

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ESTIMATIONS DES INÉGALITÉS AU CANADA ENTRE LES PEUPLES  
AUTOCHTONES ET LES NON-AUTOCHTONES

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE DE  
MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
KENZA TIGHIDET

NOVEMBRE 2025

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier Dieu pour la force, la patience et la persévérance qu'Il m'a accordées afin de mener à bien ce travail et de franchir cette étape importante de ma vie académique et personnelle.

Je souhaite exprimer toute ma reconnaissance à mes directeurs de recherche, Andrei Munteanu et Sophie Osotimehin. Leur disponibilité, leurs conseils avisés, leur bienveillance et leur soutien constant ont été une source d'inspiration et de motivation tout au long de ce parcours. J'ai eu la chance d'être accompagnée par des chercheurs d'une grande générosité intellectuelle et humaine, et je leur en suis profondément reconnaissante.

Je remercie également le Groupe de recherche sur le capital humain (GRCH), et plus particulièrement sa directrice, Marie Connolly, pour le financement accordé et pour la confiance témoignée. Mes remerciements s'adressent aussi au Département d'économie de l'Université du Québec à Montréal, à ses professeurs et aux membres du personnel administratif, dont l'accompagnement a grandement contribué à mon cheminement de maîtrise.

Je tiens à exprimer mon immense gratitude à mes parents, Bekka Nesrine et Tighidet Mohamed. Leur amour inconditionnel, leurs encouragements constants et leur dévouement sans faille ont été les piliers sur lesquels j'ai pu m'appuyer pour aller toujours plus loin. Mille mots ne suffiraient pas à dire à quel point je leur suis redevable. Je n'oublie pas mes grands-parents, Fadila Medjber et Moubarek Bekka, dont la présence et le soutien m'ont accompagnée à chaque étape de ma vie.

Je remercie également mes sœurs, Lili et Leila, ainsi que mon frère Hamza, pour leur affection, leur complicité et leur soutien indéfectible. Sans oublier mon fidèle compagnon, mon chat Wapi.

Enfin, je souhaite adresser mes remerciements les plus chaleureux à mes amis, qui ont été à mes côtés dans les moments difficiles comme dans les instants de joie : Youcef, Imed, Kawther, Myriam, Jade et Hichem. Une pensée toute particulière va à Fifi : malgré la distance, tu restes et resteras toujours ma sœur d'une autre mère.

Ce mémoire est autant le fruit de mon travail que de l'amour, du soutien et de la confiance que j'ai reçus de toutes ces personnes qui me sont chères. À chacune et à chacun d'entre vous : merci du fond du cœur.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX . . . . .	vi
LISTE DES FIGURES . . . . .	viii
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	6
1.1 Les inégalités de bien-être entre les peuples autochtones et les non- autochtones au Canada . . . . .	6
1.2 Les indicateurs économiques de bien-être et leurs limites . . . . .	11
CHAPITRE II PRÉSENTATION DES DONNÉES ET MÉTHODES D'IMPUTATION	15
2.1 Description des bases de données . . . . .	16
2.1.1 L'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM) . . . . .	16
2.1.2 Le Recensement canadien . . . . .	18
2.1.3 Les tables de mortalité . . . . .	20
2.2 Estimation de la consommation . . . . .	21
2.2.1 Calcul de la consommation individuelle . . . . .	22
2.2.2 Méthode de régression . . . . .	24
2.3 Utilisation des Tables de Mortalité pour Calculer la probabilité de survie	27
2.4 Variables principales de l'analyse . . . . .	28
CHAPITRE III RÉSULTATS DE L'IMPUTATION DE LA CONSOMMATION . .	32
3.1 Résultats de la regression pour l'imputation de données de consommation	32
3.1.1 Consommation moyenne par groupe ethnique . . . . .	35
3.1.2 Distribution estimée de la consommation par groupe ethnique . . . . .	41
CHAPITRE IV MÉTHODOLOGIE . . . . .	43
4.1 Mesure du bien-être fondée sur l'utilité . . . . .	43
4.1.1 Fonction d'utilité espérée sur le cycle de vie . . . . .	43

4.1.2	Mesure du bien-être relatif des populations : le facteur $\lambda$ . . . . .	45
4.1.3	Calcul de l'indice relatif du bien-être des populations : $\lambda$ . . . . .	47
4.1.4	Décomposition des effets sur le facteur $\lambda$ . . . . .	48
4.2	<b>Décomposition de l'écart de consommation</b> . . . . .	49
CHAPITRE V RÉSULTATS . . . . .		51
5.1	<b>Estimations des inégalités de bien-être entre les groupes ethniques</b> . .	52
5.1.1	Interprétation des estimations de l'indice de bien-etre des populations $\lambda$ .	52
5.2	<b>Décomposition des écarts de bien-être entre groupes ethniques : . . . .</b>	57
5.3	<b>Test de robustesse</b> . . . . .	60
5.4	<b>Décomposition de la consommation</b> . . . . .	63
CHAPITRE VI CONCLUSION . . . . .		69
Annexes . . . . .		81
A	Répartition géographique des populations autochtones . . . . .	81
B	Codage de la variable d'éducation dans l'EDM . . . . .	83
C	Résultats des régressions pour l'imputation de la consommation (avec taille du ménage) . . . . .	83
D	Distributions de la consommation imputée . . . . .	87

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Statistiques descriptives de l'échantillon (EDM 2011) . . . . .	17
2.2	Statistiques descriptives de l'échantillon pondéré par groupe ethnique (ENM 2011) . . . . .	19
2.3	Probabilité de survie jusqu'à 75 ans, selon le groupe et le sexe, Canada, 2011	21
2.4	Variables sociodémographiques utilisées pour l'imputation . . . . .	29
2.5	Variables principales de l'analyse . . . . .	30
3.1	Régressions d'imputation de la consommation individuelle (EDM 2011) . . .	34
5.1	Estimations de $\lambda$ avec consommation individuelle calculée selon la méthode de l'échelle d'équivalence de l'OCDE . . . . .	52
5.2	Estimations de $\lambda$ avec consommation individuelle calculée selon la méthode de la racine carrée . . . . .	54
5.3	Estimations de $\lambda$ avec consommation individuelle calculée selon la méthode per capita . . . . .	55
5.4	Décomposition du facteur $\lambda$ avec consommation individuelle calculée selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE (avec et sans taille du ménage) . . . . .	57
5.5	Décomposition du facteur $\lambda$ avec consommation individuelle calculée selon la méthode racine carrée (avec et sans taille du ménage) . . . . .	58
5.6	Décomposition du facteur $\lambda$ avec consommation individuelle calculée selon la méthode de Jones et Klenow (avec et sans taille du ménage) . . . . .	59
5.7	Test de robustesse – Estimation de $\lambda$ avec $\beta = 0,97$ et consommation ajustée selon l'échelle OCDE . . . . .	61
5.8	Test de robustesse – Estimation de $\lambda$ avec $\bar{u} = 4,5$ et consommation ajustée selon l'échelle OCDE (avec taille du ménage) . . . . .	62
5.9	Décomposition de l'écart de consommation imputée (méthode racine carrée, sans taille du ménage) . . . . .	65

