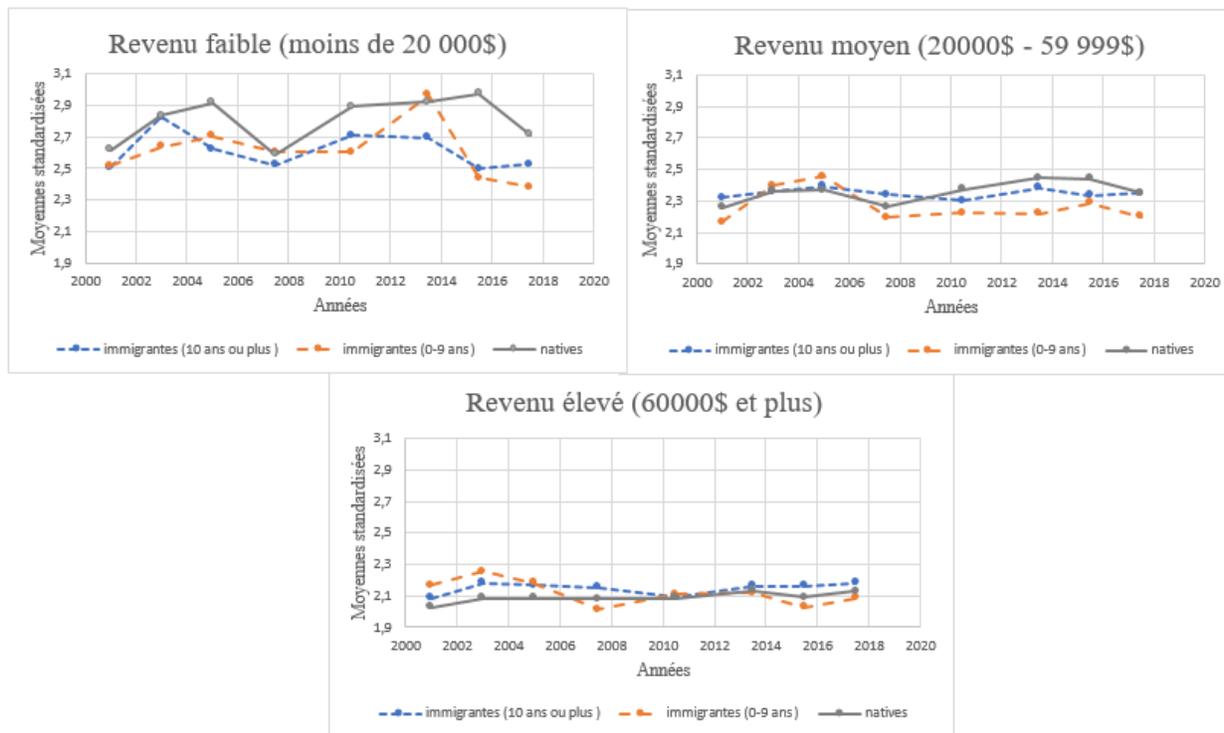


Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

Note : La population de référence correspond aux natifs et natives réunis en 2001

Lecture : Moyenne de la santé perçue (corrignée selon l’âge) des scores de santé, variant de 1-excellente à 5-mauvaise

Figure 5. – Santé moyenne perçue des femmes immigrantes et des natives selon la durée de résidence et le revenu au Canada



Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

Note : La population de référence correspond aux natifs et natives réunis en 2001

Lecture : Moyenne de la santé perçue (corrigée selon l’âge) des scores de santé, variant de 1-excellente à 5-mauvaise

Les résultats obtenus dans notre analyse descriptive nous donnent un aperçu de ce qui pourra être retrouvé dans nos modèles multivariés. Dans la section suivante, nous verrons que le rôle de la durée de résidence comme possible facteur contributif à la dissipation de l’avantage de santé des immigrants s’est maintenu durant la période d’observation, en particulier pour les hommes, et que l’amélioration de santé pour les femmes reste remarquable. De même, nous pourrions confirmer que l’appartenance à une minorité visible et le fait d’avoir un revenu faible pour les immigrants a des effets négatifs sur la santé perçue des immigrants selon la durée de résidence par rapport aux natifs.

3.2 Modèles multivariés

3.2.1 Spécification du rôle des variables explicatives dans l'ESIBS

Afin de spécifier le rôle des variables explicatives dans l'ESIBS, nous avons pris pour exemple d'analyse l'année 2001, qui est la première année d'observation et l'année 2017-2018, la dernière. Cette analyse, d'abord univariée, nous permet d'observer si l'influence des différentes variables conjuguées à la durée de résidence sur la santé perçue des immigrants par rapport aux natifs s'est modifiée dans le temps. Le tableau 2 présente le risque relatif individuel en fonction de chaque variable indépendante de déclarer une mauvaise santé, toujours en distinguant le sexe.

De manière générale, les différences par nativité se sont accentuées avec le temps. En 2001, les immigrants récents avaient un risque de 46,6 % (=1-0,534) moins élevé de déclarer une mauvaise santé par rapport aux natifs alors que ce risque était plus faible de 54,4 % en 2018. Le même constat est fait pour les femmes, mais le risque relatif n'est pas significatif en 2001, ce qui semble contredire la présence d'un ESIBS pour ces dernières en début de période. Des tendances différentes sont observées pour les immigrants de longue date : alors qu'ils déclaraient une moins bonne santé que les natifs en 2001 (phénomène appelé « offshoot » en anglais), les différences avec les natifs s'effacent pratiquement pour la dernière période d'observation (n, le risque relatif n'est pas significatif au seuil de 5 %).

Concernant la variable de l'âge, nous constatons bien entendu que plus un individu est âgé plus le risque de se déclarer en mauvaise santé est important. Cependant, le risque, par rapport à la catégorie de référence des 20-24 ans, augmente de manière plus prononcée avec l'âge en 2001 qu'en 2018. Ensuite, nous pouvons observer que le risque de déclarer une mauvaise santé est 61,4 % et de 81,6 %, respectivement, plus élevé pour un homme et une femme ne pouvant s'exprimer dans l'une ou l'autre des deux langues officielles. L'importance de la langue semble, comme l'âge, s'être accentuée dans le temps, alors que le risque de déclarer une mauvaise santé passe d'environ 1,5 à 2 chez ceux qui ne parlent ni l'une ni l'autre des langues officielles par rapport à ceux et celles qui les parlent. Notons que cette variable recoupe en partie la variation couverte par la nativité, car elle n'opère des distinctions que chez les immigrants et pas les natifs. Cela ne pose pas de problème statistique notable pour cette variable dans la mesure où la variable de nativité est également incluse dans le modèle, mais il faut toutefois garder cet aspect à l'esprit lorsque vient

le temps d'interpréter son rôle. Comme attendu, les personnes ayant un haut niveau de scolarité et un revenu moyen ou élevé se déclarent en meilleure santé. Ces tendances sont les mêmes pour les hommes et pour les femmes et sont significatives au seuil de 5 %. En 2001, le statut de minorité visible confère des risques plus élevés de se déclarer en mauvaise santé, surtout chez les femmes (20,7 %). En 2018, le risque n'est pas significatif au seuil de 5 %.

Tableau 2. – Risques relatifs chez les hommes et les femmes de se déclarer en mauvaise santé selon les facteurs sociodémographiques et socioéconomiques

VARIABLES	Risques relatifs			
	Hommes		Femmes	
	2001	2018	2001	2018
Statut migratoire				
Natifs	Référence			
Immigrants 0-9 ans	0.534***	0,456***	0,816	0.479***
Immigrants 10 ans et plus	1.203*	0,922	1.470***	1,091
Âge				
20-24 ans	Référence			
25-29 ans	0,839	1,071	1,002	1,156
30-34 ans	1,136	1,016	0,953	1,02
35-39 ans	1.309*	0,907	1.320*	1,19
40-44 ans	1.873***	1,049	1.801***	1.531**
45-49 ans	2.281***	1.413*	2.291***	1.834***
50-54 ans	3.041***	1.890***	2.965***	2.330***
55-59 ans	3.731***	1.961***	3.194***	2.245***
60-64 ans	5.235***	2.520***	4.072***	2.958***
Langue				
Anglais/Français	Référence			
Ni Anglais/ni Français	1.614*	2.129*	1.816***	2.442**
Niveau de scolarité				
Études secondaires partielles	Référence			
Diplôme d'étude secondaire /postsecondaire	0.404***	0.450***	0.356***	0.462***
Certificat/diplôme postsecondaire ou université	0.293***	0.290***	0.272***	0.284***
État matrimonial				
Marié	Référence			
Union Libre	0.873†	1,155	0.848*	0,906
Veuf/Séparé/Divorcé	2.011***	2.624***	2.198***	2.172***
Célibataire jamais marié	0,905	1.587***	1,031	1.272**
Province				
Autres	Référence			
Québec	0.818**	0.777**	0,993	0.769***
Ontario	0,956	0,915	0,971	1,055
Colombie britannique	1,018	0,896	1,047	1.178†
Minorité visible				
Non	Référence			
Oui	0.822*	0.821 †	1.207*	0,929
Revenu				
Bas	Référence			
Moyen	0.436***	0.661***	0.537***	0.565***
Élevé	0.242***	0.322***	0.251***	0.354***
n	37 483	28 475	41 442	32 730
N	8 418 942	9 729 439	8 349 953	9 796 124

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, †p<0,1

Source : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes de 2001/2018

Nous notons en outre que les personnes veuves, séparées ou divorcées ont un risque plus élevé de se déclarer en mauvaise santé comparativement aux personnes mariées, il en est de même pour les célibataires jamais mariés et pour les personnes en union libre. Ce risque est beaucoup plus élevé en 2018, comparativement à 2001. Les personnes vivant au Québec se déclarent en meilleure santé que les personnes installées dans les autres provinces du Canada. Cette tendance est observée pour les hommes comme pour les femmes.

3.2.1.1 Analyse du rôle des variables explicatives conjuguées à la durée de résidence

Contrairement aux modèles précédents, où les variables étaient étudiées de manière isolées, les modèles suivants montrent l'effet de l'ajout d'une variable indépendante sur le modèle précédent, pour les années 2001 et 2018, ce qui nous permet d'analyser le rôle de chaque variable explicative, parfois conjuguée à la durée de résidence, sur la santé perçue. Les tableaux 3 et 4 montrent les résultats pour les hommes, et les tableaux 5 et 6 ceux des femmes.

Le modèle 1 correspond aux résultats obtenus dans le tableau 2 concernant le statut migratoire. Avec l'ajout de l'âge dans le modèle 2, nous constatons une dynamique différente pour les immigrants récents et de longue date dans les deux années et pour les deux sexes. L'ajout de l'âge diminue la taille de l'effet pour la variable de nativité, surtout pour les immigrants récents, et crée l'effet inverse pour les immigrants de longue date. Cet effet inverse entre les deux catégories d'immigrants est principalement causé par le fait que les immigrants récents sont en moyenne plus jeunes que les immigrants de longue date et les natifs, tandis que les immigrants de longue date sont en moyenne plus âgés que les natifs. En d'autres mots, la perte de l'avantage en santé associée à la durée de résidence constatée dans le modèle 1 (et au tableau 2) pour les immigrants de longue date était en partie un effet d'âge. De même pour les immigrants récents, qui paraissaient plus en santé dans un modèle sans ajustement pour l'âge : leur plus grand avantage de santé au modèle 1 résultait en partie d'un effet d'âge également, mais jouant dans le sens inverse.

Tableau 3. – Risques relatifs chez les hommes immigrants selon la durée de résidence et les natifs en 2001 au Canada : Influence des facteurs déterminants l’autoévaluation de la santé perçue

VARIABLES	Risques relatifs								
	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)	M(7)		
Statut migratoire					Intéraction		Intéraction		
Natifs			Référence						
Immigrants 0-9 ans	0.534***	0.664*	0.581**	0.692†	0.684†	0,742	0.497***	0.433**	0.471**
Immigrants 10 ans et plus	1.203*	0,977	0,947	1,039	1,033	1,083	0,988	0,828	0,864
Âge									
20-24 ans			Référence						
25-29 ans		0,841	0,839	1,054	1,054	1,057	1,001	0,999	0,998
30-34 ans		1,15	1,15	1.629**	1.629**	1.641***	1.497**	1.499**	1.499**
35-39 ans		1.326*	1.329*	1.886***	1.887***	1.908***	1.739***	1.738***	1.734***
40-44 ans		1.833***	1.825***	2.606***	2.607***	2.636***	2.426***	2.435***	2.425***
45-49 ans		2.254***	2.240***	3.147***	3.151***	3.176***	2.894***	2.894***	2.876***
50-54 ans		2.984***	2.966***	4.148***	4.153***	4.187***	3.893***	3.884***	3.855***
55-59 ans		3.690***	3.686***	4.892***	4.899***	4.938***	4.325***	4.301***	4.259***
60-64 ans		5.101***	5.046***	6.310***	6.322***	6.355***	4.807***	4.800***	4.736***
Langue									
Anglais/Français			Référence						
ni Anglais/ni Français			1.799**	1.514*	1.510*	1.527*	1.467*	1.487*	1.507*
Niveau de scolarité									
études secondaires partielles			Référence						
diplôme d'étude secondaire				0.511***	0.511***	0.512***	0.625***	0.630***	0.630***
/postsecondaire				0.354***	0.354***	0.355***	0.479***	0.482***	0.481***
certificat/diplôme									
postsecondaire ou université									
Minorité visible									
Non			Référence						
Oui					1,017	1.235†			0,898
Interaction									
Statut migratoire au									
Canada*Minorité visible									
immigrant 0-9 ans*Oui						0,744			
immigrant 10 ans et									
plus*Oui						0,735			
Revenu									
bas			Référence						
moyen							0.471***	0.455***	0.454***
élevé							0.281***	0.261***	0.260***
Interaction									
Statut migratoire au									
Canada*revenu									
immigrant 0-9 ans*moyen								1,181	1,17
immigrant 10 ans et									
plus*moyen								1,432	1,406
immigrant 0-9 ans*élevé								1,186	1,188
immigrant 10 ans et									
plus*élevé								1.388†	1.377†
n	37 483	37 483	37 483	37 483	37 483	37 483	37 483	37 483	37 483
N	8 418 942	8 418 942	8 418 942	8 418 942	8 418 942	8 418 942	8 418 942	8 418 942	8 418 942
khi2	19,82	544,6	553	1208	1212	1213	1664	1748	1751
Résultats ajustés pour l'état matrimonial et la province de résidence à partir du Modèle 4									
*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, †p<0,1									
Source : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes de 2001									

Tableau 4. – Risques relatifs chez les hommes immigrants selon la durée de résidence et les natifs en 2018 au Canada : Influence des facteurs déterminants l’autoévaluation de la santé perçue

VARIABLES	Risques relatifs								
	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)		M(6)		M(7)
Statut migratoire					Intéraction		Intéraction		
Natifs	Référence								
Immigrants 0-9 ans	0.456***	0.554***	0.513***	0.660*	0.588*	0.548†	0.525***	0.318***	0.278***
Immigrants 10 ans et plus	0,922	0,865	0.842†	0,979	0,878	0,894	0,934	0,923	0,818
Âge	Référence								
20-24 ans	Référence								
25-29 ans		1,087	1,087	1.392†	1.400†	1.401†	1,282	1,277	1,289
30-34 ans		1,045	1,05	1.697*	1.714*	1.715*	1.488†	1.490†	1.513†
35-39 ans		0,941	0,946	1.654**	1.676**	1.677**	1.436*	1.420†	1.444*
40-44 ans		1,084	1,083	1.974***	2.003***	2.006***	1.709**	1.696**	1.730**
45-49 ans		1.438*	1.440*	2.615***	2.671***	2.675***	2.229***	2.202***	2.259***
50-54 ans		1.894***	1.885***	3.233***	3.315***	3.319***	2.746***	2.714***	2.797***
55-59 ans		1.929***	1.933***	3.267***	3.353***	3.357***	2.743***	2.721***	2.810***
60-64 ans		2.489***	2.460***	4.213***	4.336***	4.339***	3.398***	3.346***	3.468***
Langue	Référence								
Anglais/Français	Référence								
ni Anglais/ni Français			2.546**	1.911*	1.862†	1.870†	1.764†	1.876*	1.819†
Niveau de scolarité	Référence								
études secondaires partielles	Référence								
diplôme d'étude secondaire / postsecondaire				0.519***	0.519***	0.519***	0.567***	0.571***	0.571***
certificat/diplôme postsecondaire ou université				0.357***	0.357***	0.357***	0.421***	0.426***	0.425***
Minorité visible	Référence								
Non	Référence								
Oui					1,184	1,191			1,22
Interaction									
Statut migratoire au Canada*Minorité visible									
immigrant 0-9 ans*Oui						1,083			
immigrant 10 ans et plus*Oui						0,971			
Revenu	Référence								
bas	Référence								
moyen							0.729***	0.753**	0.752**
élevé							0.408***	0.381***	0.380***
Interaction									
Statut migratoire au Canada*revenu									
immigrant 0-9 ans*moyen								1,174	1,159
immigrant 10 ans et plus*moyen								2.637**	2.633**
immigrant 0-9 ans*élevé								0,738	0,723
immigrant 10 ans et plus*élevé								1,107	1,099
n	28 475	28 475	28 475	28 475	28 475	28 475	28 475	28 475	28 475
N	9 729 439	9 729 439	9 729 439	9 729 439	9 729 439	9 729 439	9 729 439	9 729 439	9 729 439
kh2	22,87	171	177	554,8	577	580,4	760,5	850,6	906,8

Résultats ajustés pour l'état matrimonial et la province de résidence à partir du Modèle 4

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, †p<0,1

Source : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes de 2018

Tableau 5. – Risques relatifs chez les femmes immigrantes selon la durée de résidence et les natives en 2001 au Canada : Influence des facteurs déterminants l'autoévaluation de la santé perçue

VARIABLES	Risques relatifs								
	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)	M(8)		
Statut migratoire					Intéraction		Intéraction		
Natifs	Référence								
Immigrants 0-9 ans	0,816	1,038	0,926	1,017	0,916	1,029	0,789†	0,644*	0,604**
Immigrants 10 ans et plus	1,470***	1,231**	1,184*	1,238**	1,157†	1,212*	1,212**	1,026	0,981
Âge	Référence								
20-24 ans									
25-29 ans		1,011	1,01	1,245	1,247	1,255	1,172	1,17	1,17
30-34 ans		0,945	0,947	1,280†	1,280†	1,288†	1,223	1,218	1,217
35-39 ans		1,288*	1,288*	1,673***	1,677***	1,694***	1,636***	1,638***	1,640***
40-44 ans		1,778***	1,764***	2,262***	2,272***	2,298***	2,254***	2,260***	2,265***
45-49 ans		2,238***	2,229***	2,814***	2,834***	2,866***	2,851***	2,850***	2,859***
50-54 ans		2,895***	2,864***	3,329***	3,367***	3,403***	3,338***	3,313***	3,332***
55-59 ans		3,082***	3,049***	3,247***	3,301***	3,329***	3,015***	2,984***	3,011***
60-64 ans		3,895***	3,844***	3,588***	3,669***	3,690***	2,997***	2,970***	3,010***
Langue	Référence								
Anglais/Français									
ni Anglais/ni Français			1,564**	1,161	1,115	1,132	1,059	1,106	1,081
Niveau de scolarité	Référence								
études secondaires partielles									
diplôme d'étude secondaire				0,421***	0,423***	0,423***	0,511***	0,515***	0,516***
/postsecondaire									
certificat/diplôme				0,332***	0,334***	0,335***	0,446***	0,452***	0,453***
postsecondaire ou université									
Minorité visible	Référence								
Non									
Oui					1,182&	1,404**			1,106
Interaction									
Statut migratoire au									
Canada*Minorité visible									
immigrant 0-9 ans*Oui									
immigrant 10 ans et plus*Oui									
Revenu	Référence								
bas									
moyen									
élevé									
Interaction									
Statut migratoire au									
Canada*revenu									
immigrant 0-9 ans*moyen									
immigrant 10 ans et									
plus*moyen									
immigrant 0-9 ans*élevé									
immigrant 10 ans et									
plus*élevé									
n	41 442	41 442	41 442	41 442	41 442	41 442	41 442	41 442	41 442
N	8 349 953	8 349 953	8 349 953	8 349 953	8 349 953	8 349 953	8 349 953	8 349 953	8 349 953
kh2	22,87	171	177	554,8	1179	1192	1604	1677	1689
Résultats ajustés pour l'état matrimonial et la province de résidence à partir du Modèle 4									
*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, †p<0,1									
Source : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes de 2001									

Tableau 6. – Risques relatifs chez les femmes immigrantes selon la durée de résidence et les natives en 2018 au Canada : Influence des facteurs déterminants l’autoévaluation de la santé perçue

VARIABLES	Risques relatifs									
	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)		M(7)		
Statut migratoire					Intéraction		Intéraction			
Natifs	Référence									
Immigrants 0-9 ans	0.479***	0.594***	0.526***	0.588**	0.483***	0.327*	0.474***	0.346***	0.281***	
Immigrants 10 ans et plus	1,091	1,009	0,967	0,963	0.820†	0.757*	0,931	0.722*	0.599**	
Âge	Référence									
20-24 ans	Référence									
25-29 ans		1,167	1,16	1.555*	1.573*	1.568*	1.386†	1.364†	1.380†	
30-34 ans		1,054	1,059	1.637**	1.660**	1.646**	1.445*	1.435*	1.455*	
35-39 ans		1,224	1,221	1.968***	2.004***	1.978***	1.745***	1.730**	1.763***	
40-44 ans		1.547**	1.539**	2.469***	2.533***	2.495***	2.245***	2.254***	2.312***	
45-49 ans		1.843***	1.831***	2.823***	2.919***	2.872***	2.570***	2.551***	2.635***	
50-54 ans		2.286***	2.266***	3.274***	3.398***	3.344***	3.038***	3.005***	3.119***	
55-59 ans		2.188***	2.132***	2.976***	3.117***	3.076***	2.697***	2.655***	2.781***	
60-64 ans		2.873***	2.825***	3.787***	3.978***	3.924***	3.307***	3.250***	3.413***	
Langue	Référence									
Anglais/Français	Référence									
ni Anglais/ni Français			2.868***	1.789†	1.687†	1.663†	1,638	1.784†	1,688	
Niveau de scolarité	Référence									
études secondaires partielles	Référence									
diplôme d'étude secondaire /postsecondaire				0.499***	0.502***	0.503***	0.575***	0.584***	0.587***	
certificat/diplôme postsecondaire ou université				0.325***	0.324***	0.326***	0.415***	0.421***	0.421***	
Minorité visible	Référence									
Non	Référence									
Oui					1.305*	1,153			1.310*	
Intéraction										
Statut migratoire au Canada*Minorité visible										
immigrant 0-9 ans*Oui						1,723				
immigrant 10 ans et plus*Oui						1,254				
Revenu	Référence									
bas	Référence									
moyen							0.607***	0.605***	0.604***	
élevé							0.409***	0.360***	0.359***	
Intéraction										
Statut migratoire au Canada*revenu										
immigrant 0-9 ans*moyen								1,017	1,013	
immigrant 10 ans et plus*moyen								2.061*	2.094*	
immigrant 0-9 ans*élevé								0,992	1,008	
immigrant 10 ans et plus*élevé								1.578*	1.625*	
n	32 730	32 730	32 730	32 730	32 730	32 730	32 730	32 730	32 730	
N (ponderé)	9 796 124	9 796 124	9 796 124	9 796 124	9 796 124	9 796 124	9 796 124	9 796 124	9 796 124	
kh ²	26,48	191,6	194,5	630,3	647	648,7	800,3	909,3	923	

Résultats ajustés pour l'état matrimonial et la province de résidence à partir du Modèle 4

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, †p<0,1

Source : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes de 2018

Pour les immigrants récents, nous avons constaté que le risque de se déclarer en mauvaise santé est moins élevé de 33,6 % et de 44,6 % ($p < 0,05$) respectivement en 2001 et 2018. Les résultats ne sont pas significatifs pour les immigrants de longue date. Par rapport à des natives, le risque est plus élevé de 23,1 % ($p < 0,01$) pour les immigrantes de longue date en 2001 et moins élevé de 40,6 % ($p < 0,001$) en 2018 pour les immigrantes récentes. En 2001, le risque est également plus élevé pour les immigrantes récentes comme il a été vu dans les analyses précédentes, mais n'est pas significatif de même que celui des immigrants de longue date en 2018.

Lorsqu'on ajoute la langue dans le modèle 3, nous constatons que la taille de l'effet du statut migratoire augmente et le risque de se déclarer en mauvaise santé pour les immigrants récents et de longue date comparativement aux natifs paraît diminué. Il s'agit d'un effet de suppression, car il a également été observé que le risque de se déclarer en mauvaise santé est plus élevé pour les immigrants ne parlant aucune des deux langues officielles. Ainsi, les immigrants ne parlant pas l'une ou l'autre des langues officielles font « tomber » l'ESIBS lorsque la variable sur la langue n'est pas introduite dans le modèle, en particulier pour les femmes dont le risque associé à la langue était plus prononcé.

Les modèles ajustés pour l'état matrimonial et de la province de résidence n'affectent pas de manière importante la taille de l'effet sur la santé perçue des immigrants. Cependant, ces deux variables sont utilisées comme variable contrôle et prises en compte à partir du modèle 4 intégrant le niveau de scolarité. Il est bien connu qu'un haut niveau de scolarité est associé au fait de déclarer une bonne santé perçue, fait que l'on retrouve dans notre analyse. Néanmoins, la taille de l'effet sur la santé des immigrants diminue quelque peu avec l'ajout du niveau de scolarité dans le modèle, car les immigrants sont plus éduqués que les natifs donc ne pas prendre en compte cette variable revient à sous-estimer la santé perçue. En effet, une bonne partie de l'effet bénéfique pour la santé qu'on attribuait au statut d'immigrant provenait en réalité de leur niveau de scolarité plus élevé, auquel est également associée une meilleure santé.

L'ajout de l'appartenance à une minorité visible intégrée dans le modèle 5 joue dans le même sens que la langue parlée et diminue la taille de l'effet sur la santé perçue des immigrants, car les personnes de minorités visibles ont un risque plus élevé de se déclarer en mauvaise santé par rapport aux natifs. La même observation est faite lorsque l'interaction entre le statut migratoire, la durée de résidence et le fait d'appartenir à une minorité visible est ajoutée : on voit que le statut

de minorité visible confère des risques plus élevés de se déclarer en mauvaise santé surtout chez les natifs de minorité visible. Cependant, l'interaction n'est pas significative dans nos modèles et est retirée du modèle 7, qui est notre modèle final où nous conservons la variable de minorité visible, mais sans son interaction avec la variable de durée de résidence.

Pour bien saisir et bien visualiser le rôle de l'appartenance à une minorité visible en interaction avec la durée de résidence dans l'ESIBS, nous avons calculé les probabilités prédites pour chaque année sur la base d'un modèle cloglog mettant la variable croisée de la durée de résidence et de l'appartenance à une minorité visible comme variable indépendante principale tout en tenant compte des autres variables. Nous avons fait ce calcul pour toutes les années d'enquête disponibles. Par défaut, les probabilités prédites sont calculées avec les catégories de référence de chaque variable de contrôles. Cependant, les tendances resteraient similaires de même que leurs interprétations quelle que soit la catégorie utilisée pour le calcul.

Les résultats obtenus et présentés dans les figures A.2 et A.3 en annexe sont similaires à ceux obtenus dans l'analyse descriptive et confirment que la probabilité pour des personnes natives de minorité visible est plus élevée comparativement aux autres catégories. Les personnes immigrantes de minorité visible ont une probabilité plus élevée de déclarer une mauvaise santé comparativement aux personnes immigrantes n'appartenant pas à une minorité visible surtout pour les immigrants récents. L'inverse est observé pour les immigrants de longue date de sexe masculin alors que leurs homologues de sexe féminin ont une probabilité assez similaire, mais plus élevée que celle des natives.

Le revenu joue dans le même sens que la langue pour les hommes et pour les femmes et mène à une augmentation de la taille de l'effet sur la santé des immigrants récents et de longues dates lorsqu'introduit au modèle 6, car les immigrants ont en moyenne un revenu moins élevé que les natifs et il est bien connu, qu'un niveau de revenu élevé confère une certaine protection au niveau de la santé.

L'interaction entre le statut migratoire et le revenu permet de mieux saisir la relation entre les deux variables sur la santé perçue des immigrants. De manière générale, les avantages conférés par le revenu se retrouvent amoindris chez les immigrants et immigrantes, par rapport à leurs homologues de même sexe. Les risques relatifs des interactions statut migratoire X revenu, présentés aux tableaux 3-6, sont en effet tous en haut de 1. Beaucoup ne sont toutefois pas

significatifs, sans doute à cause de la taille exigüe de certaines cellules impliquant les immigrants séparés en durée de résidence. Pour bien interpréter la relation entre le revenu et le statut migratoire, nous avons calculé les probabilités prédites de déclarer une mauvaise santé en fonction du revenu en tenant compte des autres variables sur la base d'un modèle intégrant toutes les années d'enquête et le croisement entre le revenu et le statut migratoire comme variable indépendante principale. Comme pour la minorité visible, nous avons fait ce calcul pour toutes les années d'enquête disponibles et les probabilités prédites sont calculées par défaut avec les catégories de référence de chaque variable de contrôles. Néanmoins, les tendances et les interprétations resteraient similaires comme énoncé plus haut.

Les figures A.4 et A.5 en annexe montrent les résultats respectivement pour les hommes et pour les femmes. Comme observé dans les figures 4 et 5, l'ESIBS est surtout observable pour les immigrants avec un revenu faible et moyen, tant pour les hommes que pour les femmes. Cependant, l'écart entre les immigrants de longue date et les immigrants récents est plus prononcé chez les personnes ayant un revenu faible. Cette fois (par rapport à ce qui a été rapporté aux figures 4 et 5), les tendances au fil des années sont plus nettes et plus systématiques. Par exemple l'avantage des immigrants de courte durée par rapport aux deux autres catégories de revenu est maintenu sans interruption.

Compte tenu de toutes les variables (modèle 7), le risque de déclarer une mauvaise santé par rapport aux natifs est moins élevé avec le temps et est significatif pour les immigrants récents pour les deux sexes et pour les immigrants de longue date uniquement pour les femmes en 2018. En 2001, les immigrants récents avaient un risque de 52,9 % moins élevé de déclarer une mauvaise santé par rapport à un natif alors que ce risque était plus faible de 72,2 % en 2018. Le même constat est fait pour les femmes en 2001 et en 2018 où le risque est respectivement moins élevé de 39,6 % et de 71,1 %. En 2018, le risque pour les immigrantes de longue date est moins élevé que celui d'un natif de 40,1 %.

Afin d'identifier le meilleur modèle, nous avons utilisé la méthode des AIC. Le calcul des AIC permet d'évaluer l'ajustement du modèle à la suite de l'ajout d'une nouvelle variable. Pour voir le meilleur ajustement, nous avons comparé les modèles 1 à 6 au modèle 7. Le modèle 7 incluant toutes les variables de même que la mise en place de l'interaction avec le revenu et le statut migratoire montre un bon ajustement du modèle log log complémentaire. Ce modèle est le

meilleur modèle, car il a le plus petit AIC (tableau A.4 en annexe) donc est celui avec le plus de parcimonie et ajustant au mieux les données.

3.2.2 Évaluation du rôle du statut migratoire au Canada et la durée de résidence dans l'évolution de l'ESIBS au cours des 20 dernières années

Dans cette section, nous présentons les résultats du jumelage des huit bases de données de l'ESCC, par lesquelles, nous avons évalué le rôle du statut migratoire et de la durée de résidence au cours des 20 dernières années dans l'ESIBS. Dans ces modèles, l'année d'enquête est d'abord entrée comme effet principal (ce qui renseigne sur l'évolution des risques pour les natifs), puis mise en interaction avec la variable du statut migratoire au Canada (ce qui renseigne sur l'évolution des risques pour les immigrants). Notons que nous avons introduit dans ces modèles les mêmes variables d'ajustement que précédemment (langue, niveau de scolarité, statut matrimonial, etc.), mais sans rapporter les risques relatifs associés à ces variables.

Le calcul des probabilités prédites nous a permis ensuite de connaître la probabilité pour un(e) immigrant(e) (immigrant(e) récent(e) ou de longue date) ou un natif (native) de se déclarer en mauvaise santé pour une année donnée, tout en contrôlant pour les variables indépendantes. Par défaut, les probabilités prédites sont calculées avec les catégories de référence de chaque variable entrée dans l'analyse au tableau 7 (incluant les variables de contrôles). Cependant, les tendances resteraient similaires de même que leurs interprétations quelle que soit la catégorie utilisée pour le calcul.

Nous constatons toujours l'avantage de santé chez les immigrants, en particulier récents et chez les femmes, également pour les immigrantes de longue date. Plus précisément, chez les hommes, nous constatons que le risque relatif pour les immigrants récents est significatif, mais pas pour les immigrants de longue date : le risque de se déclarer en moins bonne santé est moins élevé chez les immigrants récents de 61,9 %, comparativement aux natifs, tout en considérant les autres variables. Pour les femmes, les résultats sont significatifs pour les immigrants récents et les immigrants de longue date. Le risque de se déclarer en moins bonne santé est moins élevé de 51,2 % pour les immigrantes récentes, et de 26,4 % pour les immigrantes de longue date, comparativement aux natives. Notons que ces effets principaux pris en eux-mêmes ne s'appliquent que pour l'année 2001. Les effets principaux pour la variable « année » indiquent une légère augmentation des risques de déclarer une mauvaise santé chez les natifs et les natives du Canada dans les périodes

récentes, au moins par rapport à l'année 2001 (les risques relatifs par rapport à cette année-là sont plutôt supérieurs à 1 dans les années plus récentes, chez les hommes comme chez les femmes).

L'interaction entre l'année et le statut migratoire suggère une tout autre évolution pour les immigrants, du moins chez les femmes. Pour les hommes, l'interaction n'est pas significative pour les immigrants de longue date en 2018, alors qu'elle est significative pour les immigrantes arrivées récemment en 2018 et pour les femmes de la catégorie des immigrantes de longue date en 2009-2010, 2015-2016 et 2017-2018. Par exemple, chez les immigrantes dont la durée de résidence était inférieure à 10 ans, celles enquêtées en 2018 avaient 42,7% ($=1-0,573$) moins de risques de se déclarer en mauvaise santé que celles enquêtées en 2001. Chez les immigrantes de longue date, la réduction du risque par rapport à la même année d'enquête et au même groupe de référence est alors de 23,6% ($=1-0,764$); on constate d'ailleurs chez ces femmes à peu près les mêmes niveaux de réduction du risque par rapport à 2001 dès l'année 2009.

Tableau 7. – Risques relatifs de la santé perçue entre 2001 et 2018 selon la durée de résidence et le sexe pour les immigrants et natifs : interaction entre l’année d’enquête et le statut au Canada

VARIABLES	Hommes Risques relatifs	Femmes Risques relatifs
Statut migratoire		
Natifs (référence)		
Immigrants récents (0-9 ans)	0.381***	0.488***
Immigrants de longue date (10 ans et plus)	0.862	0.736**
Année		
2001 (référence)		
2003	0.970	1.025
2005	1.115**	1.021
2007-2008	0.968	0.812***
2009-2010	1.057	0.988
2013-2014	1.152***	1.084*
2015-2016	1.083†	1.152***
2017-2018	1.111†	1.116*
Interaction (année * statut migratoire)		
Immigrants (0-9 ans)		
2001 (référence)	1	1
2003	0.792	1.045
2005	0.729	1.059
2007-2008	1.613	1.148
2009-2010	1.004	1.105
2013-2014	0.912	0.645†
2015-2016	0.866	0.845
2017-2018	0.841	0.573**
Immigrants (10 ans et plus)		
2001 (référence)	1	1
2003	1.059	1.004
2005	0.840	0.936
2007-2008	0.953	1.089
2009-2010	1.068	0.785*
2013-2014	0.851	0.814†
2015-2016	0.807	0.752*
2017-2018	0.760*	0.764*
n	261,034	297,874
Khi2	7770	8078
Résultats ajustés pour l’âge, la langue, l’état matrimonial, la province, le niveau de scolarité, la minorité visible et le revenu (en interaction avec la durée de résidence)		

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

Source : Enquête sur la santé des collectivités canadiennes de 2001 à 2018

Avant d'émettre des conclusions quant à l'implication de l'année d'enquête sur le risque de déclarer une mauvaise santé par rapport au statut migratoire, nous avons calculé des probabilités prédites pour chaque année sur la base du modèle du tableau 7.