5.10	Décomposition de l'écart de consommation imputée (méthode racine carrée avec taille du ménage) . . . . .	66
6.1	Répartition provinciale de la population selon l'identité autochtone (en %) – ENM 2011 . . . . .	81
6.2	Codage de la variable RP_ED_Highdeg (EDM 2011) . . . . .	83
6.3	Régressions d'imputation de la consommation individuelle – Partie 1 . . . . .	85
6.4	Régressions d'imputation de la consommation individuelle (EDM 2011) – Partie 2 . . . . .	86



## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 Consommation moyenne imputée selon la méthode per capita, avec et sans prise en compte de la taille du ménage. . . . .	36
3.2 Consommation moyenne imputée selon la méthode de l'échelle d'équivalence de l'OCDE, avec et sans prise en compte de la taille du ménage. . . . .	38
3.3 Consommation moyenne imputée selon la méthode de la racine carré, avec et sans prise en compte de la taille du ménage. . . . .	39
3.4 Distribution de la consommation réelle ajustée selon l'ethnicité . . . . .	41
6.1 Distribution de la consommation imputée – Méthode per capita . . . . .	87
6.2 Distribution de la consommation imputée – Méthode racine carrée . . . . .	88

## RÉSUMÉ

Ce mémoire analyse les inégalités de bien-être entre les peuples autochtones (Premières Nations, Métis et Inuits) et les non-Autochtones au Canada. Contrairement aux approches traditionnelles basées sur le revenu, il adopte une mesure de bien-être équivalent en consommation intégrant à la fois la consommation et la mortalité, selon la méthodologie de Jones et Klenow (2016). La consommation est imputée à partir de l'Enquête sur les Dépenses des Ménages (2011) et appliquée aux microdonnées de l'Enquête nationale auprès des ménages (2011), permettant pour la première fois d'analyser simultanément consommation et identité autochtone.

Les résultats montrent un déficit moyen d'environ 25% du bien-être autochtone par rapport aux non-Autochtones, avec des écarts particulièrement marqués pour les Inuits. La mortalité explique entre 55% et 70% des disparités, complétée par la consommation et l'inégalité interne. Malgré certaines limites méthodologiques, cette étude offre une contribution originale en proposant une lecture multidimensionnelle des inégalités.

**Mots clés :** Inégalités, Autochtones, Inuits, Premières Nations, Métis, Consommation, Mortalité, Bien-être équivalent en consommation, Imputation.

## INTRODUCTION

Les peuples autochtones du Canada — Premières Nations, Métis et Inuits — font face, depuis des générations, à des inégalités socioéconomiques profondes et persistantes par rapport à la population non autochtone. Ces écarts trouvent leurs racines dans un contexte historique marqué par le colonialisme, les politiques d’assimilation forcée et le système des pensionnats, dont les effets délétères continuent de se faire sentir aujourd’hui. Ce legs historique a façonné les structures économiques, sociales et politiques, entraînant des désavantages cumulés dans les principaux déterminants du bien-être : accès à une éducation de qualité, opportunités d’emploi stables, conditions de logement adéquates, infrastructures locales et accès effectif aux soins de santé. Les effets de ces désavantages se transmettent également de manière intergénérationnelle, créant un cycle de vulnérabilité qui limite les perspectives d’amélioration, particulièrement dans les communautés éloignées ou nordiques où l’accès aux services demeure restreint (Matheson *et al.*, 2022; Haskell et Randall, 2009; Tanner *et al.*, 2022).

Les données récentes confirment l’ampleur et la persistance de ces écarts. Entre 2016 et 2021, la population autochtone a crû de 9,4 % contre 5,3% pour la population non autochtone (Statistique Canada, 2022). Elle présente également une structure d’âge plus jeune, avec un âge médian de 33,6 ans contre 41,8 ans pour les non-Autochtones. Malgré cet avantage démographique, les conditions de vie demeurent défavorables : près de 19% des Autochtones vivent dans un ménage à faible revenu (contre environ 13%), et près d’un quart des enfants autochtones grandissent dans un ménage à faible revenu. Les écarts en matière de santé sont tout aussi préoccupants : l’espérance de vie à la naissance demeure inférieure de plusieurs années à celle des non-Autochtones, avec des différentiels marqués selon l’identité et le sexe (Tjepkema *et al.*, 2019). Ces inégalités se manifestent également dans d’autres dimensions, comme l’accès à l’eau potable dans certaines communautés ou la qualité du logement, des facteurs reconnus comme déterminants sociaux importants de la santé.

Si ces indicateurs mettent en évidence des inégalités manifestes, peu de travaux ont cherché à mesurer le bien-être global des peuples autochtones à l'aide d'indicateurs intégrés combinant plusieurs dimensions. Parmi les exceptions, Cooke *et al.* (2007) estiment un indice de développement humain (IDH) appliqué aux populations autochtones, obtenant un score de 0,74 contre 0,89 pour l'ensemble de la population canadienne. De leur côté, Clatworthy et Peters (2011) proposent un indice de bien-être communautaire, avec des résultats moyens de 63,9 pour les communautés autochtones contre 78,5 pour les communautés non autochtones. Bien que pertinents, ces travaux reposent principalement sur le revenu comme indicateur du bien-être économique, sans intégrer la consommation, pourtant reconnue comme une mesure plus stable et représentative du niveau de vie matériel.