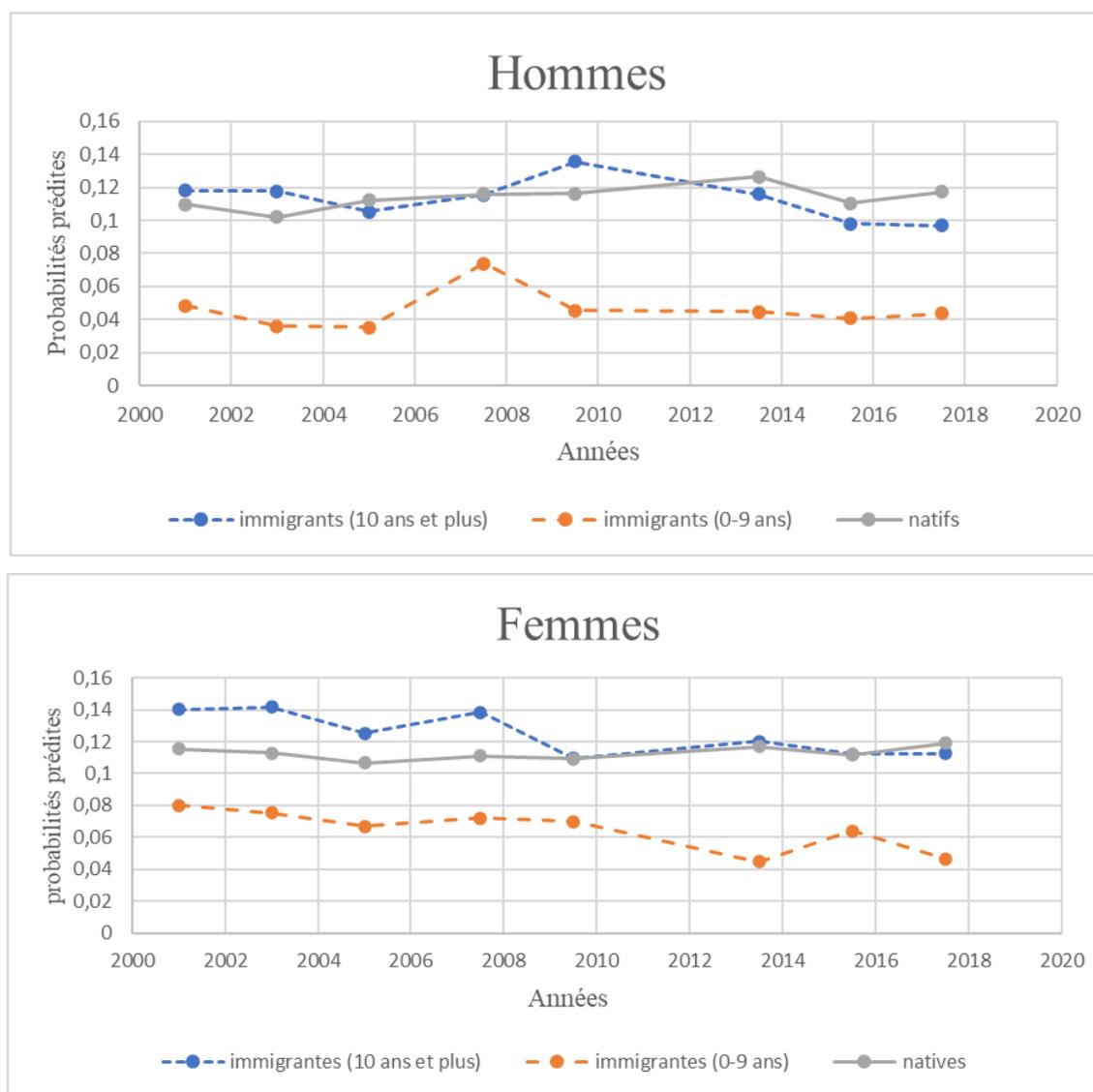
3.2.2.1 Analyse des probabilités prédites

Nous constatons de manière générale (figure 6) que les probabilités prédites de déclarer une mauvaise santé sont plus faibles chez les immigrants récents comparativement à ceux des natifs et des immigrants de longue date, et ce durant toute la période d'observation. Pour les hommes, la probabilité moyenne pour les immigrants de longue date est légèrement supérieure à celle des natifs en 2001, alors que l'inverse est observé, particulièrement en 2018. Par exemple, en 2001, la probabilité moyenne pour les immigrants récents était de 4,3 % alors que celle des natifs et des immigrants de longue date était respectivement de 11 % et 11,8 %. En 2017-2018, la probabilité moyenne était toujours de 11 % pour les natifs et respectivement pour les immigrants récents et de longue date de 4,3 % et de 9,7 %.

Nous constatons un schéma différent de celui des hommes, pour les femmes, notamment pour les natives et les immigrantes de longue date. La probabilité moyenne prédite pour les immigrantes récentes est toujours plus faible que celle des natives et des immigrantes de longue date. Elle passe de 8 % à 4,6 % entre 2001 et 2018. La probabilité moyenne prédite de se déclarer en mauvaise santé pour les femmes immigrantes de longue date s'est rapprochée de celle des natives au cours du temps et est même légèrement inférieure à cette dernière en 2018. Par exemple, en 2001, la probabilité moyenne prédite pour les immigrantes de longue date était de 14 % alors que celle des natives était de 11 %. Tandis qu'en 2018, la probabilité moyenne prédite pour les natives était de 12 % alors que celle des immigrantes de longue date était de 11,2 %.

En résumé, la probabilité de se déclarer en moins bonne santé pour les immigrants récents, hommes comme femmes, diminue avec le temps, de même que pour les immigrants de longue date. De plus, nous constatons une probabilité moyenne prédite au cours du temps que les immigrants de longue date se déclarent en moins bonne santé que les immigrants récents.

Figure 6. – Probabilités moyennes prédites de la santé perçue chez des hommes et des femmes immigrants (selon la durée de résidence) et natifs/natives entre 2001 et 2018



Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

Ces résultats concordent avec ceux obtenus précédemment dans les modèles de régression cloglog. Cette amélioration est davantage accentuée pour les femmes et peut être attribuée aux faits que les femmes sont davantage sélectionnées dans les années plus récentes, étant donnée l’augmentation de leur proportion comme demandeuses principales dans la catégorie des travailleuses qualifiées. Cependant, les immigrants de plus longue date continuent d’avoir des risques de déclarer une mauvaise santé plus grande que les immigrants récents chez les deux sexes,

suggérant que, l'effet négatif de la durée de résidence sur la santé perçue des immigrants s'est maintenu dans le temps.

3.2.2.2 Comparaison des moyennes standardisées et des probabilités prédites

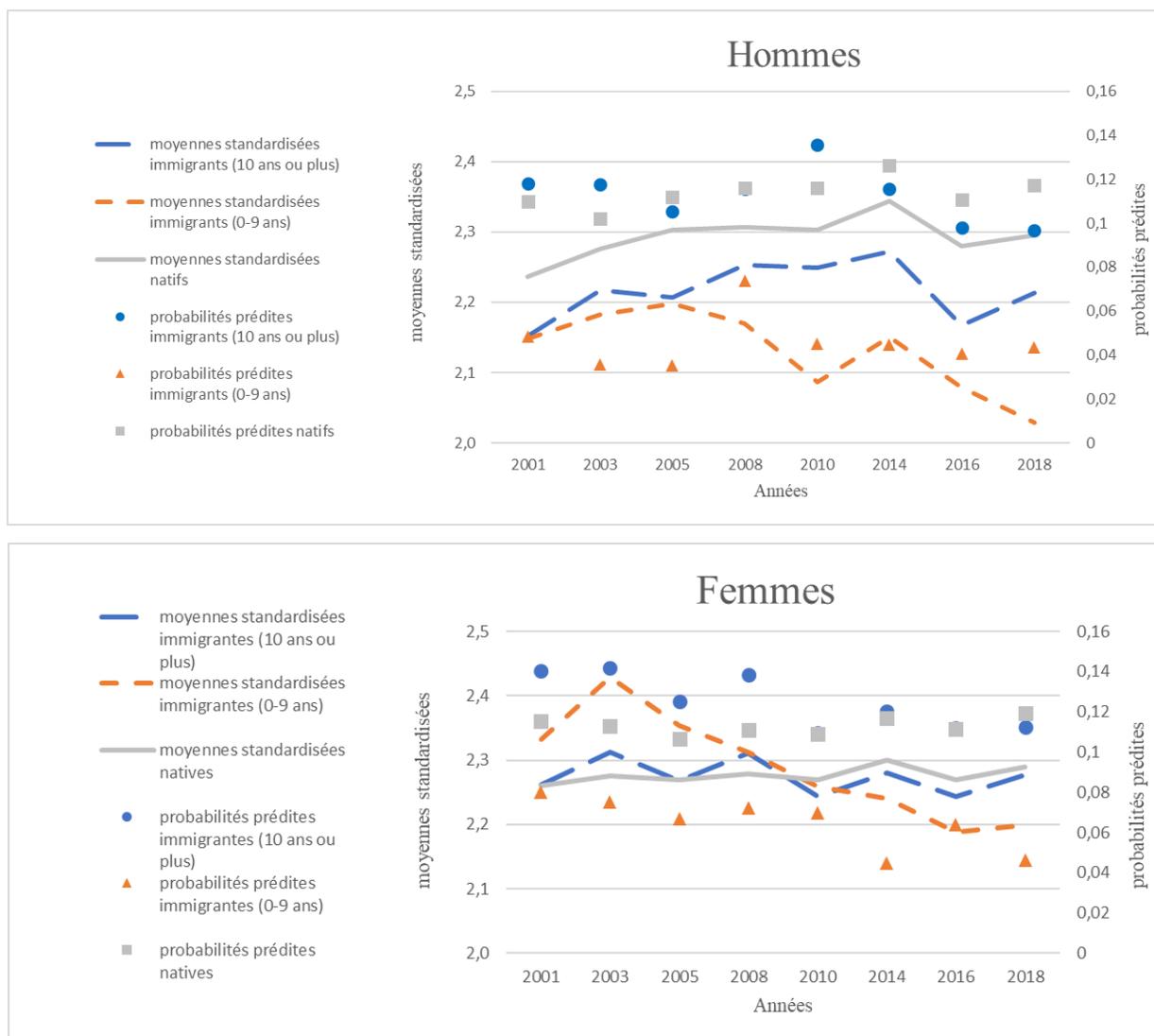
La comparaison des moyennes standardisées (rapportées à la figure 7) et des probabilités prédites permet de voir la différence entre des données brutes et des données contrôlées émises en fonction de test statistique. La figure 7 présente les résultats pour les hommes et pour les femmes entre 2001 et 2018 en prenant en compte la durée de résidence.

Considérer les facteurs socioéconomiques et démographiques dans l'analyse de l'ESIBS permet de mieux prédire la santé perçue des immigrants et des natifs en fonction de la durée de résidence. Lorsqu'on prend en compte ces facteurs, nous constatons que les natifs ont une plus forte probabilité d'être désavantagés au niveau de la santé comparativement aux immigrants récents et de longue date, surtout lorsqu'il s'agit des hommes. Pour les femmes, les immigrantes de longue date ont une probabilité plus élevée que les natives au début de la période puis l'inverse est observé par la suite. Dans les deux sexes, les immigrants récents ont une probabilité plus faible de se déclarer en mauvaise santé comparativement aux natifs et aux immigrants de longue date. Dans le cas où les variables explicatives ne sont pas comprises dans l'analyse, les moyennes standardisées par âge montrent un désavantage au niveau des hommes immigrants de longue date, et que les femmes de même statut ont en moyenne une santé perçue similaire à celle des natives tout au long de la période d'étude. De plus, l'ESIBS est uniquement observable en fin de période pour les femmes.

En d'autres termes, il est important d'inclure des facteurs en plus de l'âge, le niveau de scolarité, la langue parlée ainsi que les autres variables dans les analyses de l'ESIBS afin d'éviter toute sous-estimation de la santé des immigrants.

Malgré ces différences, des similitudes dans les résultats sont retrouvées à partir des deux méthodes d'analyses.

Figure 7. – Comparaison des moyennes standardisées et prédites entre 2001 et 2018 pour les immigrant(e)s et les natifs/natives avec la durée de résidence



Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

Note : La population de référence correspond aux natifs et natives réunis en 2001

Lecture : Moyenne de la santé perçue (corrigée selon l’âge) des scores de santé, variant de 1-excellente à 5-mauvaise

Chapitre 4 – Discussion et conclusion

Cette étude avait pour but de mettre en lumière l'évolution de l'ESIBS au cours des 20 dernières années (2001 à 2018) au Canada. De manière générale, nous constatons que les immigrants récents et de longue date se déclarent en meilleure santé en 2018, comparativement à 2001, et que cette amélioration est davantage prononcée chez les femmes que chez les hommes. Nous observons en revanche une légère détérioration de la santé perçue des natifs entre 2001 et 2018. Concernant la durée de résidence, nous constatons que les immigrants récents se déclarent en meilleure santé perçue que les immigrants de longue date et les natifs tout au long de la période, surtout chez les hommes. Il convient de mentionner qu'au début de la période d'analyse, les immigrantes récentes se déclaraient en moins bonne santé que les natives et les immigrantes de longue date. D'après les probabilités prédites calculées, cependant, les immigrantes récentes se déclarent en meilleure santé que les natives et les immigrantes de longue date sur l'ensemble de la période d'étude (voir la figure 7). Nous discutons plus loin de la possible implication de la pondération et de la méthode de standardisation directe sur ces différents résultats.

Au sujet de la comparaison des immigrants de longue date avec les natifs, les hommes surtout tendent à se déclarer en meilleure santé comparativement aux natifs, alors que les femmes se déclarent en moins bonne santé que les natives jusqu'en 2009-2010. Ces résultats sont le reflet de la détérioration de la santé des immigrants dans les deux groupes avec la durée de résidence et mettent en lumière que l'effet négatif de la durée de résidence sur l'avantage de santé des immigrants s'est maintenu dans le temps. Du moins, est-ce là notre principale explication ; nous discutons plus loin la possibilité, largement ignorée dans les études sur le sujet, que les cohortes plus récentes d'immigrants et surtout d'immigrantes aient été davantage sélectionnées plus récemment que par le passé, ce qui pourrait mimer un effet de durée de résidence.

De plus, l'observation de ces résultats en fonction de l'ethnicité et du revenu pour les hommes et les femmes a permis de dégager deux faits importants. Tout d'abord, les natifs de minorités visibles se démarquent avec une moins bonne santé perçue par rapport aux immigrants de minorité visible, aux immigrants et natifs n'appartenant pas à une minorité visible comme nous l'avons vu aux figures 2 et 3. En effet, le niveau de scolarité des minorités visibles natives plus élevé comparativement aux natifs n'appartenant pas à une minorité visible et aux immigrants

récents ou de longue date appartenant ou non à une minorité visible (Boudarbat et Ebrahimi, 2016) devrait montrer que ces derniers sont en meilleure santé que les immigrants et les natives comme aux États-Unis où une tendance nommée « surperformance ou avantage de la seconde génération » démontrent que les enfants des immigrants issus de milieux socioéconomiques similaires parviennent à acquérir de meilleurs résultats par rapport aux enfants des familles de natifs (Feliciano et Lanuza, 2017). Au Canada cette tendance semble enraillée par le fait que les parents soient soumis à de la discrimination sur le plan du revenu et de l'emploi, car ils ne parviennent pas à trouver un emploi à la hauteur de la compétence scolaire, les enfants ne percevraient donc pas l'importance de persévérer ou réussir dans les études avec autant d'acuité (Soffer, 2022).

Ensuite, les immigrants de minorité visible déclarent une moins bonne santé que les immigrants et les natifs n'appartenant pas à une minorité visible. Ce résultat n'appuierait pas le postulat selon lequel l'ESIBS augmente avec la distance géographique (Ichou et Wallace, 2019), du moins dans la mesure où l'on peut supposer que le statut de minorité visible chez les immigrants peut servir de proxy pour la distance culturelle. Le statut de minorité visible implique des enjeux différents, en outre ne pas connaître avec exactitude le pays de provenance est une limite, car une personne peut être de minorité visible, mais avoir immigré des États-Unis ou d'un autre pays proche du Canada, donc d'une distance culturelle ou même géographique réduite. Néanmoins, cette limite n'enlève pas le besoin de mieux étudier l'ESIBS en fonction l'ethnicité, car le statut de minorité visible confère un risque de déclarer une mauvaise santé comme nous avons pu le constater dans les tableaux, 3, 4, 5 et 6.

Nous avons également noté que l'ESIBS s'observait surtout dans les revenus faibles et moyens comparativement aux revenus élevés. Dans ce cas un revenu élevé joue le rôle d'un effet protecteur de la santé, chez les natifs comme chez les immigrants. Ce résultat est important à considérer, car de nombreuses lacunes et besoins dans le domaine de la recherche portant sur la santé et le revenu ont été observés. En l'occurrence, on pourrait en déduire que les natifs de revenus élevés sont eux-mêmes sélectionnés par rapport à l'ensemble des natifs, comme les immigrants le sont dans l'ensemble, ce qui expliquerait qu'il y ait peu de différences de nativité (et de durée de résidence) dans la catégorie des revenus élevés.

Ce résultat permet aussi, dans une certaine mesure, d'observer le rôle que peut avoir le revenu sur la santé des immigrants (Raphael et collab., 2006). En outre, la majorité des études

n'examinent pas la distribution des revenus des immigrants de manière explicite, en particulier celle des immigrants avec un faible revenu (Zhu et Batisse, 2014), alors que plusieurs études témoignent d'importantes inégalités socio-économiques et sociales, lorsqu'il s'agit du revenu (Pampalon et collab., 2009). Notons que ce résultat peut constituer une piste de réflexion exploratoire qu'il serait intéressant d'approfondir dans de prochaines études. Ce dernier suggère également que des politiques vis-à-vis de la santé des immigrants et de la détérioration de l'ESIBS avec la durée de résidence devraient surtout se concentrer dans les revenus moyens et les plus faibles.

L'analyse à l'aide de modèles multivariés et le calcul de probabilité prédite a permis de confirmer l'essentiel des résultats de l'analyse descriptive et d'étudier le rôle de différents facteurs explicatifs tels que l'âge, le statut migratoire, le niveau de scolarité, le revenu (en interaction avec la durée de résidence), la langue parlée (anglais et français), l'ethnicité, le statut matrimonial et la province de résidence.

En premier lieu, l'amélioration de la santé perçue des immigrants au Canada de manière générale, particulièrement pour les femmes immigrantes récentes en 2018 a été observée dans les modèles et est significative au seuil de 5 %. L'amélioration de la santé perçue des hommes est également significative, mais n'est pas aussi prononcée que celle des femmes. Nous avons également observé avec le calcul des probabilités prédites que la probabilité de se déclarer en moins bonne santé pour les immigrants récents et de longue date, hommes comme femmes, diminue avec le temps. Par ailleurs, nous constatons le maintien dans le temps de la probabilité moyenne prédite que les immigrants de longue date se déclarent toujours en moins bonne santé que les immigrants récents.

Cette amélioration de la santé perçue des hommes, mais surtout des femmes dans les cohortes récentes peut être expliquée par : (1) les mesures de sélection des immigrants au Canada de plus en plus élaborées cherchant à attirer une main-d'œuvre de plus en plus qualifiée, afin de répondre au besoin socioéconomique immédiat du Canada (Fleury et collab., 2018), et par (2) le fait que les femmes, particulièrement les immigrantes récentes deviennent de plus en plus des demandeuses principales dans la catégorie des immigrants économiques (Chui, 2011), comme il a été vu dans la revue de la littérature (chapitre 1, section 1.3).

Par conséquent, ces dernières sont de plus en plus soumises aux systèmes de points valorisant le capital humain de chaque individu, ce qui n'était pas le cas pour les immigrantes de longue date appartenant à des cohortes plus anciennes, plus susceptibles d'être entrées au Canada par le regroupement familial ou par le volet économique en tant qu'accompagnatrice (Chui, 2011). Si c'est le cas, alors, comme nous l'anticipions plus haut, une partie de ce qui est généralement présenté comme un effet de durée de résidence pourrait provenir d'un effet de cohorte. Comme les cohortes anciennes de femmes étaient beaucoup moins sélectionnées que plus récemment, la catégorie « 10 ans ou plus » contiendrait mécaniquement plus d'immigrantes non ou peu sélectionnées (par le système de points) pour n'importe quelle année d'enquête. La tendance aurait été en accentuant dans les cohortes plus récentes de nouvelles arrivantes. La sélection a moins changé pour les hommes, ce qui explique le peu de changement dans le risque de se déclarer en moins bonne santé pour ces derniers. Ces résultats viennent démontrer et réaffirmer le rôle de la sélection des immigrants observé dans diverses études portant sur la mortalité des immigrants dans l'ESIBS au Canada.

La possibilité qu'un effet de cohorte puisse mimer l'effet de la durée de résidence du fait que des cohortes plus récentes d'immigrants et surtout d'immigrantes aient été davantage sélectionnées plus récemment que par le passé n'a pas été suffisamment considérée dans la recherche portant sur l'ESIBS. En effet, il est possible d'étudier si l'ESIBS s'explique davantage par un effet de cohorte¹⁵ ou par l'effet de la durée de résidence en utilisant, des données longitudinales comme la Base de données longitudinale sur l'immigration (BDIM) qui nous permettrait de suivre dans le temps des cohortes post système de sélection (i.e., des cohortes s'étant établis au Canada après l'instauration du système de sélection en 1967) et des cohortes plus récentes soumises au système de sélection actuelle. Néanmoins, il est tout de même possible de faire les mêmes analyses avec des données transversales, mais à partir des groupes d'âges et de sélectionner ceux pouvant faire partie des cohortes anciennes post système de sélection et des cohortes récentes. Cette analyse va au-delà de la question de recherche de notre mémoire, mais doit être considérée comme une piste de réflexion qu'il serait intéressant d'approfondir dans de prochaines études.

¹⁵ Cohortes d'immigrants récents davantage sélectionnés que dans les années antérieures

Hormis la sélection et l'auto-sélection sous-jacente des immigrants, la dissipation de l'avantage de santé des immigrants peut s'expliquer par le fait qu'avec la durée de résidence, les immigrants subiraient une forme d'acculturation c'est-à-dire qu'ils adopteraient des attitudes, croyances, ou encore des habitudes ou comportements de la population hôte, car ils ont dès le départ un désir de s'intégrer dans la société d'accueil, sans pour autant perdre leur culture et croyance d'origine (Berry, 2001 ; Castañeda et collab., 2015). Cette acculturation est davantage prononcée pour les immigrants de minorités visibles provenant majoritairement des pays dont le mode d'alimentation, le mode de vie, les croyances et la culture peuvent différer de ceux du Canada. En effet, ces derniers sont plus susceptibles de subir un choc culturel, identifié pour la première fois par Kalervo Oberg en 1954 (Kuijf, 2014) qui met en lumière quatre étapes du choc culturel formant une courbe en U : (1) la lune de miel ; (2) le sentiment de frustration ; (3) le redressement et (4) l'adaptation (Kuijf, 2014).

L'étape de la lune de miel allie des sentiments tels que l'enthousiasme, l'euphorie et la fascination. La deuxième étape est celle de la crise où des sentiments comme la frustration, l'anxiété et la colère sont éprouvés par les immigrants. La phase suivante, celle du redressement, intègre l'apprentissage de la culture du pays d'accueil et la résolution de la crise. La dernière phase dite de l'adaptation est celle où le migrant commence à se sentir intégré et ressent qu'il a les compétences nécessaires pour y réussir. Néanmoins, il faut préciser que le temps pour passer au travers de ces phases varie selon l'immigrant, de même que la gravité du choc culturel (Kuijf, 2014). Et que ces quatre étapes sont particulièrement utilisées par le ministère de la Citoyenneté et de l'Immigration du gouvernement du Canada dans ses conseils aux immigrants en matière d'intégration des immigrants (Morel, 2014).

Ce sont ces phases qui conduisent à l'acculturation dont John W. Berry (2001) présente quatre phases à savoir : (1) la marginalisation (2) la séparation (3) l'assimilation et (4) l'intégration qui prennent leur racine sous deux conditions (1) le maintien culturel et (2) le contact ou la participation à la société d'accueil. Ces deux dernières conditions sont répliquées par les immigrants de longue date. En effet, ces derniers, ayant compris le fonctionnement de leur société d'accueil, ont moins de mal à s'intégrer et participer de manière active, car avec la durée de résidence les immigrants acquièrent de l'expérience permettant la reconnaissance de leur acquis et ont plus d'habileté à trouver un emploi à la hauteur de leurs compétences, ce qui génère une

convergence de leur revenu vers celui des natifs (Devaux, 2015). Cependant, le choc culturel et le processus d'acculturation laissent des effets négatifs sur la santé des immigrants (Chadwick et Collins, 2015), causant ainsi l'écart de santé que l'on retrouve entre les immigrants récents et les immigrants de longue date (Acevedo-Garcia et collab., 2010 ; Gee et collab., 2004 ; Kennedy et collab., 2015).

Moullan et Jusot (2014) montrent dans leur étude que la différence de santé entre les immigrants et natifs peut également s'expliquer par les différences dans les facteurs sociaux et économiques. Ce fait a été conforté, par l'analyse des facteurs socioéconomiques et démographiques, dans les modèles cloglog. Hormis l'état matrimonial et la province de résidence pour lesquels l'effet n'était pas très important dans nos modèles, les autres variables conjuguées avec la durée de résidence permettraient d'expliquer l'ESIBS comme vu dans les tableaux 3, 4, 5 et 6. Nous discuterons de l'implication chaque variable dans l'ordre suivant : l'âge en premier lieu, puis la langue, le niveau de scolarité, le revenu (en interaction avec la durée de résidence) et l'ethnicité.

Nous avons pu noter, de manière générale, que l'âge a eu pour effet de diminuer le risque de se déclarer en moins bonne santé pour les immigrants, particulièrement pour les immigrants récents, hommes comme femmes, alors que l'inverse est observé pour les immigrants de longue date. En outre, si l'on ne prend pas en compte l'âge, nous sous-estimons la santé perçue des immigrants, car le stock d'immigrants récents est en moyenne plus jeune. Comme précédemment énoncé dans la revue de la littérature (chapitre 1, section 1.1), les immigrants qui passent par le système de points sont jeunes et sélectionnés en fonction de plusieurs critères qui incluent ceux portant sur la santé, accentuant ainsi le fait qu'ils soient en meilleure santé que les natifs lors de leur arrivée. Certaines études suggèrent que les personnes arrivant à un âge adulte pourraient être positivement sélectionnées au niveau de la santé, du fait de leur capacité à s'adapter à leur nouvel environnement et de faire une transition (Markides et Gerst, 2011 ; Markides et Rote, 2019 ; Tienda, 2017). Les immigrants de longue date en général plus vieux que les natifs se trouvent désavantagés au niveau de l'âge. L'augmentation de la taille de l'ESIBS lorsque l'âge est ajouté au modèle indique que l'âge prévaut sur le statut migratoire avec la durée de résidence dans l'autoévaluation de la santé. En outre, ce qui paraît être un effet de durée est plutôt un effet d'âge, car en moyenne le risque de déclarer une mauvaise santé perçue est plus prononcé avec un âge

avancé. Considérer l'âge dans l'analyse de l'ESIBS permet de comprendre la raison pour laquelle, le déclin marqué en santé au fil du temps se manifeste malgré les gains socioéconomiques (Markides et Rote, 2019).

L'argument de Bruce Newbold (2005) stipulant qu'une absence d'assimilation linguistique de la part des immigrants joue comme un effet protecteur contre une baisse ou une dégradation de la santé au Canada est contredit par les résultats de nos analyses. En effet, il a été observé que le risque de se déclarer en mauvaise santé est plus élevé pour les personnes ne parlant aucune des langues officielles et que ce risque augmente entre 2001 et 2018 (voir tableaux 3, 4, 5 et 6). Cependant, ce risque est de moins en moins significatif avec le temps et pourrait être lié à la taille des cellules de plus en plus réduite au fil des années. En effet, comme nous l'avons vu dans le tableau 1, la proportion de personnes ne pouvant s'exprimer dans les deux langues officielles diminue avec le temps et implicitement les immigrants de cette catégorie du fait de la sélection. Ce fait viendrait réduire la puissance statistique de nos tests et ferait en sorte que les risques soient de moins en moins significatifs avec le temps.

Malgré ce fait, il n'en demeure pas moins que les immigrants ne pouvant s'exprimer dans aucune des langues officielles se trouvent être défavorisés et désavantagés en termes d'intégration (Zhu et Batisse, 2014). Les problèmes d'adaptation du fait de la langue parlée ont surtout été observés auprès des immigrants récents. En effet, ces derniers ne sont pas familiarisés avec le système de soins de santé au Canada, surtout en ce qui a trait aux renseignements portant sur la santé et aux services nécessaires. De plus, divers professionnels de la santé ont émis avoir des difficultés de communication avec les immigrants ce qui les expose à un manque d'informations sur la disponibilité de nouveaux soins de santé, impactant leur expérience avec le système de service de santé et leur état de santé (Zanchetta et Poureslami, 2006). Toutefois, le fait de parler l'une ou l'autre des langues officielles peut aussi être corrélée à une meilleure santé, parce qu'elle diminue le risque de se déclarer en mauvaise santé perçue, car les immigrants ont une plus grande compréhension des mécanismes ou systèmes régissant leur pays d'accueil, surtout en matière de santé (Jass et Massey, 2004).

Comme énoncé dans le chapitre 1, le système de sélection du Canada choisit principalement des immigrants hautement qualifiés avec un certain niveau de scolarité. Cette sélection engendre le fait que les immigrants ont un niveau de scolarité supérieure à celui des natifs ; or il est bien

connu qu'un haut niveau de scolarité est corrélé à un bon état de santé (Berry et Hou, 2016 ; Gee et collab., 2004 ; Jass et Massey, 2004 ; Moullan et Jusot, 2014 ; Newbold, 2005), fait que nous avons également observé dans notre étude (tableaux 3, 4, 5 et 6). En effet, plus le niveau d'étude était élevé, plus les chances de se déclarer en bonne santé perçue l'était également pour les hommes comme pour les femmes. Ces résultats étaient significatifs au seuil de 5 % entre 2001 et 2018.

Nous avons également constaté que le risque de se déclarer en mauvaise santé en fonction du niveau de scolarité a diminué au cours des années, signifiant que les immigrants comme les natifs sont de plus en plus éduqués au cours des années. Ichou et Wallace (2019) distinguent deux types de niveau de scolarité qui sont : le niveau de scolarité relatif et le niveau de scolarité absolue. Dans l'ESCC, la mesure utilisée pour le niveau de scolarité est celle du niveau de scolarité absolue qui est rappelons-le, le nombre d'années passées aux études ou le plus haut niveau d'études atteint par une personne. L'ESCC ne permet pas d'avoir accès aux informations permettant de calculer le niveau de scolarité relatif qui représente la manière dont les immigrants perçoivent leur le niveau de scolarité comparativement à leurs homologues dans leur pays d'origine. Cependant, notre étude vise à connaître l'effet du niveau de scolarité sur l'ESIBS dans le pays d'accueil, alors que le calcul du niveau de scolarité relatif aurait permis d'avoir un aperçu de la sélection telle qu'elle s'opère véritablement en amont, c'est-à-dire dans le pays d'origine, ce qui sort du contexte de notre étude. L'utilisation du niveau de scolarité absolue était la seule option disponible. Il a été observé dans l'étude de Feliciano et Lanuza (2017) que le fait d'avoir un certain niveau de scolarité augmente l'ESIBS aux États-Unis, alors que le contraire a été observé au Canada dans notre analyse. En effet, le risque de déclarer une mauvaise santé perçue dépend en majeure partie du niveau de scolarité des immigrants. Toutefois, malgré le fait que les immigrants soient en moyenne mieux éduqués que les natifs, ces derniers auront à faire face à divers obstacles tels que le manque de reconnaissance de leur diplôme. Ce fait engendre, sur le court et le long terme, une difficulté d'intégration au sein de la société d'accueil pouvant affecter de manière négative la santé des immigrants.

Cependant, il a été observé dans les figures 4 et 5 qu'un revenu élevé peut jouer le rôle d'un effet protecteur de la santé pour les natifs et pour les immigrants. Néanmoins, il faut reconnaître qu'en comparaison des natifs, les immigrants en particulier les femmes restent désavantagées. En

effet, ils éprouvent des difficultés à s'intégrer sur le marché de l'emploi au Canada malgré les systèmes d'intégration mis en place. Ces derniers vont se heurter à divers défis dont : (1) un manque de reconnaissance de leur acquis professionnel par les employeurs qui engendre un taux de chômage élevé, surtout pour les immigrants récents et particulièrement pour les minorités visibles ; et (2) la présence accrue des immigrants au sein des postes où ils sont surqualifiés (Batisse et Zhu, 2014 ; Derose et collab., 2007 ; Hou et collab., 2016 ; Labelle et collab., 2007 ; Zunzunegui et collab., 2006).

Les emplois généralement obtenus par les immigrants sont pour la plupart précaires et créent des écarts salariaux significatifs entre les immigrants et les natifs (Chicha, 2012 ; Hou et collab., 2016 ; Labelle et collab., 2007). Ces disparités sont également observables au sein de la population immigrante, en particulier entre les immigrants n'appartenant pas à une minorité visible et les immigrants de minorité visible (Banerjee, 2009). En effet, il a été démontré que les immigrants n'appartenant pas à une minorité visible et les natifs avaient une position plus avantageuse sur l'échelle du revenu par rapport aux immigrants de minorité visible. Cet écart est accentué pour les immigrants n'appartenant pas à une minorité visible par la non-maitrise de la langue parlée du pays d'accueil, la difficulté de faire reconnaître leur diplôme alors qu'ils ont été sélectionnés dès le départ pour leur acquis professionnel et leur aptitude à apporter une contribution à l'économie canadienne (Batisse et Zhu, 2014), et la discrimination perpétuée par les employeurs vis-à-vis des immigrants récents ayant un statut de minorité visible (Devaux, 2015). Ces difficultés d'insertion engendrant un désavantage sur le plan du revenu pour les immigrants, surtout récents et de minorité visible, les poussent parfois au découragement et génèrent du stress accentuant la dissipation de leur avantage de santé (Parant, 2001), car il a été observé au travers de la littérature que la marginalisation des minorités visibles entraîne une accentuation du désavantage social et de la vulnérabilité des immigrants (Derose et collab., 2007). De plus, leur exclusion sociale et leur discrimination dans le système de santé et dans la société font obstacle à leur accès aux soins de santé et de manière indirecte au maintien de leur santé en général (Lebrun, 2010). En particulier, les femmes qui sont plus susceptibles de déclarer une mauvaise santé perçue dans le pays d'accueil du fait d'une double discrimination, vécue en tant que femme, mais aussi en tant que femme de minorité visible (Llacer et collab., 2007). Ces dernières, particulièrement les immigrantes récentes, devraient faire l'objet d'un suivi spécifique par des programmes de santé publique, en cas de besoins de soins de santé (Setia, 2011).

Néanmoins, le résultat concernant la variable de la minorité visible est essentiellement significatif pour les femmes en 2018 dans le modèle 8 au tableau 6. L'interaction entre cette variable et la durée de résidence n'est pas significative pour les hommes comme les femmes. Cela veut dire que le statut de minorité visible confère un désavantage équivalent aux immigrants et aux natifs. C'est du moins ce qu'il est possible de dire, car il est possible que l'absence de résultats significatifs soit en partie due à la puissance du test statistique. Il se peut bien qu'une partie de la non-significativité tout comme pour la variable de la langue parlée s'explique surtout par la petite taille de certains groupes dans les analyses, lorsque les immigrants sont séparés en fonction de la durée de résidence, ce qui réduit la taille des cellules. Ce fait constitue l'une des limites dans notre étude, car la petite taille des cellules malgré le grand échantillon disponible ne permet pas d'avérer entièrement l'implication de variables importantes sur la santé des immigrants comme celle de la minorité visible dans notre étude.