L'objectif du présent mémoire est d'estimer les inégalités de bien-être entre Autochtones et non-Autochtones au moyen d'un indicateur intégré combinant explicitement consommation et mortalité. Le cadre retenu repose sur la méthodologie du « bien-être équivalent en consommation » proposée par Jones et Klenow (2016a), qui exprime les écarts multidimensionnels dans une unité unique et interprétable de consommation. Cette approche a déjà été appliquée par Brouillette *et al.* (2021) pour analyser les disparités entre grands groupes de population aux États-Unis, montrant que la combinaison consommation-longévité permet de révéler des écarts que les mesures basées uniquement sur le revenu ne peuvent pas saisir : ils documentent, par exemple, une progression du bien-être équivalent des Américains noirs d'environ 43% de celui des Blancs en 1984 à près de 59% en 2019, et estiment le bien-être des populations latines à environ 88% de celui des Blancs en 2019. Ces ordres de grandeur, bien que non directement transposables, offrent un repère utile pour éclairer la comparaison avec les résultats canadiens, sous réserve des différences de périmètre, d'années et de sources. Plusieurs auteurs soulignent par ailleurs la pertinence d'utiliser la consommation plutôt que le revenu pour évaluer les conditions de vie, en particulier chez les populations les plus défavorisées : Meyer et Sullivan (2003), Carver et Grimes (2019) et Brown et Gathergood (2017) montrent que la consommation est moins sujette aux biais de déclaration, mieux corrélée au bien-être subjectif et plus sensible aux variations réelles du niveau de vie.

Premièrement, ce travail met en œuvre une stratégie d'imputation permettant de com-

biner deux dimensions clés — la consommation individuelle et l’identité autochtone — qui ne sont pas conjointement observables dans une même base de données au Canada. Plus précisément, la consommation des ménages est d’abord estimée à partir de l’Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) de 2011, puis convertie en consommation individuelle selon différentes échelles d’équivalence. Le modèle obtenu est ensuite appliqué aux microdonnées du Recensement/Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de 2011 afin d’imputer à chaque individu une valeur de consommation tout en exploitant l’information sur l’identité autochtone. Ce couplage permet de disposer, pour la première fois dans un contexte canadien, d’une base intégrant simultanément une mesure de la consommation et l’appartenance ethnique.

Deuxièmement, cette analyse va au-delà d’une mesure globale du bien-être, en décomposant ce dernier afin d’identifier la contribution relative de ses principaux déterminants — mortalité, consommation moyenne et inégalité interne. Bien qu’une application comparable ait déjà été menée aux États-Unis par Brouillette *et al.* (2021) pour analyser les disparités raciales, cette étude constitue, à notre connaissance, la première mise en œuvre de cette approche dans le contexte canadien.

Les résultats obtenus confirment l’existence d’inégalités substantielles de bien-être selon le statut autochtone. En moyenne, le bien-être équivalent en consommation des populations autochtones (vivant hors réserve et hors territoire) est inférieur d’environ 25% à celui des non-Autochtones. Les écarts sont particulièrement marqués pour les Inuits, suivis des Premières Nations, tandis que les Métis présentent des niveaux intermédiaires. La décomposition montre que la mortalité explique, selon les groupes, entre 55% et 70% des disparités observées, la consommation moyenne et l’inégalité interne jouant des rôles complémentaires. Ces constats sont robustes à diverses variantes d’imputation (per capita, racine carrée, échelle OCDE) et à différents scénarios de paramètres.

Plusieurs limites importantes doivent être soulignées. En premier lieu, les données mobilisées pour imputer la consommation restreignent le champ de l’analyse. Les sources utilisées omettent plusieurs groupes particulièrement vulnérables : les populations autochtones

vivant dans les réserves, celles résidant dans les territoires, ainsi que les personnes en situation d'itinérance. Or, les personnes autochtones sont fortement surreprésentées parmi la population sans-abri, avec des taux pouvant atteindre jusqu'à huit fois ceux observés chez les non-Autochtones (Dunn, 2019).

De plus, l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM), utilisée pour l'imputation de la consommation, exclut l'ensemble des ménages vivant dans les territoires ainsi que ceux résidant sur des réserves ou des établissements indiens. Cette restriction est substantielle : près de la moitié (49,3 %) des Premières Nations ayant le statut d'Indien inscrit vivaient sur une réserve en 2011 (Statistics Canada, 2011). En conséquence, les valeurs de consommation imputée reposent uniquement sur les populations autochtones vivant hors réserve et hors territoires, ce qui limite la possibilité de généraliser les résultats à l'ensemble des peuples autochtones du Canada.

Par ailleurs, les données du Recensement de 2021 indiquent qu'environ 50 % de la population inuite réside dans les territoires, contre environ 2 % des Premières Nations et moins de 1 % des Métis. Bien que ces proportions ne correspondent pas directement à l'année de référence de notre analyse (2011), elles fournissent un ordre de grandeur utile pour apprécier l'ampleur de l'exclusion géographique inhérente aux données mobilisées (Statistics Canada, 2021). Cette situation est particulièrement importante pour l'interprétation des résultats inuits, qui reposent principalement sur les individus vivant au sud du pays.

En second lieu, un même type de limite s'applique aux données de mortalité, bien que dans une moindre mesure. Les tables utilisées proviennent de Tjepkema *et al.* (2010) et reposent sur le couplage entre les décès et la population des ménages issue des recensements. Cette approche exclut toutefois certaines réserves ayant fait l'objet d'une sous-énumération partielle ou complète, ainsi que les personnes en situation d'itinérance, entraînant une sous-représentation des populations les plus défavorisées. Comme ces communautés présentent souvent une mortalité plus élevée, leur absence tend à minimiser l'ampleur des écarts estimés.

Une troisième limite concerne l'ajustement spatial des prix. Notre correction utilise un indice provincial, alors que les prix varient fortement à l'intérieur d'une même province. Or,

les peuples autochtones résident de manière disproportionnée dans des régions éloignées ou nordiques, où le coût de la vie est nettement plus élevé. Par exemple, dans les territoires du Nord, les coûts commerciaux sont environ 45% plus élevés que dans les provinces (Fellows et Tombe, 2018). Selon Law (2023), les peuples autochtones sont deux fois plus susceptibles de faire face à l'insécurité alimentaire que les autres Canadiens, et dans certaines réserves isolées, les dépenses alimentaires mensuelles peuvent atteindre 1 909 \$, soit plus du double de la moyenne de Toronto. Entre 2008 et 2018, près de la moitié des ménages des Premières Nations vivant sur réserve étaient en situation d'insécurité alimentaire.