Une autre limite de notre étude est liée à notre variable dépendante. Comme énoncé dans la revue de la littérature (chapitre 1, section, 1.2), la santé perçue est la variable la plus utilisée comme indicateur pour mesurer la santé ; cependant elle a également ses limites. En outre, nous ne connaissons pas la mesure dans laquelle ses données sont biaisées par des erreurs de déclarations (Zhao et collab., 2010) ou même avec les années de calendrier (effet de période). Toutefois, les enquêtes de l'ESCC donnent une définition unique de la santé pour tous les répondants, dans la formulation de la question concernant la santé perçue. Ils ont été informés que dans le cadre de l'enquête le terme « santé » englobe et signifie leur état de bien-être physique, social et mental général, mais également une absence de blessure ou de maladie (Statistique Canada, s. d.). Ce fait minimise les erreurs possibles de déclarations avec les années de calendrier.

Cependant, il est possible que la perception de ce qui constitue une bonne santé évolue avec la durée de résidence (Ng et collab., 2005). En effet, dans notre analyse descriptive et des probabilités prédites, il a été observé que la santé des immigrants de longue date tend à rejoindre celle des natifs (figure 7). Ce phénomène peut s'expliquer de deux façons.

En premier lieu, comme précédemment énoncé les immigrants tendent à adopter les différents comportements des natifs et il se peut que leur perception de la santé change en fonction de la société dans laquelle ils se sont intégrés. Néanmoins, le désir de conserver leur culture et leur croyance d'origine continue de guider leurs choix et comportements, leur interaction avec la société

d'accueil et leur capacité d'adaptation (Berry et Hou, 2016 ; Castañeda et collab., 2015). Dans le cas où les immigrants ne s'intègrent pas dans la société d'accueil, ils ont tendance à rejoindre les groupes ethniques se rapprochant de leurs valeurs. De plus diverses données d'études montrent également que le fait d'être dans une grande communauté d'immigrés est un obstacle à l'intégration sociale des immigrants et peut être associé à une mauvaise santé (Markides et Gerst, 2011). Cet isolement social, ce sentiment de non-appartenance à la société d'accueil génère un stress, et a un impact sur leur perception de la santé (Berry, 1997 ; Meintel et collab., 2018).

La perception de la santé peut également être modifiée en fonction des groupes de provenances diverses, où la notion de ce qui constitue une bonne santé peut diverger. Vu que l'ESCC ne dispose pas du pays d'origine des répondants de manière détaillée, il n'est pas possible d'estimer la santé perçue en fonction des différentes régions d'origine. Néanmoins, le croisement entre l'ethnicité et le statut migratoire au Canada nous a permis de différencier ces groupes sur la base de leur appartenance ou non à une minorité visible. Nous avons ainsi pu contrôler, bien que de manières imparfaites, les différences dans les groupes ethniques. Ce croisement nous donne une approche culturelle plutôt que géographique et permet de porter un regard nouveau sur la manière d'analyser l'ESIBS.

Rappelons qu'il a été observé lorsqu'on regarde les moyennes de santé standardisées que les immigrantes récentes étaient en moins bonne santé que les natives et les immigrantes de longue date alors que le contraire a été observé dans le calcul des probabilités prédites (figure 7). La comparaison des résultats entre la méthode de standardisation et de celle des probabilités prédites nous a permis de remettre en question les effets de la pondération sur nos analyses. Comme nous recommandons statistique Canada les poids par personne ont été appliqués dans chacune de nos analyses pour éviter toute sous-estimation des résultats obtenus. Si, la pondération a été appliquée à la fois pour les deux méthodes et qu'elle évite toutes erreurs d'estimations, ce résultat pourrait être du fait de la méthode de standardisation. Elle pourrait être liée au fait que les hommes avaient pour standards les hommes natifs de 2001 et les femmes, les femmes natives de 2001. Elle peut être liée à l'utilisation de moyennes qui peuvent être tirées vers le haut ou le bas par certaines réponses (i.e., immigrantes récentes surtout de minorité visible (figure 3) qui déclarent une mauvaise santé). Néanmoins, nos résultats multivariés comme nous l'avons vu dans le tableau 1 et dans le tableau 5 au modèle 2 montrent que le risque relatif n'est pas significatif en 2001, ce qui

semble contredire la présence d'un ESIBS pour ces dernières en début de période. Ce résultat n'a pas été observé à notre connaissance dans les études l'ESIBS et peut être considéré comme l'une des limites de notre étude, car les sources pour l'expliquer sont encore réduites, mais pourrait également constituer une piste de réflexion pour une prochaine étude afin d'en trouver l'explication.

La hausse et la baisse suspecte des moyennes de santé standardisée respectivement observée pour les immigrants récents de revenu faible (figure 5) et pour les minorités visibles natifs/natives (figures 2, 3, A.2 et A.3) suggèrent un problème dans la structure des données de 2013-2014 et 2015-2016. Mais, cette hypothèse peut être écartée par le fait que le changement dans la méthode d'échantillonnage a été effectué uniquement pour les répondants âgés de 12-17 ans qui ont été supprimés de nos analyses. Ce fait est peut-être lié au caractère transversal de notre étude, au fait que les répondants soient soumis aux pressions sociales du moment ou à certains changements dans les politiques de la population (effet de période), d'où naît l'importance de l'utilisation de données longitudinales dans l'étude de l'ESIBS. Ces changements suspects dans les tendances, surtout pour les minorités visibles natives, peuvent être liés à un changement dans le traitement de données. Il se peut en effet que la définition de minorité visible dans l'ESCC ait changé entre 2013-2014 et 2015-2016 : elle pourrait inclure dans les premières années d'enquête les autochtones, connus pour leurs importants problèmes de santé (Posca, 2018) alors qu'elle les excluait dans les enquêtes plus récentes. Nous n'avons malheureusement pas pu confirmer ou infirmer cette hypothèse à partir la documentation entourant les différentes vagues de l'enquête.

Cependant, malgré ces limites, nous croyons que nos objectifs ont été atteints et que l'analyse de l'ESCC nous a permis de répondre à notre question de recherche en bonne partie. L'un des points forts de cette étude reste et réside dans l'utilisation d'une série d'enquêtes transversales qui nous a permis de déterminer que l'effet négatif de la durée de résidence sur la santé perçue des immigrants s'est maintenu dans le temps et de même que le rôle de l'âge, le niveau de scolarité, le revenu et l'ethnicité, etc. Rappelons que, les modifications au cours du temps au niveau de la méthode d'échantillonnage de l'ESCC n'affectent pas nos analyses et les résultats qui ont été émis, car le changement dans la méthode d'échantillonnage de la base de données a surtout été effectué pour les répondants âgés de 12-17 ans qui ont été supprimés de nos analyses. Il n'affecte pas non plus la pondération puisque le poids est calculé et attribué à chaque répondant.

La rédaction de ce mémoire montre l'importance de faire la distinction des immigrants en fonction de leur durée de résidence. En effet, étudier les immigrants en fonction de leur durée de résidence permet de saisir son effet négatif qui s'est maintenu durant toute la période d'observation malgré l'amélioration de la santé perçue, en particulier pour les femmes qui passent de plus en plus par le système de point comme demandeuses principales. Comme Vang et collab. (2017) l'ont souligné les politiques de santé s'adressant aux immigrants devraient prendre en compte la multiplicité des situations économiques, sociales ou démographiques dans lesquelles ils se trouvent à leur arrivée et tout au long de leurs parcours en terre d'accueil. Elles ne doivent pas considérer les immigrants comme faisant partie d'un seul et même groupe homogène, du fait des dynamiques différentes entre les immigrants récents et de longue date. Ces politiques peuvent être établies en prenant en compte la singularité de chaque groupe d'âges et de chaque individu selon le sexe, et identifier des indicateurs de santé démontrant la vulnérabilité des immigrants.

Avec la croissance perpétuelle du nombre et de la part des immigrants dans la population canadienne, notre étude pourrait servir de piste de réflexion pour les recherches à venir portant sur l'ESIBS. Elle montre la possibilité d'analyser l'ESIBS sur la base de données transversale, mais également l'importance d'étudier plus en profondeur, la distribution des revenus des immigrants de manière explicite, en particulier celle des immigrants avec un faible revenu et le rôle de l'appartenance à une minorité visible. Notre étude souligne en outre l'intérêt, pour les recherches futures, de séparer les effets de cohorte de celui de la durée de résidence à partir de données longitudinales comme celle de la BDIM. Il serait aussi utile de suivre dans le temps des cohortes s'étant établies au Canada au moment où des changements importants sont intervenus dans le système de point, pour voir comment ces changements ont pu affecter l'ESIBS et sa dissipation avec la durée de résidence. Mener une telle étude nous permettrait d'évaluer le rôle du système de sélection canadien qui valorise la sélection d'immigrants hautement qualifiés sur le plan professionnel et scolaire, mais qui peinent à s'intégrer dans le marché économique et se retrouvent pour la majorité dans des emplois où ils sont surqualifiés. Le fait que les immigrants ne trouvent pas une situation à la hauteur de leurs compétences ou de leur attente pourrait être davantage considéré dans l'analyse de l'ESIBS.

Références bibliographiques

ABRAÍDO-LANZA, A. F., B. P. DOHRENWEND, D. S. NG-MAK et J. B. TURNER. 1999. « The Latino mortality paradox: a test of the “salmon bias” and healthy migrant hypotheses. », *American Journal of Public Health*, 89, 10 : 1543-1548. Disponible à la page : <https://ajph.aphapublications.org/doi/abs/10.2105/AJPH.89.10.1543>

ACEVEDO-GARCIA, D., L. M. BATES, T. L. OSYPUK et N. MCARDLE. 2010. « The effect of immigrant generation and duration on self-rated health among US adults 2003–2007 », *Social Science & Medicine*, 71, 6 : 1161-1172. Disponible à la page : <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953610004521>

AKRESH, I. R. et R. FRANK. 2008. « Health Selection Among New Immigrants », *American Journal of Public Health*, 98, 11 : 2058-2064. Disponible à la page : <https://ajph.aphapublications.org/doi/full/10.2105/AJPH.2006.100974>

ALI, J. S., S. MCDERMOTT et R. G. GRAVEL. 2004. « Recent Research on Immigrant Health from Statistics Canada’s Population Surveys », *Canadian Journal of Public Health*, 95, 3 : I9-I13. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/BF03403659>

ANTECOL, H. et K. BEDARD. 2006. « Unhealthy assimilation: Why do immigrants converge to American health status levels? », *Demography*, 43, 2 : 337-360. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1353/dem.2006.0011>

BANERJEE, R. 2009. « Income Growth of New Immigrants in Canada: Evidence from the Survey of Labour and Income Dynamics », *Relations industrielles/ Industrial Relations*, 64, 3 : 466-488. Disponible à la page : <https://www.erudit.org/en/journals/ri/2009-v64-n3-ri3563/038552ar/abstract/>

BATISSE, C. et N. ZHU. 2014. « Les immigrants sur le marché du travail canadien : double peine pour les non-Occidentaux ? », *Diversité urbaine*, 14, 2 : 123-146. Disponible à la page : <https://app01.prod.beluga.erudit.org:8000/en/journals/du/2014-v14-n2-du02393/1035428ar/>

BENYAMINI, Y., E. A. LEVENTHAL et H. LEVENTHAL. 2000. « Gender Differences in Processing Information for Making Self-Assessments of Health », *Psychosomatic Medicine*, 62, 3 : 354-364. Disponible à la page : https://journals.lww.com/psychosomaticmedicine/Fulltext/2000/05000/Gender_Differences_in_Processing_Information_for.9.aspx?casa_token=RUQyFF9W4_QAAAAA:L4Mczfu8E7jNvGrxDGMZ9GYSZOKO9NvRZF60Z0vpPA07whXiL8EvRS63Dqm6tS4Ugf6rDgwOZ7bVQkIRKxTQR-RL

BERGERON, P., N. AUGER et D. HAMEL. 2009. « Poids, santé générale et santé mentale : la situation de divers sous-groupes d’immigrants au Canada », *Canadian Journal of Public Health*, 100, 3 : 215-220. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/BF03405544>

BERRY, J. W. 2001. « A Psychology of Immigration », *Journal of Social Issues*, 57, 3 : 615-631. Disponible à la page : <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/0022-4537.00231>

BERRY, J. W. 1997. « Immigration, Acculturation, and Adaptation », *Applied Psychology*, 46, 1 : 5-34. Disponible à la page : <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1464-0597.1997.tb01087.x>

BERRY, J. W. et F. HOU. 2016. « Immigrant acculturation and wellbeing in Canada. », *Canadian Psychology / Psychologie canadienne*, 57, 4 : 254. Disponible à la page : <https://psycnet.apa.org/fulltext/2016-51980-003.html>

BLAXTER, M. 1990. *Health and Lifestyles*, 1st Edition. London. Routledge. 288 p.

BOUDARBAT, B. et P. EBRAHIMI. 2016. « L'intégration économique des jeunes issus de l'immigration au Québec et au Canada », *Cahiers québécois de démographie*, 45, 2 : 121-144. Disponible à la page : <https://www.erudit.org/en/journals/cqd/2016-v45-n2-cqd03114/1040392ar/>

BRUCE NEWBOLD, K. 2005. « Self-rated health within the Canadian immigrant population: risk and the healthy immigrant effect », *Social Science & Medicine*, 60, 6 : 1359-1370. Disponible à la page : <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S027795360400334X>

CARON MALENFANT, É., P. DION, A. LEBEL et D. GRENIER. 2011. « Immigration et structure par âge de la population du Canada : quelles relations? », *Cahiers québécois de démographie*, 40, 2 : 239-265. Disponible à la page : <https://app01.prod.beluga.erudit.org:8000/en/journals/cqd/1900-v1-n1-cqd0166/1011541ar/>

CASE, A. et C. PAXSON. 2005. « Sex differences in morbidity and mortality », *Demography*, 42, 2 : 189-214. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1353/dem.2005.0011>

CASTAÑEDA, H., S. M. HOLMES, D. S. MADRIGAL, M.-E. D. YOUNG, N. BEYELER et J. QUESADA. 2015. « Immigration as a Social Determinant of Health », *Annual Review of Public Health*, 36, 1 : 375-392. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-032013-182419>

CHADWICK, K. A. et P. A. COLLINS. 2015. « Examining the relationship between social support availability, urban center size, and self-perceived mental health of recent immigrants to Canada: A mixed-methods analysis », *Social Science & Medicine*, 128 : 220-230.

CHANDOLA, T. et C. JENKINSON. 2000. « Validating Self-rated Health in Different Ethnic Groups », *Ethnicity & Health*, 5, 2 : 151-159. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1080/713667451>

CHEN, J., W. RUSSELL et E. NG. 1996. « Health Expectancy by Immigrant Status, 1986 and 1991 », *Health reports-Statistics Canada*, 8, 3 : 29-38. Disponible à la page : https://www.researchgate.net/profile/Kathryn-Wilkins/publication/14130412_Chronic_conditions_physical_limitations_and_dependency_among_seniors_living_in_the_community/links/58e421f40f7e9bbe9c94d118/Chronic-conditions-physical-limitations-and-dependency-among-seniors-living-in-the-community.pdf#page=27

CHICHA, M.-T. 2012. « Discrimination systémique et intersectionnalité : la déqualification des immigrantes à Montréal », *Canadian Journal of Women and the Law*, 24, 1 : 82-113. Disponible à la page : <https://www.utpjournals.press/doi/abs/10.3138/cjwl.24.1.082>

CHOINIÈRE, R., C. MUECKE, et INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC. 2005. *Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques?*, Montréal, Québec. Unité études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec.

CHUI, T. 2011. *Femmes au Canada : rapport statistique fondé sur le sexe. Les femmes immigrantes*, publication no 89-503-X, Statistique Canada, Ottawa.

DEROSE, K. P., J. J. ESCARCE et N. LURIE. 2007. « Immigrants And Health Care: Sources Of Vulnerability », *Health Affairs*, 26, 5 : 1258-1268. Disponible à la page : <https://www.healthaffairs.org/doi/full/10.1377/hlthaff.26.5.1258>

DESMEULES, M., J. GOLD, A. KAZANJIAN, D. MANUEL, J. PAYNE, B. VISSANDJÉE, S. MCDERMOTT et Y. MAO. 2004. « New Approaches to Immigrant Health Assessment », *Canadian Journal of Public Health*, 95, 3 : 122-126. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/BF03403661>

DEVAUX, M. 2015. « Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries », *The European Journal of Health Economics*, 16, 1 : 21-33. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/s10198-013-0546-4>

DUNN, J. R. et I. DYCK. 2000. « Social determinants of health in Canada's immigrant population: results from the National Population Health Survey », *Social Science & Medicine*, 51, 11 : 1573-1593. Disponible à la page : <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953600000538>

DUPRE, M. E., D. GU et J. W. VAUPEL. 2012. « Survival Differences among Native-Born and Foreign-Born Older Adults in the United States », *PLOS ONE*, 7, 5 : e37177. Disponible à la page : <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0037177>

ELO, I. T., N. K. MEHTA et C. HUANG. 2011. « Disability Among Native-born and Foreign-born Blacks in the United States », *Demography*, 48, 1 : 241-265. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/s13524-010-0008-x>

FELICIANO, C. 2005. « Educational selectivity in U.S. Immigration: How do immigrants compare to those left behind? », *Demography*, 42, 1 : 131-152. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1353/dem.2005.0001>

FELICIANO, C. et Y. R. LANUZA. 2017. « An Immigrant Paradox? Contextual Attainment and Intergenerational Educational Mobility », *American Sociological Review*, 82, 1 : 211-241. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1177/0003122416684777>

FLEURY, C., D. BÉLANGER et G. HAEMMERLI. 2018. « Les travailleurs étrangers temporaires au Canada : une sous-classe d'employés? », *Cahiers québécois de démographie : revue internationale d'étude des populations*, 47, 1 : 81-108. Disponible à la page : <https://app01.prod.beluga.erudit.org :8000/en/journals/cqd/2018-v47-n1-cqd04760/1062107ar/>

FULLER-THOMSON, E., A. M. NOACK et U. GEORGE. 2011. « Health Decline Among Recent Immigrants to Canada: Findings From a Nationally-representative Longitudinal Survey », *Canadian Journal of Public Health/ Revue Canadienne de Santé Publique*, 102, 4 : 273-280. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/BF03404048>

GEE, E. M. T., K. M. KOBAYASHI et S. G. PRUS. 2004. « Examining the Healthy Immigrant Effect in Mid- To Later Life: Findings from the Canadian Community Health Survey », *Canadian Journal on Aging / La Revue canadienne du vieillissement*, 23, 5 : S55-S63. Disponible à la page : <https://muse.jhu.edu/article/182895>

GOUVERNEMENT DU CANADA, S. C. 2019. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Composante annuelle (ESCC). Disponible à la page : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3226

GUILLOT, M., M. KHLAT, I. ELO, M. SOLIGNAC et M. WALLACE. 2018. « Understanding age variations in the migrant mortality advantage: An international comparative perspective », *PLOS ONE*, 13, 6 : e0199669. Disponible à la page : <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0199669>

GUSHULAK, B. D., K. POTTIE, J. H. ROBERTS, S. TORRES et M. DESMEULES. 2011. « Migration and health in Canada: health in the global village », *CMAJ*, 183, 12 : E952-E958. Disponible à la page : <https://www.cmaj.ca/content/183/12/E952>

HAGART, J. et D. R. BILLINGTON. 1982. « Towards an understanding of health status: the perceived importance of health status dimensions », *Journal of Public Health*, 4, 1 : 12-24. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.pubmed.a043498>

HERNÁNDEZ-QUEVEDO, C. et D. JIMÉNEZ-RUBIO. 2009. « A comparison of the health status and health care utilization patterns between foreigners and the national population in Spain: New evidence from the Spanish National Health Survey », *Social Science & Medicine*, 69, 3 : 370-378. Disponible à la page : <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953609002767>

HOU, F., J. BERRY et G. SCHELLENBERG. 2016. *Profils et déterminants du sentiment d'appartenance des immigrants au Canada et à leur pays d'origine*, publication 2016383f, Statistics Canada, Direction des études analytiques,.