Enfin, notre approche d'estimation de la consommation ne tient pas compte de ces écarts intra-provinciaux de prix ni des conditions propres aux communautés autochtones. En raison des restrictions des données — qui excluent notamment les populations vivant sur réserve ou dans les territoires — une part importante des peuples autochtones est absente de l'échantillon utilisé pour l'imputation. Cette omission limite la capacité à refléter fidèlement le coût réel de la vie et conduit vraisemblablement à sous-estimer les inégalités réelles de bien-être.

La suite du mémoire est organisée comme suit. La section suivante présente une revue de la littérature portant à la fois sur les inégalités vécues par les peuples autochtones et sur les différentes approches de mesure du bien-être, en soulignant celle retenue dans cette étude. Nous décrivons ensuite les bases de données mobilisées, les choix méthodologiques nécessaires pour l'imputation de la consommation et les statistiques descriptives qui en découlent. La méthodologie est par la suite formalisée, suivie d'une présentation détaillée des résultats et de leur interprétation. Enfin, la conclusion résume les principaux constats, discute les limites de l'analyse et propose des pistes de recherche et d'action.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Ce chapitre constitue une revue de la littérature. Dans un premier temps, nous effectuerons un survol des conditions de vie des peuples autochtones, en mettant en lumière les inégalités auxquelles ces communautés sont confrontées dans divers domaines tels que la santé, l'éducation et l'accès aux opportunités économiques. Par la suite, nous examinerons les différentes méthodes d'estimation du bien-être et des inégalités, en analysant leurs limites, leurs apports théoriques et leur pertinence.

#### **1.1 Les inégalités de bien-être entre les peuples autochtones et les non-autochtones au Canada**

Les inégalités de bien-être économique représentent une dimension critique des disparités sociales, influençant de manière significative la qualité de vie et les opportunités des individus. En Amérique du Nord, et particulièrement au Canada, ces inégalités se manifestent de manière prononcée entre les différents groupes ethniques et raciaux. C'est dans ce contexte que les peuples autochtones, incluant les Premières Nations, les Inuits et les Métis, font face à des niveaux élevés d'instabilité économique, ayant des répercussions profondes sur leur bien-être mental. Analyser comment le bien-être économique varie entre les Autochtones et les non-Autochtones est essentiel pour élaborer des politiques efficaces visant à promouvoir l'équité et l'inclusion sociale. Des éléments essentiels tels que l'insécurité alimentaire,



la qualité du logement et le statut professionnel jouent un rôle crucial dans ces inégalités (Hossain et Lamb, 2018).

En termes de revenus, les Autochtones vivant au Québec avaient en 2015 un revenu après impôt médian inférieur de 14,3 % par rapport aux non-Autochtones (Posca, 2018). De plus, les écarts de revenus persistent, en particulier dans les zones urbaines, où les Autochtones gagnent significativement moins que les non-Autochtones. Ces disparités ne sont pas nouvelles : en 2006, le revenu médian après impôts des Autochtones était déjà inférieur de 30 % à celui des non-Autochtones. Il est à noter que, même si les Autochtones détenant un diplôme universitaire ont réussi à réduire cet écart (Wilson, 2010), les inégalités globales demeurent.

Lamb *et al.* (2018) montrent que les Autochtones sont surreprésentés dans les emplois précaires, notamment les postes temporaires et le temps partiel involontaire, ce qui contribue à la persistance des écarts salariaux. Si un niveau de scolarité plus faible explique une partie des disparités initiales, il est essentiel de souligner que, même après avoir contrôlé les caractéristiques du capital humain, les hommes autochtones gagnent encore en moyenne 5, % de moins, et les femmes 3, %, en raison de leur concentration dans des emplois non standards moins rémunérés et d'un accès limité aux emplois stables et bien payés. Une large part de l'écart demeure toutefois « inexplicée », reflétant une discrimination persistante et des barrières structurelles héritées du colonialisme, ce qui fait que leurs diplômes ne leur procurent ni les mêmes rendements ni les mêmes opportunités sur le marché du travail.

Les inégalités socioéconomiques se traduisent également par des taux de chômage nettement plus élevés et des taux d'activité et d'emploi plus faibles chez les Autochtones, exacerbés par la pandémie de coronavirus en 2020 (Serenko, 2022).

Sur le plan de la santé, les disparités entre populations autochtones et non autochtones demeurent particulièrement préoccupantes. Bien que la population autochtone soit en moyenne plus jeune, elle présente une morbidité nettement plus élevée (Garner *et al.*, 2010). La hausse marquée du diabète dans les communautés autochtones, malgré la mise en place de programmes d'intervention (Cheran *et al.*, 2023), ainsi qu'une espérance de vie plus

courte, illustrent clairement ces inégalités. En 2011, l'espérance de vie à la naissance pour les hommes des Premières Nations était de 72,5 ans, contre 81,4 ans chez les hommes non autochtones ; pour les femmes, elle atteignait 77,7 ans, comparativement à 87,3 ans chez les femmes non autochtones (Tjepkema *et al.*, 2019). Les écarts entre la durée de vie et la durée de vie ajustée selon l'état de santé sont également étroitement liés au niveau d'instruction et au revenu, les groupes socioéconomiquement défavorisés présentant une longévité réduite et de moins bons résultats en matière de santé (Bushnik *et al.*, 2020). Parmi les principales causes de mortalité, les maladies cardiovasculaires — notamment les cardiopathies et les accidents vasculaires cérébraux — sont particulièrement répandues au sein des peuples autochtones. Le taux de mortalité cardiovasculaire est ainsi 30, % plus élevé chez les hommes et 76, % plus élevé chez les femmes des Premières Nations que chez leurs homologues non autochtones. Certaines maladies infectieuses demeurent également plus fréquentes. La tuberculose (TB) représente encore un problème majeur dans plusieurs communautés, en raison de facteurs historiques, sociaux et économiques ; son incidence est notamment plus élevée chez les enfants autochtones que chez les enfants non autochtones, soulignant l'importance de stratégies de prévention et de traitement adaptées (Hoeppner et Marciniuk, 2000). Les problèmes de santé mentale — tels que la dépression et la toxicomanie — sont eux aussi surreprésentés, comme en témoignent les taux d'hospitalisation nettement plus élevés pour troubles mentaux et comportementaux chez les Premières Nations et les Inuits (Carrière *et al.*, 2016). Enfin, certaines infections comme le VIH/sida contribuent de manière disproportionnée aux niveaux de morbidité, en particulier parmi les populations autochtones vivant en milieu urbain (Tjepkema *et al.*, 2010).