ICHOU, M. et M. WALLACE. 2019. « The Healthy Immigrant Effect: The role of educational selectivity in the good health of migrants », *Demographic Research*, 40, 4 : 61-94. Disponible à la page : <https://www.jstor.org/stable/26726993>

IDLER, E. L., S. V. HUDSON et H. LEVENTHAL. 1999. « The Meanings of Self-Ratings of Health: A Qualitative and Quantitative Approach », *Research on Aging*, 21, 3 : 458-476. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1177/0164027599213006>

IMMIGRATION, R. et C. C. 2018. *Rapport annuel au Parlement sur l'immigration 2018*, Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada,.

IMMIGRATION, R. et C. C. 2005. Les immigrants récents des régions métropolitaines : Montréal — un profil comparatif d'après le recensement de 2001. Disponible à la page : <https://www.canada.ca/fr/immigration-refugies-citoyennete/organisation/rapports-statistiques/recherche/immigrants-recents-regions-metropolitaines-montreal-profil-comparatif-apres-recensement-2001/partiea.html>

JASS, G. et D. S. MASSEY. 2004. *Immigrant health: Selectivity and acculturation*, 04/23, IFS Working Papers, .

KENNEDY, S., M. P. KIDD, J. T. MCDONALD et N. BIDDLE. 2015. « The Healthy Immigrant Effect: Patterns and Evidence from Four Countries », *Journal of International Migration and Integration*, 16, 2 : 317-332. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/s12134-014-0340-x>

KHLAT, M. et M. GUILLOT. 2017. « Health and mortality patterns among migrants in France », dans *Migration, Health and Survival*, Edward Elgar Publishing : 193-213.

KUIJF, J. 2014. « L'adaptation culturelle et le choc culturel inversé. Une étude sur la relation entre l'adaptation culturelle et le degré du choc culturel inversé chez 20 étudiants Erasmus », (Mémoire de maîtrise), Université Utrecht,

KWAK, K. 2018. « Age and Gender Variations in Healthy Immigrant Effect: a Population Study of Immigrant Well-Being in Canada », *Journal of International Migration and Integration*, 19, 2 : 413-437. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/s12134-018-0546-4>

LABELLE, M., A.-M. FIELD et J.-C. ICART. 2007. « Les dimensions d'intégration des immigrants, des minorités ethnoculturelles et des groupes racisés au Québec : document de travail présenté à la Commission de consultation sur les pratiques d'accommodement reliées aux différences culturelles (CCPARDC), Québec ». Disponible à la page : <http://collections.banq.qc.ca/ark:/52327/66312>

LAROCHE, M. 2000. « Health Status and Health Services Utilization of Canada's Immigrant and Non-Immigrant Populations », *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, 26, 1 : 51-75. Disponible à la page : <https://www.jstor.org/stable/3552256>

LEÃO, T. S., J. SUNDQUIST, S.-E. JOHANSSON et K. SUNDQUIST. 2009. « The influence of age at migration and length of residence on self-rated health among Swedish immigrants: a cross-sectional study », *Ethnicity & Health*, 14, 1 : 93-105. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1080/13557850802345973>

LEBRUN, L. A. 2010. « Accès aux services de santé parmi les immigrants au Canada », *Canadian Ethnic Studies*, 41, 3 : 247-260. Disponible à la page : <https://muse.jhu.edu/article/482298>

LLÁCER, A., M. V. ZUNZUNEGUI, J. del AMO, L. MAZARRASA et F. BOLÚMAR. 2007. « The contribution of a gender perspective to the understanding of migrants' health », *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61, Suppl 2 : ii4-ii10. Disponible à la page : https://jech.bmj.com/content/61/Suppl_2/ii4

LORANT, V., H. VAN OYEN et I. THOMAS. 2008. « Contextual factors and immigrants' health status: Double jeopardy », *Health & Place*, 14, 4 : 678-692. Disponible à la page : <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1353829207001001>

LU, C. et E. NG. 2019. « Effet de l'immigrant en bonne santé par catégorie d'immigrants au Canada », *Rapports sur la santé*, Volume 30, 4 : 3-13. Disponible à la page : <https://www150.statcan.gc.ca/pub/82-003-x/2019004/article/00001-fra.htm>

MACKENBACH, J. P., J. V. D. BOS, I. M. A. JOUNG, H. VAN DE MHEEN et K. STRONKS. 1994. « The Determinants of Excellent Health: Different from the Determinants of III-Health? », *International Journal of Epidemiology*, 23, 6 : 1273-1281. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1093/ije/23.6.1273>

MARKIDES, K. S. et K. GERST. 2011. « Immigration, Aging, and Health in the United States », dans R. A. SETTERSTEN et J. L. ANGEL (dir.), *Handbook of Sociology of Aging*, New York, NY. Springer : 103-116.

MARKIDES, K. S. et S. ROTE. 2019. « The Healthy Immigrant Effect and Aging in the United States and Other Western Countries », *The Gerontologist*, 59, 2 : 205-214. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1093/geront/gny136>

MEINTEL, D., V. PICHÉ, J. RENAUD, D. JUTEAU et A. GERMAIN. 2018. *L'immigration et l'ethnicité dans le Québec contemporain*, Les Presses de l'Université de Montréal. 127 p.

MOREL, M. 2014. « Culture, immigration, et intégration culturelle », *La Francopolophonie*, 9, 2 : 225-233. Disponible à la page : https://ibn.idsi.md/vizualizare_articol/34019

MOULLAN, Y. et F. JUSOT. 2014. « Why is the 'healthy immigrant effect' different between European countries? », *European Journal of Public Health*, 24, suppl_1 : 80-86. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku112>

NANHO, V., F. BERNECHE et INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC. 2014. « L'état de santé des immigrants du Québec a-t-il changé au cours des années 2000 par rapport à celui des Canadiens de naissance ? Une vue d'ensemble à partir d'indicateurs-clés. Série Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) », *zoom santé-Institut de la statistique du Québec*, 42 : 2-14. Disponible à la page : <https://statistique.quebec.ca/fr/document/no-42-letat-de-sante-des-immigrants-du-quebec-a-t-il-change-au-cours-des-annees-2000-par-rapport-a-celui-des-canadiens-de-naissance-une-vue-ensemble-a-partir-indicateurs-cles-enquete-sur-la-sante-dans>

NEWBOLD, B. 2005. « Health status and health care of immigrants in Canada: a longitudinal analysis », *Journal of Health Services Research & Policy*, 10, 2 : 77-83.

NEWBOLD, K. B. 2006. « Chronic Conditions and the Healthy Immigrant Effect: Evidence from Canadian Immigrants », *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 32, 5 : 765-784. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1080/13691830600704149>

NG, E., R. WILKINS, F. GENDRON et J.-M. BERTHELOT. 2005. *L'évolution de l'état de santé des immigrants au Canada constats tirés de l'Enquête nationale sur la santé de la population*, publication no 82-618-MWF2005002, Statistique Canada, Ottawa.

NIELSEN, S. S. et A. KRASNIK. 2010. « Poorer self-perceived health among migrants and ethnic minorities versus the majority population in Europe: a systematic review », *International Journal of Public Health*, 55, 5 : 357-371. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1007/s00038-010-0145-4>

PAMPALON, R., D. HAMEL, P. GAMACHE et G. RAYMOND. 2009. « Un indice de défavorisation pour la planification de la santé au Canada », *Maladies chroniques au Canada*, 29, 4 : 199-213. Disponible à la page : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/rapports-publications/promotion-sante-prevention-maladies-chroniques-canada-recherche-politiques-pratiques/vol-29-no-4-2009/indice-defavorisation-pour-planification-sante-canada.html>

PARANT, M. 2001. *Les politiques d'immigration du Canada : stratégies, enjeux et perspectives*, 80, Centre d'études et de recherches internationale Sciences Po,.

POL, L. G. et R. K. THOMAS. 2001. *The Demography of Health and Health Care (second Edition)*, Springer Science & Business Media. 402 p.

POSCA, J. 2018. *Portrait des inégalités socioéconomiques touchant les Autochtones au Québec*, Institut de recherche et d'informations socioéconomiques, Montréal, Québec.

RAPHAEL, D., R. LABONTE, R. COLMAN, K. HAYWARD, R. TORGERSON et J. MACDONALD. 2006. « Revenu et santé au Canada: Lacunes sur le plan de la recherche et possibilités futures », *Canadian Journal of Public Health / Revue Canadienne de Santé Publique*, 97, suppl 3 : S18-S26. Disponible à la page : <https://www.jstor.org/stable/41965622>

ROTE, S. et K. MARKIDES. 2015. « Migration and Health », dans *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences: Second Edition*, Elsevier Inc. : 407-410.

SETIA, M. 2011. « Health of Canadian immigrants: the role of social factors », (Thèse), Université de McGill, Montréal.

SHIELDS, M. et S. SHOOSHTARI. 2001. « Determinants of self-perceived health », *Health Reports*, 13, 1 : 35-52. Disponible à la page : <https://www.proquest.com/docview/207491544/abstract/4712CA5583146ADPQ/1>

SOFFER, V. 2022. La résilience scolaire des jeunes Québécois d'origine africaine et caribéenne. Disponible à la page : [https://nouvelles.umontreal.ca/article/2022/03/09/la-resilience-scolaire-des-jeunes-quebecois-d-origine-africaine-et-caribeenne/?ct=\(La_quotidienne_20220310_2\)](https://nouvelles.umontreal.ca/article/2022/03/09/la-resilience-scolaire-des-jeunes-quebecois-d-origine-africaine-et-caribeenne/?ct=(La_quotidienne_20220310_2))

SOLÉ-AURÓ, A. et E. M. CRIMMINS. 2008. « Health of Immigrants in European Countries », *International Migration Review*, 42, 4 : 861-876. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2008.00150.x>

STATA. s. d. Statistical software for data science | Stata. Disponible à la page : <https://www.stata.com/>

STATISTIQUE CANADA. 2020. Contenu mis à jour du Recensement de la population de 2021 : immigration, diversité ethnoculturelle et langues au Canada. Disponible à la page : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2021/ref/98-20-0001/982000012020002-fra.cfm>

STATISTIQUE CANADA. 2017a. Le Quotidien — Immigration et diversité ethnoculturelle : faits saillants du Recensement de 2016. Disponible à la page : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/171025/dq171025b-fra.htm?indid=14428-3&indgeo=0>

STATISTIQUE CANADA. 2017b. Recensement en bref: L'intégration linguistique des immigrants et les populations de langue officielle au Canada. Disponible à la page : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/as-sa/98-200-x/2016017/98-200-x2016017-fra.cfm>

STATISTIQUE CANADA. 2017c. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2017-2018: Composante annuelle. Disponible à la page : <https://search1.odesi.ca/#/details?uri=%2Fodesi%2Fesc-82M0013-F-2017-2018-composante-annuelle.xml>

STATISTIQUE CANADA. 2013. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2013-2014: Composante annuelle. Disponible à la page : <https://search1.odesi.ca/#/details?uri=%2Fodesi%2Fesc-82M0013-F-2013-2014-composante-annuelle.xml>

STATISTIQUE CANADA. s. d. Santé perçue. Disponible à la page : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/82-229-x/2009001/status/phx-fra.htm>

STATISTIQUE CANADA, S. C. 2022. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Composante annuelle (ESCC). Disponible à la page : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3226

THOMAS, S., S. TREMBLAY et STATISTIQUE CANADA. s. d. Interprétation des estimations de l'ESCC remaniée. Disponible à la page : https://www.statcan.gc.ca/fr/programmes-statistiques/document/3226_D44_T9_V3

TIENDA, M. 2017. « Multiplying Diversity: Family Unification and the Regional Origins of Late-Age US Immigrants », *International Migration Review*, 51, 3 : 727-756. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1111/imre.12241>

TROVATO, F. 2017. *Migration, Health and Survival: International Perspectives*, Edward Elgar Publishing. 321 p.

TURCOTTE, M. 2011. *Les femmes et la santé*, publication no 89-503-X, Statistique Canada, Ottawa.

VANG, Z. M., J. SIGOUIN, A. FLENON et A. GAGNON. 2017. « Are immigrants healthier than native-born Canadians? A systematic review of the healthy immigrant effect in Canada », *Ethnicity & Health*, 22, 3 : 209-241. Disponible à la page : <https://doi.org/10.1080/13557858.2016.1246518>

ZANCHETTA, M. S. et I. M. POURESLAMI. 2006. « Littératie en matière de santé dans la réalité des immigrants, sur le plan de la culture et de la langue », *Canadian Journal of Public Health / Revue Canadienne de Santé Publique*, 97, suppl 2 : S28-S33. Disponible à la page : <https://www.jstor.org/stable/41995834>

ZHAO, J., L. XUE et T. GILKINSON. 2010. *État de santé et capital social des nouveaux immigrants données probantes issues de l'Enquête longitudinale auprès des immigrants du Canada*, Citoyenneté et immigration Canada,.

ZHU, N. et C. BATISSE. 2014. « L'inégalité, la pauvreté et l'intégration économique des immigrants au Canada depuis les années 1990 » Disponible à la page : <https://depot.erudit.org/id/003917dd?mode=full>

ZUNZUNEGUI, M.-V., M. FORSTER, L. GAUVIN, M.-F. RAYNAULT et J. DOUGLAS WILLMS. 2006. « Community unemployment and immigrants' health in Montreal », *Social Science & Medicine*, 63, 2 : 485-500. Disponible à la page : <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0277953606000025>

Annexe

Figure A.1) Nombre de répondants par enquête de L'ESCC

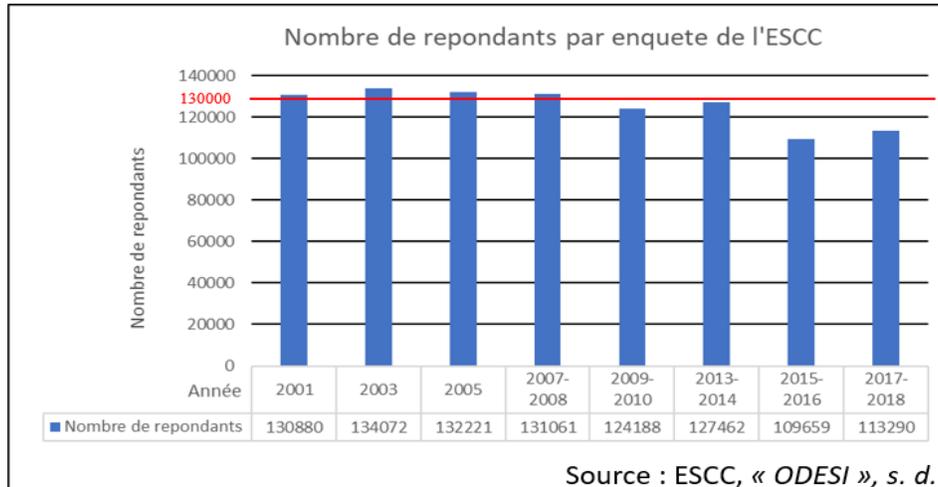


Tableau A.1) Catégorisation du revenu dans l'ESCC au fil du temps

Année	Revenu dans le ménage
2001	Aucun revenu
2003	Moins de 15 000 \$
2005	15 000 \$-29 999 \$ 30 000 \$-49 999 \$ 50 000 \$-79 999 \$ 80 000 \$ ou plus
2007-2008 ; 2009-2010 ; 2013-2014 ; 2015-2016 2017-2018	Aucun revenu Moins de 20 000 \$ 20 000 \$-39 999 \$ 40 000 \$-59 999 \$ 60 000-79 999 \$ 80 000 ou plus »

Source : ESCC de 2001 à 2018

Tableau A.2) Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques pour les hommes selon le statut migratoire dans l'ESCC, 2001 à 2017-2018