Les disparités géographiques jouent également un rôle déterminant dans l'aggravation des inégalités auxquelles sont confrontées les populations autochtones vivant dans des zones éloignées et rurales. Ces communautés font face à un isolement accru, ainsi qu'à un accès limité aux services essentiels tels que la santé, l'éducation et les opportunités économiques (Pampalon *et al.*, 2012). Cet isolement a des conséquences significatives, notamment une dégradation des résultats en matière de santé, une espérance de vie plus courte par rapport aux populations urbaines et des niveaux d'instruction souvent inférieurs.

Dans les collectivités éloignées du Nord canadien, ces défis sont encore plus prononcés. Ces régions sont confrontées à des taux élevés d'insécurité alimentaire et à des coûts alimentaires disproportionnés, largement attribuables aux défis environnementaux et logistiques (Schiff et Brunger, 2013). Le climat rigoureux de ces régions et l'isolement limitent également les possibilités de loisirs, ce qui réduit les interactions sociales et l'engagement communautaire, exacerbant ainsi les inégalités (Schmidt, 2021).

Les conditions de vie des populations autochtones du Canada, en particulier celles appartenant aux Premières Nations résidant dans des réserves désignées, sont caractérisées par des difficultés considérables, principalement liées à des logements déficients et à des défis systémiques découlant des cadres coloniaux. On estime que 40 % des membres des Premières Nations vivent dans des réserves, où ils sont confrontés à des taux élevés de surpeuplement, de prolifération de moisissures et de conditions de logement insalubres par rapport à l'ensemble de la population canadienne (Lyeo *et al.*, 2024). Ces circonstances défavorables sont exacerbées par l'accès restreint aux métiers spécialisés et aux ressources essentielles pour la maintenance et la construction, ce qui entraîne divers problèmes liés à la santé (Lyeo *et al.*, 2024) .

Les disparités en matière de santé et de revenu parmi les peuples autochtones trouvent leurs racines dans des facteurs historiques, structurels et géographiques. L'héritage des politiques coloniales du Canada, notamment la Loi sur les Indiens et le système des pensionnats, a laissé des séquelles profondes et durables sur les communautés autochtones, contribuant à leur marginalisation socioéconomique (Toombs *et al.*, 2023; Darwin, 2023). Ces politiques d'assimilation, qui interdisaient notamment aux enfants autochtones de fréquenter d'autres écoles, ont engendré de graves traumatismes intergénérationnels. Les pensionnats, instaurés au XIX<sup>e</sup> siècle, ont souvent été le théâtre de mauvais traitements, dont les conséquences se manifestent aujourd'hui par une détérioration marquée de la santé mentale et physique (Toombs *et al.*, 2023; James et Paul, 2023). Des études ont démontré que les individus ayant fréquenté ces établissements présentent des scores autodéclarés de santé significativement inférieurs. Par ailleurs, le manque chronique de logements sûrs et adéquats contribue à la reproduction de la pauvreté entre générations, affectant négativement la santé globale (Ha-

ibis, 2022).

Ces inégalités sont aggravées par l'isolement géographique de nombreuses communautés autochtones, situées dans des régions éloignées où l'accès aux soins de santé, à l'éducation et aux opportunités économiques demeure limité. Cette marginalisation territoriale, combinée aux effets historiques de l'assimilation forcée, entraîne un sentiment d'aliénation vis-à-vis des services publics, notamment les services de santé, perçus comme inadaptés aux réalités culturelles autochtones (Kowal et Paradies, 2010). Comme le rappellent Salzman *et al.* (2004), la destruction des systèmes culturels autochtones a également contribué à une perte de repères et de sens, accentuant les souffrances psychologiques au sein des communautés. Ces multiples formes de marginalisation, à la fois historiques, culturelles et géographiques, continuent de compromettre profondément la santé et le bien-être des peuples autochtones au Canada, et appellent à des réponses politiques spécifiques, sensibles au contexte postcolonial.

Aujourd'hui encore, les peuples autochtones du Canada continuent de faire face à des défis liés à leur croissance démographique et à leurs disparités régionales. Leur population croît deux fois plus vite que celle des non-Autochtones (Drummond *et al.*, 2017), atteignant 5 % de la population totale en 2021, selon Statistique Canada (2022). Toutefois, cette croissance n'est pas homogène à travers le pays. Balakrishnan et Jurdi (2007) observent que certaines régions, comme les petites régions métropolitaines du Québec, ont même connu une croissance négative, alors que d'autres ont enregistré des augmentations marquées, influencées par les conditions économiques locales et la proximité des réserves avec les zones urbaines. L'interaction entre l'isolement géographique, les inégalités économiques persistantes et les traumatismes hérités de politiques coloniales crée un enchevêtrement de barrières structurelles qui entravent l'accès des peuples autochtones aux ressources et aux institutions, consolidant ainsi leur marginalisation. Il est donc essentiel de mettre en place des politiques adaptées pour remédier aux conséquences de cette inégalité multidimensionnelle et améliorer le bien-être de ces communautés.

En 1885, la mise en œuvre du système de laissez-passer a obligé les membres des Premières Nations à obtenir une autorisation du ministère des Affaires indiennes (DIA)

afin de pouvoir voyager au-delà des limites des réserves, ceci a profondément entravé leur mobilité et leurs cadres de gouvernance (Storey, 2022). L'imposition de frontières et de systèmes de passeport aux peuples autochtones découle directement de pratiques coloniales visant à contrôler et à assimiler ces populations. Ces politiques ont historiquement déconnecté les peuples autochtones de leurs terres ancestrales et restreint leurs déplacements sans leur consentement.

L'accès aux services essentiels, tels que les soins de santé et l'éducation, demeure limité dans plusieurs communautés autochtones, affectant directement leur bien-être global (Barrington-Leigh et Sloman, 2016). Les résultats de santé des populations vivant dans les réserves sont souvent moins bons, avec des taux plus élevés de maladies chroniques et de troubles de santé mentale (Gilchrist *et al.*, 2020). Le manque d'accès à l'eau potable a également de graves répercussions sur la santé (Ragsdale et Shew, 2023). L'éloignement géographique des réserves aggrave ces problèmes, en limitant l'accès aux ressources nécessaires à la construction et à l'entretien (Lyeo *et al.*, 2024).

Les peuples autochtones vivant dans les réserves connaissent ainsi d'importantes disparités en matière de santé, notamment une prévalence accrue du diabète, souvent liée à des troubles mentaux tels que la dépression et les idées suicidaires (Elamoshy *et al.*, 2018). Ces problèmes sont amplifiés par l'insuffisance des infrastructures et des services de santé dans les communautés.

## 1.2 Les indicateurs économiques de bien-être et leurs limites

Les mesures du bien-être en économie ont suscité une attention considérable, donnant lieu à de nombreuses approches et indicateurs visant à refléter sa nature multidimensionnelle. Cependant, ces mesures présentent des limites qui ont alimenté les débats sur leur pertinence et leur capacité à représenter fidèlement le bien-être des populations. Les indicateurs économiques classiques, tels que le produit intérieur brut (PIB), restent les plus utilisés malgré leurs faiblesses notoires. Le PIB met exclusivement l'accent sur la production économique sans tenir compte des dimensions sociales, sanitaires ou environnementales, ce qui le rend

inadéquat pour évaluer le bien-être global. Cette critique de Stiglitz *et al.* (2009), a marqué un tournant en reconnaissant les insuffisances du PIB en tant qu'indicateur de bien-être et en encourageant le développement de mesures alternatives. En effet, le PIB ne reflète pas les résultats en matière de santé ni la satisfaction à l'égard de la vie, deux éléments fondamentaux pour évaluer la qualité de vie. Ces lacunes ont conduit à la proposition de nouveaux indicateurs intégrant des dimensions telles que la santé et le bien-être subjectif (Bloom *et al.*, 2021).

Selon Osberg et Sharpe (2002), le bien-être économique repose sur plusieurs composantes clés : la consommation de biens et services, l'accumulation de ressources productives (comme le capital humain et les biens matériels), la distribution équitable des revenus et la sécurité économique face aux risques tels que le chômage ou la maladie. Ces dimensions, souvent négligées dans les indicateurs économiques traditionnels, sont pourtant cruciales pour orienter les politiques publiques et évaluer leur impact sur le bien-être collectif (Cylus et Smith, 2020). À cet égard, Hensher (2023) soulignent l'importance de repenser les cadres économiques en mettant l'accent sur les résultats sociaux et sanitaires, appelant à une transition vers une "économie du bien-être" qui valorise ces aspects au-delà de la croissance économique conventionnelle.

Parmi les efforts pour dépasser les limites du PIB, l'Indice de Développement Humain (IDH) représente une avancée significative. Cet indicateur inclut des dimensions essentielles telles que la santé, l'éducation et le niveau de vie, fournissant une mesure plus complète du bien-être. Cependant, l'IDH présente également des limites, notamment en raison de sa pondération égale des trois dimensions, qui pourrait ne pas refléter leur importance relative dans différents contextes. Par exemple, Dialga (2022) suggèrent, grâce à une analyse en composantes principales (PCA), que des pondérations différenciées pourraient améliorer la pertinence de l'IDH en fonction des niveaux de développement des pays. De plus, Ravallion (2012) a critiqué la révision de 2010, qui a introduit une moyenne géométrique pour calculer l'IDH. Selon lui, cette modification biaise les résultats en sous-évaluant l'effet de l'espérance de vie dans les pays pauvres et en exagérant le poids du revenu et de l'éducation dans les pays riches. Malgré ces critiques, l'IDH reste un indicateur largement reconnu pour son utilité

dans la comparaison internationale du bien-être.

La santé, en tant que composante fondamentale du bien-être, a également donné lieu à des approches spécifiques. Par exemple, la mesure Healthy Lifetime Income (HLI) combine le PIB par habitant et la santé pour estimer le revenu moyen pendant les années où une personne est en bonne santé. Cette approche, conforme aux recommandations du rapport Stiglitz, met en avant la santé non seulement comme un facteur économique, mais également comme un objectif intrinsèque, indispensable à une vie épanouissante (Zhang *et al.*, 2022). En intégrant cette composante, le HLI offre une perspective plus globale pour évaluer le bien-être des populations.

Toutefois, une analyse complète du bien-être exige également de prendre en compte les perceptions individuelles. Les mesures subjectives du bien-être (SWB) se basent sur des enquêtes où les individus évaluent leur satisfaction de vie sur une échelle de 0 à 10. Ces approches, bien qu’informatives, présentent des limites liées à leur nature intrinsèquement subjective. Les réponses peuvent être influencées par des biais d’information ou par des émotions momentanées, ce qui peut affecter leur fiabilité (Lucas, 2021). Malgré ces faiblesses, les SWB permettent de capturer des dimensions mentales, physiques et financières du bien-être qui échappent souvent aux indicateurs objectifs (Çela et Balomenou, 2020).

Des chercheurs ont également exploré des alternatives intégrant des dimensions redistributives et non marchandes. Par exemple, Gruen et Klasen (2008) ont proposé des indices combinant revenu moyen et disparités de revenu pour évaluer le bien-être global. Dans une perspective plus récente, Jones et Klenow (2016b) ont introduit une mesure du bien-être équivalente à la consommation, intégrant des dimensions telles que l’espérance de vie, la consommation et les loisirs. Contrairement aux indicateurs classiques, cette approche permet de normaliser divers facteurs dans une unité commune l’équivalent en consommation facilitant ainsi les comparaisons entre groupes de population. Ce cadre méthodologique a été utilisé par Brouillette *et al.* (2021) pour analyser les écarts de bien-être entre Américains noirs et blancs, révélant des disparités autrement invisibles avec des mesures économiques conventionnelles.