Années d'enquête	Proportions pondérées %											
	2001			2003			2005			2007-2008		
Noms des variables	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)
Sexe												
Hommes	78,9	6,4	14,7	79,0	6,2	14,8	79,0	6,2	14,8	77,6	6,9	15,6
Santé perçue												
Bonne Santé	90,9	95,0	89,2	91,8	96,1	89,5	91,0	96,3	90,2	90,9	92,9	89,4
Mauvaise santé	9,1	5,0	10,8	8,2	3,9	10,5	9,0	3,7	9,9	9,1	7,2	10,6
Âge												
20-24ans	11,8	12,4	3,6	11,6	14,9	3,7	11,7	10,0	4,9	11,3	12,4	5,2
25-29ans	11,4	13,8	6,0	11,3	13,7	6,3	11,4	12,6	5,3	11,6	12,2	6,3
30-34ans	11,7	18,4	10,0	10,6	15,2	9,3	10,6	18,6	6,7	11,4	20,2	6,5
35-39ans	13,5	22,0	12,7	12,7	20,4	14,0	11,5	19,7	10,7	10,5	18,7	11,0
40-44ans	15,1	12,9	13,8	14,9	12,3	15,3	14,4	15,2	15,5	12,1	17,6	16,9
45-49ans	12,5	9,6	14,3	12,0	10,9	12,8	12,6	13,7	13,4	13,3	7,6	11,5
50-54ans	10,3	5,8	16,3	10,8	7,4	15,1	11,0	6,0	14,7	12,0	7,3	14,4
55-59ans	8,1	3,3	12,6	9,1	4,1	13,9	9,4	2,1	16,5	10,2	3,0	16,4
60-64ans	5,8	1,8	10,8	7,0	1,3	9,6	7,4	2,1	12,5	7,6	1,1	11,9
Langue												
Anglais/Français	99,4	85,9	95,2	99,9	90,9	96,9	99,9	95,7	97,5	99,9	94,6	96,6
Ni anglais/Ni français	0,6	14,2	4,8	0,1	9,1	3,1	0,1	4,3	2,6	0,1	5,4	3,4
Niveau de scolarité												
Diplôme d'étude partiel	18,9	9,5	15,0	14,5	8,8	11,7	12,8	5,7	11,1	12,2	3,7	9,7
Diplôme secondaire	28,5	24,8	24,4	27,6	22,0	25,0	25,8	16,7	23,0	25,6	16,5	22,3
/aucun diplôme postsecondaire certificat/diplôme postsecondaire ou université	52,6	65,8	60,7	57,9	69,2	63,3	61,5	77,6	66,0	62,2	79,8	68,0
Revenu												
Bas	5,9	12,1	4,5	4,3	13,0	3,7	3,8	10,0	3,0	17,5	37,1	19,2
Moyen	31,9	48,7	31,5	27,6	43,3	28,7	24,1	41,7	26,5	16,4	23,0	17,6
Élevé	62,2	39,2	64,0	68,1	43,7	67,6	72,1	48,3	70,5	66,1	39,9	63,3
Minorité visible												
Oui	3,5	74,1	44,6	4,6	74,1	50,9	5,9	74,8	50,5	7,5	76,7	55,7
Non	96,5	25,9	55,4	95,4	25,9	49,2	94,1	25,2	49,5	92,5	23,3	44,3
État matrimonial												
Marié	52,6	69,6	71,7	53,9	69,8	71,7	52,0	74,2	72,3	49,2	72,7	69,9
Union Libre	13,5	2,4	4,3	13,1	2,5	5,0	15,3	3,8	7,0	16,0	3,9	5,5
Veuf/séparé/divorcé	7,5	3,2	8,3	6,9	3,0	7,1	6,9	2,5	6,0	7,4	2,9	7,2
Célibataire jamais marié	26,3	24,8	15,7	26,1	24,8	16,1	25,8	19,5	14,7	27,4	20,5	17,4
Province												
Reste du Canada	27,3	11,0	13,6	26,9	9,8	13,9	27,0	11,7	13,2	27,7	15,6	13,5
Québec	28,1	15,5	14,3	27,3	16,0	11,8	27,0	20,7	12,4	26,7	22,1	13,7
Ontario	33,4	54,2	56,1	34,4	58,0	57,3	34,5	53,2	56,0	33,8	48,7	56,9
Colombie-Britannique	11,3	19,4	16,0	11,4	16,3	17,1	11,4	14,5	18,4	11,8	13,5	15,9
n (échantillon)	32 742	1 152	3 589	30 474	1 039	3 364	31 129	1 226	3 514	29 204	1 150	3 340
N. (pondérée)	6 641 964	538 827	1 234 714	6 492 547	505 051	1 217 306	6 733 573	528 890	1 264 480	6 695 302	590 947	1 342 658

Tableau A.2) Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques pour les hommes selon le statut migratoire dans l'ESCC, 2001 à 2017-2018 (suite)

Années d'enquête	Proportions pondérées %											
	2009-2010			2013-2014			2015-2016			2017-2018		
Noms des variables	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)
Sexe												
Hommes	77,5	6,9	15,7	75,6	7,9	16,6	76,0	7,0	17,0	75,1	7,8	17,2
Santé perçue												
Bonne Santé	90,6	95,5	87,5	89,9	95,4	89,2	90,9	96,0	90,9	90,6	95,6	91,3
Mauvaise santé	9,4	4,5	12,5	10,1	4,6	10,8	9,1	4,0	9,1	9,4	4,4	8,7
Âge												
20-24ans	11,1	13,4	5,2	13,2	14,1	4,9	11,3	9,9	5,7	10,9	9,4	5,7
25-29ans	11,0	14,0	5,8	11,3	17,3	7,0	10,8	11,2	8,2	11,3	14,8	6,6
30-34ans	10,4	18,3	6,1	10,5	20,5	9,0	12,0	23,7	7,2	11,9	18,8	8,9
35-39ans	10,9	19,0	8,3	9,9	17,0	9,3	10,1	20,0	7,6	10,7	20,0	8,6
40-44ans	11,8	18,0	15,3	10,3	13,5	13,8	9,9	14,5	12,8	9,9	15,0	11,7
45-49ans	12,4	8,5	14,9	10,5	7,1	14,2	10,2	11,6	16,4	10,1	9,6	15,1
50-54ans	12,7	6,2	13,9	12,0	6,0	14,9	12,3	5,0	15,1	10,9	6,3	16,1
55-59ans	11,1	1,5	16,7	12,4	2,5	13,9	12,5	3,5	14,7	12,4	3,0	14,9
60-64ans	8,7	1,2	13,7	10,0	2,0	13,1	11,1	0,8	12,3	11,9	3,1	12,5
Langue												
Anglais/Français	99,8	94,4	95,7	100,0	95,2	97,7	99,9	97,9	97,7	99,9	95,9	98,5
Ni anglais/Ni français	0,2	5,6	4,3	0,0	4,8	2,3	0,1	2,1	2,3	0,1	4,1	1,5
Niveau de scolarité												
Diplôme d'étude partiel	11,6	3,8	9,4	10,8	3,8	9,3	9,7	2,9	6,3	9,4	4,9	5,9
Diplôme secondaire	24,6	15,1	22,1	27,5	23,2	25,4	24,2	19,3	20,8	26,1	17,4	19,7
/aucun diplôme postsecondaire certificat/diplôme postsecondaire ou université	63,8	81,1	68,5	61,7	73,0	65,3	66,1	77,8	72,8	64,5	77,8	74,5
Revenu												
Bas	5,9	13,8	5,4	5,3	10,2	4,7	4,8	7,7	5,1	12,5	26,6	12,4
Moyen	26,7	43,3	30,4	24,9	44,5	31,4	21,2	39,1	24,2	11,3	15,5	13,4
Élevé	67,4	43,0	64,1	69,9	45,4	63,9	74,0	53,2	70,8	76,2	57,9	74,2
Minorité visible												
Oui	7,3	72,1	55,9	9,4	80,4	65,1	6,5	78,2	66,5	7,1	79,6	73,6
Non	92,7	27,9	44,1	90,6	19,6	35,0	93,5	21,8	33,5	92,9	20,4	26,4
État matrimonial												
Marié	49,8	67,7	69,5	45,0	59,7	68,3	44,4	69,3	67,6	43,7	67,4	67,3
Union Libre	17,0	6,4	6,1	16,6	4,5	6,0	18,1	4,4	4,9	18,6	6,8	5,5
Veuf/séparé/divorcé	7,6	3,1	8,4	7,6	4,6	6,8	7,1	1,9	6,8	6,8	2,6	6,8
Célibataire jamais marié	25,7	22,8	16,1	30,8	31,2	18,9	30,4	24,4	20,7	30,9	23,2	20,5
Province												
Reste du Canada	28,0	20,7	12,9	28,8	24,3	13,1	27,4	28,0	14,8	27,0	25,0	15,2
Québec	26,4	23,2	14,4	25,1	20,1	13,4	26,4	19,8	14,4	26,5	20,4	13,5
Ontario	33,7	40,6	57,0	34,3	39,9	56,8	34,4	37,6	54,0	35,1	38,6	54,5
Colombie-Britannique	11,9	15,5	15,7	11,8	15,8	16,8	11,8	14,7	16,7	11,4	16,0	16,9
n (échantillon)	26 803	1 119	3 089	27 808	1 151	3 114	23 555	1 199	2 798	23 992	1 410	3 073
N. (pondérée)	6 739 884	598 680	1 361 117	7 518 938	782 145	1 650 603	7 187 277	664 178	1 606 990	7 303 817	755 472	1 670 150

Source : Calculs de l'auteure à partir des données de l'ESCC de 2001 à 2018

Tableau A.3) Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques pour les femmes selon le statut migratoire dans l'ESCC, 2001 à 2017-2018

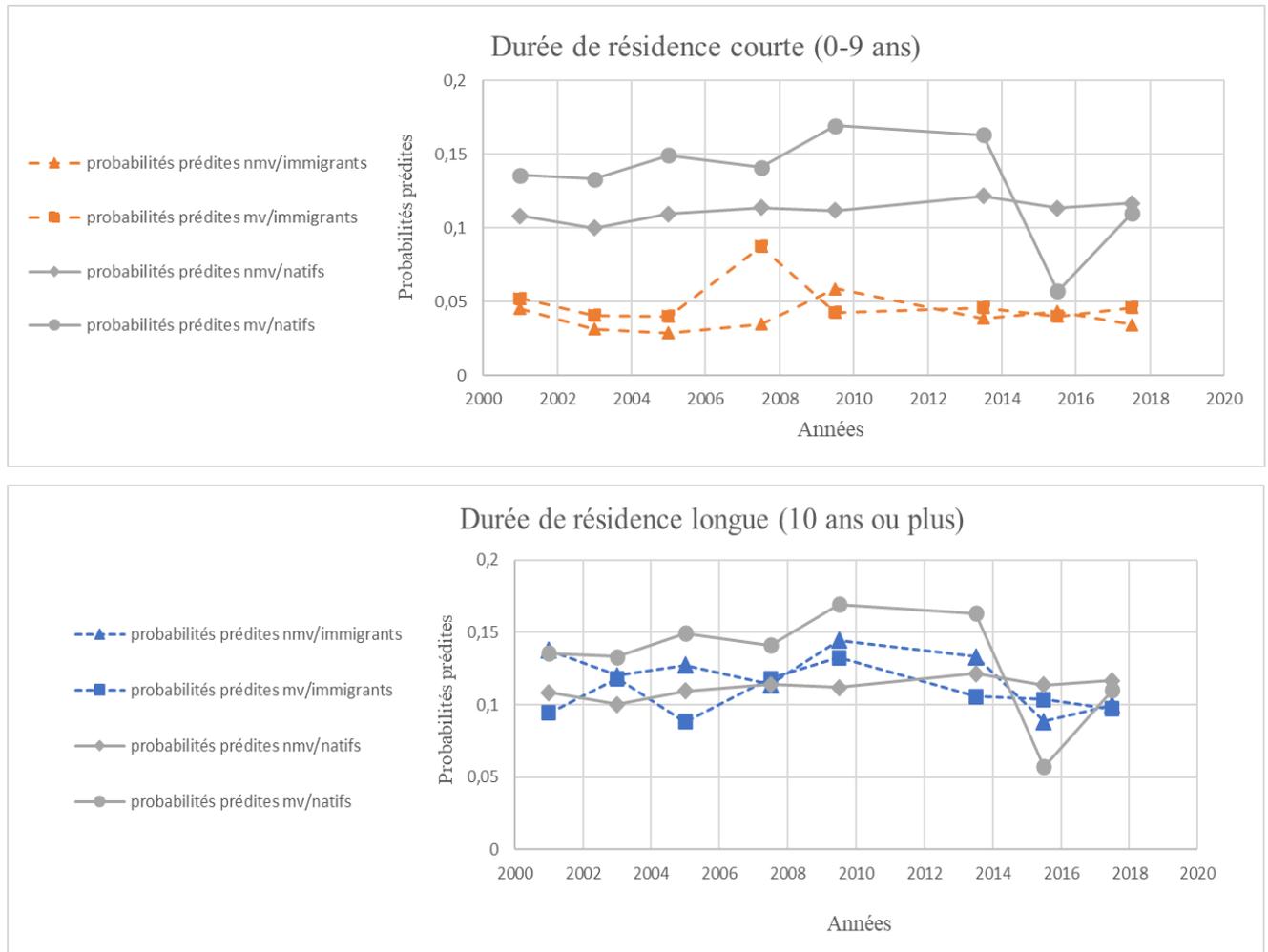
Années d'enquête	Proportions pondérées %											
	2001			2003			2005			2007-2008		
Noms des variables	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	10 ans et plus (immigrants de longue date)
Sexe												
Femmes	79,3	6,2	14,6	79,5	5,7	14,9	78,9	6,2	14,9	77,3	6,9	15,9
Santé perçue												
Bonne Santé	90,3	92,0	86,1	90,8	91,9	86,6	91,3	92,5	87,9	91,0	92,4	86,8
Mauvaise santé	9,7	8,0	13,9	9,2	8,1	13,4	8,7	7,5	12,1	9,0	7,6	13,2
Âge												
20-24ans	11,7	10,8	3,8	10,9	13,8	3,5	10,8	11,7	4,7	10,6	12,1	4,2
25-29ans	11,2	18,8	4,9	11,4	17,5	5,6	11,7	16,4	5,9	12,1	18,6	6,1
30-34ans	11,4	20,4	9,2	11,2	22,0	8,3	11,2	21,0	7,9	10,9	19,1	6,4
35-39ans	13,8	20,0	13,7	13,0	16,4	13,6	11,0	19,8	12,6	11,1	19,6	11,8
40-44ans	15,0	11,2	14,0	14,6	12,7	15,2	14,1	13,0	14,2	12,5	15,2	13,3
45-49ans	12,7	9,9	15,6	12,5	9,2	14,6	13,4	11,1	13,7	12,9	7,8	16,6
50-54ans	10,6	4,6	15,4	11,1	5,7	14,0	11,5	3,3	15,5	12,1	3,9	14,7
55-59ans	7,7	3,2	12,4	8,9	1,6	14,2	9,3	2,0	14,3	10,1	2,0	15,8
60-64ans	6,0	1,2	11,0	6,4	1,1	11,0	7,1	1,6	11,2	7,7	1,7	11,1
Langue												
Anglais/Français	99,5	82,3	92,9	99,8	84,6	95,3	99,9	90,0	96,5	99,9	88,6	95,6
Ni anglais/Ni français	0,5	17,7	7,1	0,2	15,4	4,7	0,1	10,0	3,5	0,1	11,5	4,4
Niveau de scolarité												
Diplôme d'étude partiel	15,5	14,4	18,7	12,5	11,2	13,9	10,0	7,4	11,8	9,2	6,9	11,1
Diplôme secondaire	30,6	25,6	30,0	28,6	23,8	25,9	25,5	17,7	22,4	25,1	18,8	24,3
/aucun diplôme postsecondaire certificat/diplôme postsecondaire ou université	53,9	60,0	51,3	58,8	65,0	60,2	64,5	74,9	65,8	65,8	74,3	64,6
Revenu												
Bas	8,4	16,2	6,8	6,1	14,8	5,7	5,2	11,4	4,9	24,5	39,3	25,0
Moyen	36,7	50,9	37,3	32,6	48,7	33,1	30,0	43,3	32,6	17,5	20,9	20,4
Élevé	55,0	32,9	55,9	61,3	36,5	61,2	64,8	45,3	62,5	58,0	39,8	54,6
Minorité visible												
Oui	3,7	70,7	46,9	4,7	73,4	47,9	5,6	75,1	50,3	7,6	73,7	56,8
Non	96,3	29,3	53,1	95,3	26,6	52,1	94,4	24,9	49,7	92,4	26,3	43,2
État matrimonial												
Marié	53,7	74,2	69,3	53,9	72,6	67,5	52,0	71,7	66,1	49,0	70,2	62,9
Union Libre	12,9	2,5	3,1	13,6	3,0	4,7	15,7	5,4	4,0	16,7	4,6	5,7
Veuf/séparé/divorcé	12,7	8,5	14,2	11,8	7,3	14,1	11,5	6,6	14,8	12,4	7,3	16,3
Célibataire jamais marié	20,7	14,8	13,4	20,7	17,0	13,7	20,7	16,2	15,2	21,8	17,9	15,1
Province												
Reste du Canada	26,7	12,1	13,3	26,4	11,0	12,6	26,8	9,5	13,9	27,7	13,3	11,5
Québec	27,8	14,5	14,0	27,4	14,5	11,3	27,4	15,2	10,4	27,3	16,1	11,9
Ontario	33,9	55,6	56,9	34,5	56,5	60,4	34,5	59,8	57,7	33,1	55,8	59,4
Colombie-Britannique	11,6	17,7	15,8	11,8	18,0	15,8	11,3	15,5	18,1	11,9	14,9	17,3
n (échantillon)	36 344	1 259	3 839	34 194	1 073	3 749	34 962	1 316	3 873	33 381	1 276	3 784
N. (pondérée)	6 618 287	513 114	1 218 553	6 403 677	455 556	1 200 177	6 599 662	521 677	1 246 897	6 538 543	583 064	1 342 959

Tableau A.3) Répartition des caractéristiques individuelles sociodémographiques et socioéconomiques pour les femmes selon le statut migratoire dans l'ESCC, 2001 à 2017-2018 (suite)