Le choix de privilégier la consommation plutôt que le revenu repose sur des justifications à la fois théoriques et empiriques. En effet, la consommation est directement liée à l'accès réel aux biens et services, ce qui en fait un reflet plus fidèle du bien-être subjectif. À l'inverse, le revenu peut être affecté par divers éléments tels que l'épargne, la fiscalité ou la sous-déclaration qui nuisent à sa capacité à mesurer avec précision le niveau de vie effectif.

Sur le plan empirique, plusieurs études appuient la validité de la consommations comme indicateur de bien-etre. Par exemple, Carver et Grimes (2019) montrent qu'une fois que les mesures objectives de la consommation sont prises en compte, le revenu n'a plus d'effet significatif sur l'auto-évaluation du niveau de vie des ménages. Ce constat est en ligne avec l'hypothèse du revenu permanent, selon laquelle la consommation est un meilleur prédicteur du bien-être que le revenu. Les données utilisées proviennent de l'« Enquête sociale générale de Nouvelle-Zélande » de Statistics New Zealand.

De leur côté, Brown et Gathergood (2017, 2020) ont démontré que les variations de la satisfaction à l'égard de la vie sont davantage corrélées aux fluctuations de la consommation qu'à celles des revenus. Leurs travaux soulignent en particulier que les dépenses ostentatoires ; par exemple en vêtements ou en vacances, sont plus fortement associées à une amélioration du bien-être subjectif que les autres formes de consommation.

En somme, la consommation apparaît comme un indicateur plus fiable et plus pertinent que le revenu pour évaluer le bien-être individuel. Ce changement de perspective ouvre la voie à des mesures plus complètes des inégalités de bien-être, et permet d'orienter les politiques publiques vers des solutions mieux ciblées et plus inclusives.



## CHAPITRE II

### PRÉSENTATION DES DONNÉES ET MÉTHODES D'IMPUTATION

Dans ce chapitre, nous présentons les bases de données utilisées pour l'analyse. Comme il n'existe pas de source unique combinant simultanément les trois dimensions essentielles à notre étude — la consommation, l'appartenance ethnique et la mortalité —, nous construisons une base de données intégrée à partir de sources complémentaires.

Nous mobilisons d'abord l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) de 2011, qui fournit des informations détaillées sur la structure et le niveau de consommation des ménages canadiens. Ensuite, nous utilisons le Recensement de 2011, plus précisément l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM), qui offre une couverture étendue des caractéristiques démographiques, sociales et économiques des populations autochtones et non autochtones. Enfin, nous intégrons les tables de mortalité différenciées par identité autochtone produites par Tjepkema *et al.* (2019), qui permettent d'estimer la probabilité de survie par groupe.

Le choix de l'année 2011 s'impose, puisqu'il s'agit de la seule période où ces trois sources sont simultanément disponibles, garantissant ainsi la cohérence temporelle de l'analyse.

La suite du chapitre est organisée comme suit : nous présentons d'abord chacune de ces bases de données, puis nous détaillons la méthode d'imputation utilisée pour associer les niveaux de consommation aux individus du Recensement. Enfin, nous décrivons les variables retenues pour l'estimation du facteur de bien-être.

## 2.1 Description des bases de données

### 2.1.1 L'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM)

L'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM), menée par Statistique Canada, fournit des données représentatives sur les habitudes de consommation des ménages canadiens. L'édition 2011 utilisée dans ce mémoire couvre un échantillon de 17 873 ménages répartis dans les dix provinces, les territoires étant exclus cette année-là. Comme pour plusieurs enquêtes nationales, certaines populations n'y sont pas représentées : les ménages vivant dans des réserves autochtones, les personnes en institution et les membres des Forces canadiennes en logement collectif en sont notamment exclus. Cette absence constitue une limite importante, puisqu'elle implique que l'EDM ne permet pas d'estimer directement la consommation des personnes vivant en réserve ou dans les territoires, ce qui conditionne la construction de notre échantillon et restreint la portée de nos résultats aux populations autochtones vivant hors réserve.

Les données de l'EDM sont recueillies au moyen de questionnaires et de journaux de dépenses. Nous retenons ici les fichiers issus du journal de collecte, plus riches que les fichiers de synthèse, puisqu'ils contiennent des informations détaillées sur les deux adultes principaux du ménage : âge, sexe, revenu, scolarité et situation d'activité. Ces variables sont essentielles à notre démarche puisqu'elles permettent d'estimer un modèle de consommation individuelle fondé sur les caractéristiques observées. Ce modèle servira ensuite à imputer la consommation dans les données du Recensement, où cette information n'est pas disponible.

TABLEAU 2.1 – Statistiques descriptives de l'échantillon (EDM 2011)

Statistique	Hommes	Femmes
Nombre d'observations	5 848	6 647
Âge moyen	52,75	51,73
Niveau d'éducation moyen	5,98	5,04
<b>Total échantillon</b>	12 495	
<b>Âge moyen (total)</b>	52,21	
<b>Niveau d'éducation moyen (total)</b>	5,48	

*Notes* : (i) les effectifs sont des nombres d'observations ; (ii) les moyennes sont calculées à l'aide des poids d'enquête ; (iii) l'échelle d'éducation est définie dans l'Annexe B.

*Source* : Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) 2011, Statistique Canada.

Le Tableau 2.1 présente un aperçu de l'échantillon EDM 2011 utilisé pour l'estimation des équations d'imputation. Les effectifs s'élèvent à 5 848 hommes et 6 647 femmes, soit un total de 12 495 individus. L'âge moyen est de 52,75 ans chez les hommes et de 51,73 ans chez les femmes, pour une moyenne globale de 52,21 ans.

Le niveau moyen d'éducation atteint 5,98 chez les hommes et 5,04 chez les femmes, pour une moyenne totale pondérée de 5,48. L'échelle d'éducation, codée de 1 à 6 (voir Annexe B), associe la valeur 5 à l'obtention d'un baccalauréat et la valeur 6 à un diplôme universitaire supérieur (maîtrise, DESS, doctorat, etc.). Une moyenne globale de 5,48 suggère ainsi que la majorité de l'échantillon se situe au niveau du baccalauréat, tandis qu'une proportion non négligeable détient un diplôme de cycles supérieurs.