Années d'enquête	Proportions pondérées %											
	2009-2010			2013-2014			2015-2016			2017-2018		
Noms des variables	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	plus (immigrants de longue date)	Natifs	0-9 ans (immigrants récents)	plus (immigrants de longue date)
Sexe												
Hommes	77,6	7,1	15,4	74,1	8,7	17,2	75,4	7,3	17,3	74,0	8,6	17,4
Santé perçue												
Bonne Santé	90,9	92,7	89,7	90,3	95,2	88,4	90,4	93,4	89,3	90,0	95,1	89,1
Mauvaise santé	9,1	7,4	10,3	9,7	4,8	11,6	9,6	6,6	10,7	10,0	4,9	10,9
Âge												
20-24ans	9,8	11,4	4,7	11,8	11,9	4,9	10,2	9,6	5,2	10,2	9,5	4,4
25-29ans	12,1	19,1	5,8	11,6	18,0	6,3	11,0	14,7	6,6	12,0	12,5	5,7
30-34ans	10,4	20,6	6,9	10,3	20,5	7,0	12,5	25,3	8,5	11,9	23,7	8,4
35-39ans	10,9	19,8	9,7	10,4	18,5	9,9	9,8	15,9	9,4	10,4	19,5	11,6
40-44ans	11,4	15,9	15,5	9,9	14,3	14,9	9,5	15,4	12,9	10,0	15,2	10,4
45-49ans	13,4	6,5	15,4	10,3	6,4	13,9	10,9	8,5	16,9	9,6	9,9	16,1
50-54ans	13,1	3,1	13,8	13,1	6,9	15,5	12,5	5,4	14,3	11,3	4,1	15,9
55-59ans	10,3	1,9	17,4	12,3	1,3	15,1	12,4	3,7	13,4	12,2	4,3	14,6
60-64ans	8,7	1,7	10,8	10,4	2,2	12,6	11,4	1,6	12,9	12,5	1,4	13,0
Langue												
Anglais/Français	99,9	89,1	95,6	100,0	91,6	96,3	100,0	94,6	97,4	100,0	94,4	97,6
Ni anglais/Ni français	0,1	10,9	4,5	0,0	8,4	3,7	0,0	5,5	2,6	0,0	5,6	2,4
Niveau de scolarité												
Diplôme d'étude partiel	9,1	7,0	8,3	7,8	6,7	7,7	7,7	6,6	7,4	6,1	4,7	5,7
Diplôme secondaire	23,9	15,2	23,9	25,5	17,2	23,0	22,5	14,0	17,9	22,3	16,6	19,7
/aucun diplôme postsecondaire												
certificat/diplôme	67,0	77,9	67,8	66,7	76,2	69,4	69,8	79,4	74,7	71,7	78,7	74,6
postsecondaire ou université												
Revenu												
Bas	7,5	15,8	7,0	6,7	12,4	6,3	6,2	12,4	5,4	16,2	28,5	17,0
Moyen	31,8	45,2	34,0	29,1	48,5	34,6	24,4	39,3	27,9	12,5	20,2	13,3
Élevé	60,8	39,0	59,0	64,2	39,1	59,2	69,4	48,2	66,7	71,4	51,3	69,7
Minorité visible												
Oui	7,6	81,0	56,8	9,6	81,2	65,4	6,1	81,9	69,4	6,9	84,3	68,1
Non	92,4	19,1	43,2	90,5	18,8	34,7	93,9	18,1	30,6	93,1	15,7	31,9
État matrimonial												
Marié	49,8	71,8	63,9	46,1	67,9	64,7	45,7	69,2	63,1	44,4	73,8	63,4
Union Libre	16,8	3,9	4,7	16,8	6,5	4,4	17,6	4,5	5,6	18,6	6,1	5,5
Veuf/séparé/divorcé	12,3	5,9	14,9	12,0	4,1	15,1	11,2	8,4	14,5	10,9	5,4	12,9
Célibataire jamais marié	21,1	18,4	16,6	25,1	21,5	15,7	25,5	17,9	16,8	26,2	14,8	18,1
Province												
Reste du Canada	27,7	15,8	12,1	28,1	23,8	13,4	27,3	24,5	12,8	26,4	24,4	15,8
Québec	26,7	18,7	13,9	25,5	19,4	12,3	26,4	20,5	13,0	26,9	16,9	13,7
Ontario	33,4	51,0	58,1	35,1	41,7	54,8	34,6	40,6	57,0	35,0	45,9	53,2
Colombie-Britannique	12,2	14,5	15,9	11,3	15,1	19,5	11,6	14,4	17,3	11,8	12,8	17,3
n (échantillon)	30 663	1 340	3 483	33 819	1 400	3 920	26 857	1 422	3 190	27 490	1 693	3 547
N. (pondérée)	6 560 197	600 033	1 298 634	7 449 741	868 881	1 730 522	7 144 849	693 800	1 638 091	7 250 360	843 424	1 702 340

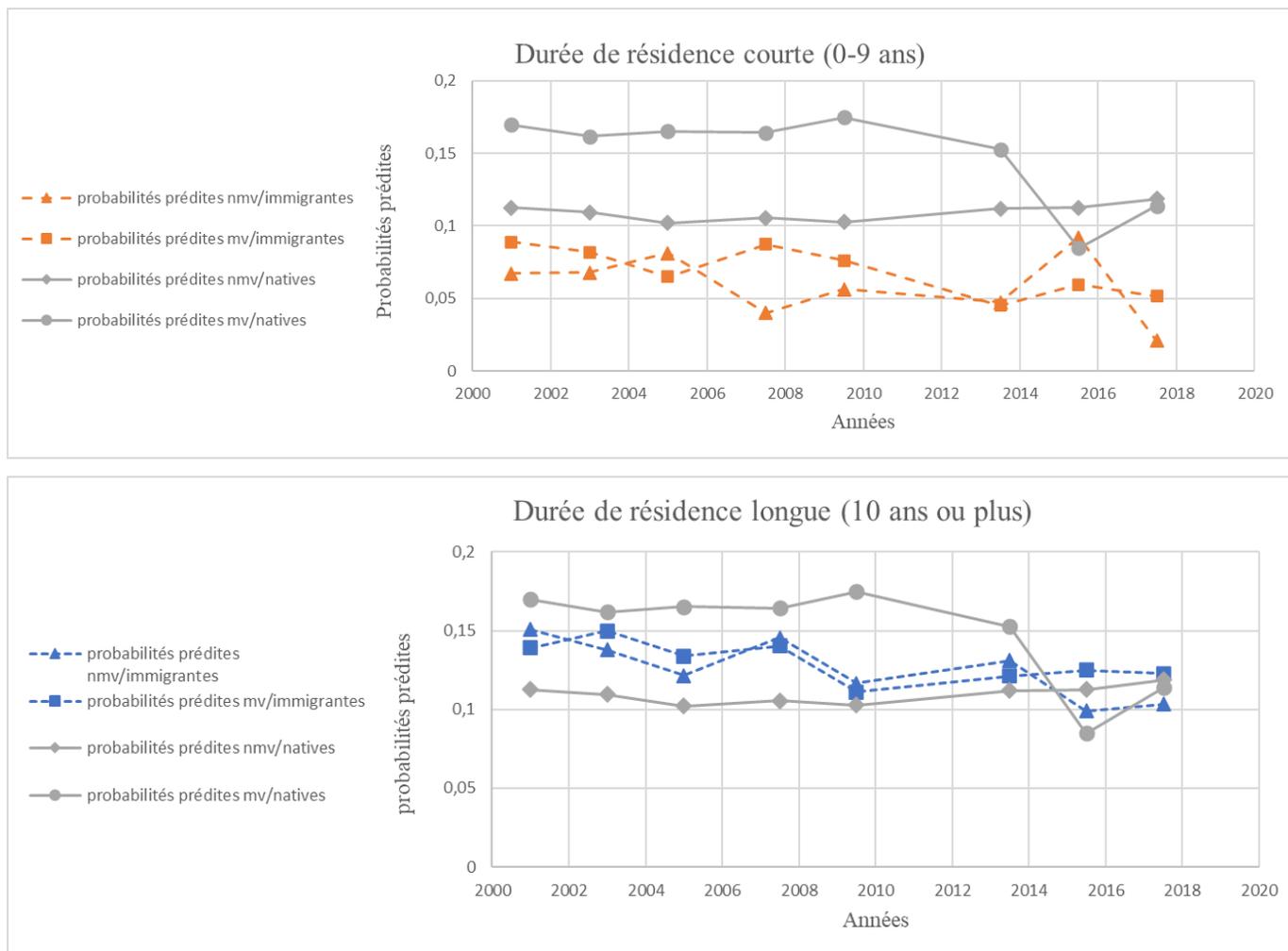
Source : Calculs de l'auteure à partir des données de l'ESCC de 2001 à 2018

Figure A.2) Probabilité moyenne prédite de la santé perçue chez les immigrants (selon la durée de résidence et l’ethnicité) et natifs entre 2001 et 2018



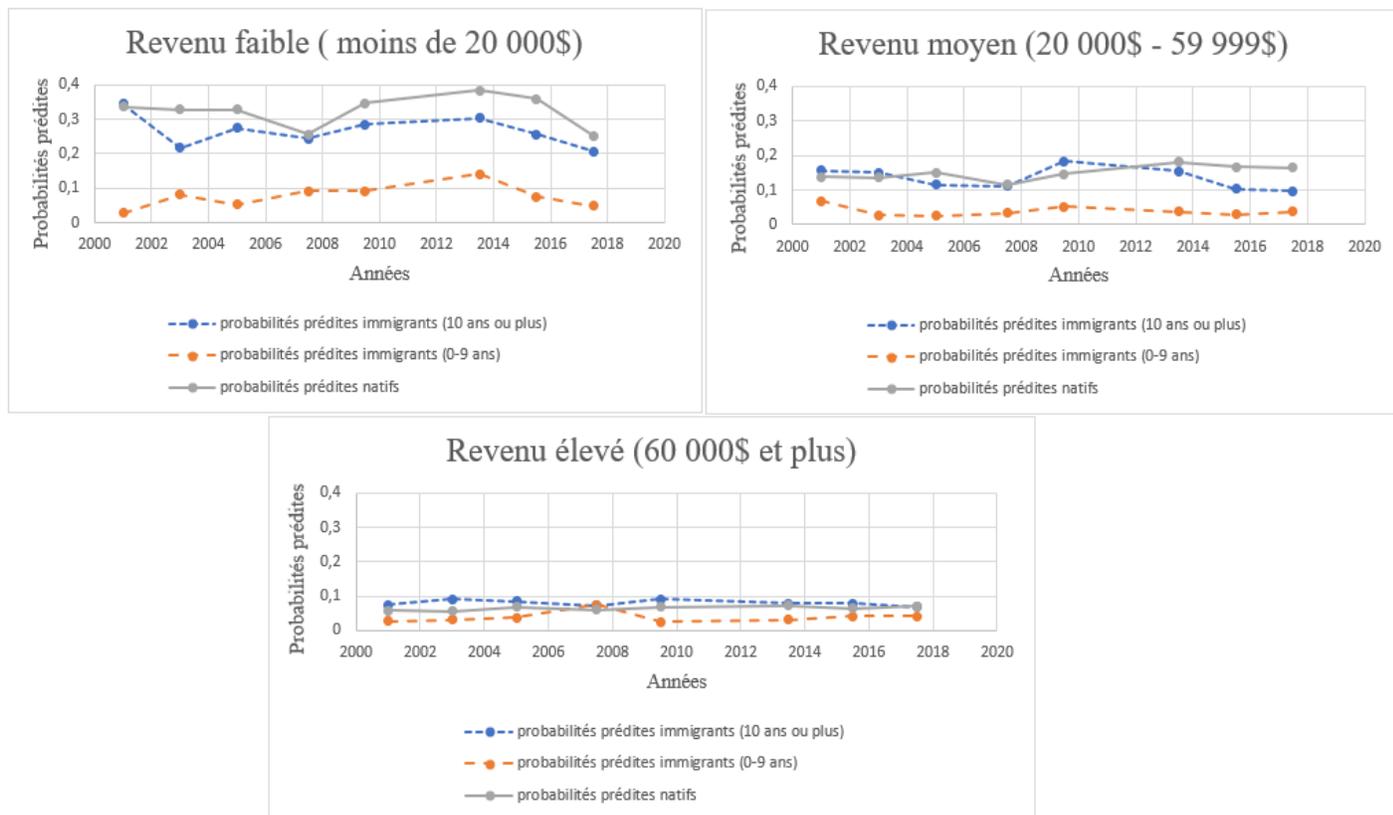
Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

Figure A.3) Probabilité moyenne prédite de la santé perçue chez des immigrantes (selon la durée de résidence et l'ethnicité) et natives entre 2001 et 2018



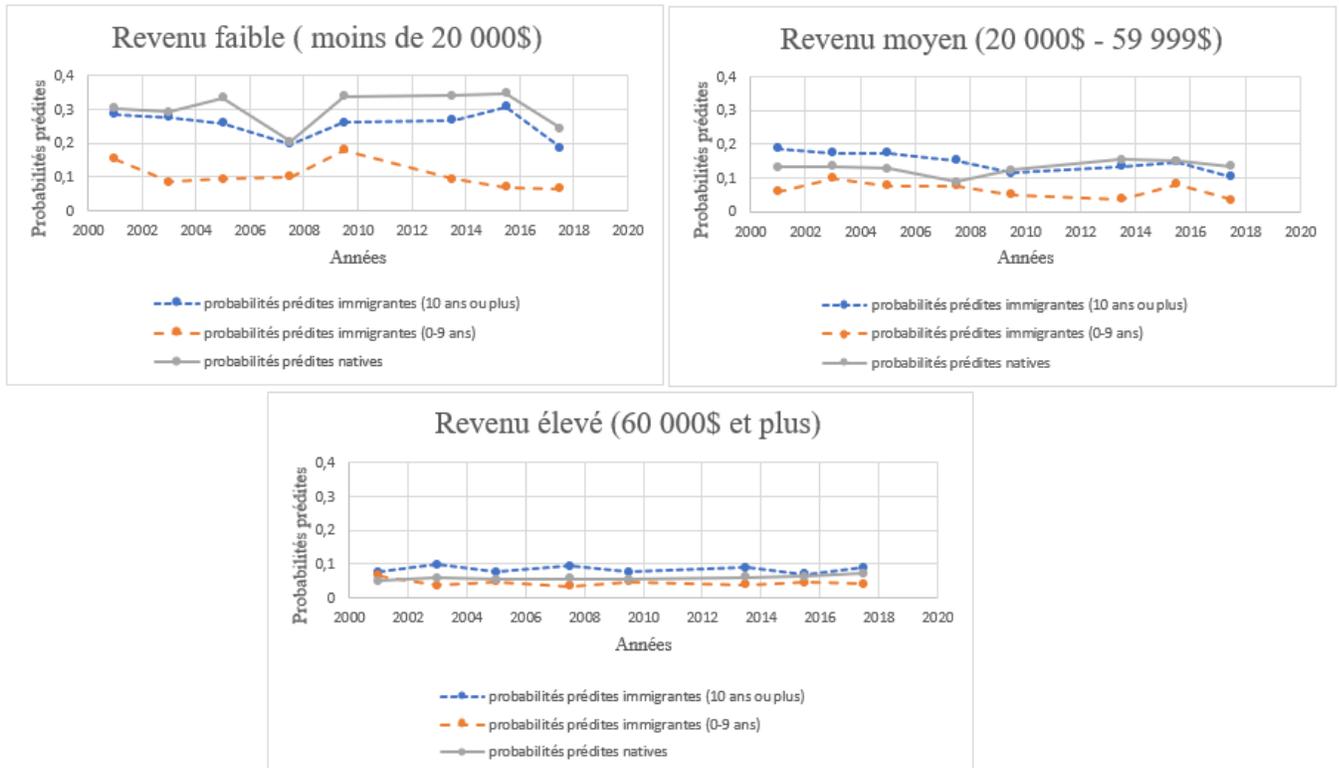
Source : Calculs de l'auteure à partir des données de l'ESCC de 2001 à 2018

Figure A.4) Probabilité moyenne prédite de la santé perçue chez des immigrants (selon la durée de résidence et le revenu) et natif entre 2001 et 2018



Source : Calculs de l’auteure à partir des données de l’ESCC de 2001 à 2018

Figure A.5) Probabilité moyenne prédite de la santé perçue chez des immigrantes (selon la durée de résidence et le revenu) et natives entre 2001 et 2018



Source : Calculs de l'auteure à partir des données de l'ESCC de 2001 à 2018

Tableau A.4) Comparaison des modèles de régressions log log complémentaire par la méthode AIC

Rapport de Vraisemblances par la méthode des AIC

hommes 2001						hommes 2018					
Modèle	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	Modèle	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC
Modèle 7	37 483	-2560383	-2245931	27	4491915	Modèle 7	28 475	-2913226	-2663332	27	5326718
Modèle 6 (interaction)	37 483	-2560383	-2246235	26	4492521	Modèle 6 (interaction)	28 475	-2913226	-2664696	26	5329445
Modèle 6	37 483	-2560383	-2247523	22	4495089	Modèle 6	28 475	-2913226	-2669054	22	5338153
Modèle 5 (interaction)	37 483	-2560383	-2339284	23	4678614	Modèle 5 (interaction)	28 475	-2913226	-2721027	23	5442100
Modèle 5	37 483	-2560383	-2339895	21	4679832	Modèle 5	28 475	-2913226	-2721053	21	5442148
Modèle 4	37 483	-2560383	-2339902	20	4679845	Modèle 4	28 475	-2913226	-2722051	20	5444143
Modèle 3	37 483	-2560383	-2439065	12	4878155	Modèle 3	28 475	-2913226	-2845961	12	5691945
Modèle 2	37 483	-2560383	-2442263	11	4884548	Modèle 2	28 475	-2913226	-2849594	11	5699210
Modèle 1	37 483	-2560383	-2551704	3	5103415	Modèle 1	28 475	-2913226	-2900728	3	5801462

femmes 2001						femmes 2018					
Modèle	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	Modèle	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC
Modèle 7	41 442	2746670	-2445420	27	4890895	Modèle 7	32 730	-3125586	-2869098	27	5738251
Modèle 6 (interaction)	41 442	2746670	-2445775	26	4891603	Modèle 6 (interaction)	32 730	-3125586	-2871981	26	5744014
Modèle 6	41 442	-2746670	-2450023	22	4900089	Modèle 6	32 730	-3125586	-2877527	22	5755099
Modèle 5 (interaction)	41 442	-2746670	-2523657	23	5047361	Modèle 5 (interaction)	32 730	-3125586	-2931704	23	5863454
Modèle 5	41 442	-2746670	-2524304	21	5048650	Modèle 5	32 730	-3125586	-2932496	21	5865035
Modèle 4	41 442	-2746670	-2525269	20	5050578	Modèle 4	32 730	-3125586	-2935388	20	5870817
Modèle 3	41 442	-2746670	-2642065	12	5284155	Modèle 3	32 730	-3125586	-3043549	12	6087122
Modèle 2	41 442	2746670	-2644763	11	5289548	Modèle 2	32 730	-3125586	-3050898	11	6101818
Modèle 1	41 442	-2746670	-2735923	3	5471852	Modèle 1	32 730	-3125586	-3110710	3	6221427