Ces statistiques indiquent que l'échantillon EDM se caractérise par une population adulte d'âge moyen relativement élevé et un niveau de scolarité globalement universitaire. Ce profil est particulièrement pertinent pour cadrer la modélisation de la consommation et préparer l'application des coefficients d'imputation aux données du Recensement.

### 2.1.2 Le Recensement canadien

Le recensement canadien constitue la principale source d'information démographique et socio-économique sur la population. Pour notre étude, nous retenons l'édition de 2011, qui intègre l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM). Menée auprès d'environ 33 % des ménages, cette enquête à participation volontaire remplace le questionnaire long obligatoire et fournit des microdonnées détaillées sur le revenu, le niveau d'éducation, le code postal et surtout l'identité autochtone, ce qui en fait une source indispensable pour l'analyse des populations autochtones.

Bien que l'ENM de 2011 ne contienne pas d'informations sur la consommation, elle constitue une base essentielle pour identifier les populations autochtones et leur répartition géographique. La variable d'identité autochtone permet de distinguer les individus qui s'identifient comme Autochtones — c'est-à-dire comme membres des Premières Nations (avec ou sans statut d'Indien inscrit), des Métis ou des Inuits conformément à la Loi constitutionnelle de 1982. Elle inclut également les personnes déclarant une identité autochtone multiple ou non précisée ailleurs. Dans le cadre de notre étude, nous retenons quatre groupes principaux : les Premières Nations, les Métis, les Inuits et les non-Autochtones. Cette classification permet une analyse fine des inégalités économiques entre groupes ethnoculturels, tout en respectant les définitions officielles de Statistique Canada.

En combinant les variables disponibles dans l'ENM avec les données de l'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM), nous sommes en mesure d'imputer les valeurs de consommation manquantes et d'examiner les disparités économiques entre ces groupes. Cette intégration des données nous permettra d'analyser les inégalités de bien-être et orienter l'élaboration de politiques publiques plus équitables et ciblées.

TABLEAU 2.2 – Statistiques descriptives de l'échantillon pondéré par groupe ethnique (ENM 2011)

Caractéristiques	Premières Nations	Métis	Inuits	Non-Autochtones
Effectif pondéré	534 822	324 029	36 369	24 938 113
Taille moyenne du ménage	2,85	2,62	3,10	2,62
Âge moyen (années)	40,2	41,4	37,6	46,3
Log revenu Femmes	9,53	9,81	9,74	9,93
Log revenu Hommes	9,42	10,05	9,73	10,23
Écart H-F revenu	-0,11	+0,24	-0,01	+0,30
Éducation Hommes	1,97	2,20	1,64	2,69
Éducation Femmes	1,68	1,93	1,50	2,61

Source : Enquête nationale auprès des ménages (ENM) 2011, Statistique Canada. Données pondérées.

Le tableau 2.2 synthétise les principales caractéristiques des populations issues de l'ENM 2011. Les Premières Nations représentent le plus grand sous-groupe autochtone (535 000 personnes pondérées), suivies des Métis (324 000) et des Inuits (36 000), pour un total d'environ 922 000 individus (3,6 % de la population). Les non-Autochtones forment la vaste majorité avec près de 25 millions de personnes.

Sur le plan économique, les non-Autochtones affichent les revenus moyens les plus élevés (log de 10,23 chez les hommes, 9,93 chez les femmes), tandis que les Premières Nations présentent les plus faibles. Fait notable, les femmes des Premières Nations déclarent un revenu légèrement supérieur à celui des hommes, résultat déjà documenté dans la littérature (Bernier, 1997; Hadley, 2001).

En matière d'éducation, les non-Autochtones atteignent en moyenne les niveaux les plus élevés (moyenne de rang 2,6–2,7), alors que les Premières Nations et les Inuits se concentrent davantage dans les niveaux courts (1,5–2), les Métis occupant une position intermédiaire. Pour interpréter ces valeurs, il est utile de préciser que la variable d'éducation regroupe

six niveaux ordonnés allant de l'absence de diplôme postsecondaire (niveau 1) jusqu'au diplôme universitaire supérieur au baccalauréat (niveau 6), incluant notamment les diplômes de métier, les certificats collégiaux et le baccalauréat (voir Annexe B).

Afin de rendre comparables l'ENM et l'EDM, cette variable a été harmonisée selon ces six catégories. L'EDM affichant en moyenne un niveau de scolarité légèrement plus élevé, un biais de composition est possible ; toutefois, l'imputation demeure réalisable puisqu'elle traite l'éducation comme une variable catégorielle appliquée uniformément aux deux sources de données.

Les ménages inuits (3,4 personnes) et des Premières Nations (2,9) sont plus grands que ceux des non-Autochtones (2,6), traduisant des économies d'échelle potentielles (Plag et Dera, 2017). Enfin, les populations autochtones apparaissent plus jeunes (37,6 ans pour les Inuits, 40,2 ans pour les Premières Nations) que les non-Autochtones (46,3 ans). La répartition provinciale, détaillée en Annexe A, montre de fortes concentrations au Nord et dans les Prairies, tandis que les territoires ont été exclus pour assurer la comparabilité avec l'EDM.

### 2.1.3 Les tables de mortalité

Les tables de mortalité synthétisent la probabilité de décès à chaque âge pour une population donnée. En l'absence de tables spécifiques aux Autochtones, Statistique Canada a utilisé le couplage des données du recensement avec les registres de mortalité pour produire des estimations robustes (Tjepkema *et al.*, 2019). Ces tables, basées sur la méthode de Chiang (1984), sont pondérées pour garantir des estimations représentatives et incluent des intervalles de confiance.

Dans cette étude, nous utilisons directement les tables de mortalité pour analyser les écarts d'espérance de vie et leur impact sur les inégalités de bien-être entre les Autochtones et les Non-Autochtones.

Le tableau 2.3 présente les probabilités de survie jusqu'à l'âge de 75 ans selon l'identité

et le sexe. Les différences observées sont frappantes : la probabilité pour un homme non autochtone d’atteindre 75 ans est de 75,7 %, contre seulement 53,2 % pour les hommes des Premières Nations et 50,8 % pour les hommes inuits. Les femmes autochtones présentent également un désavantage marqué comparé aux femmes non autochtones.

TABLEAU 2.3 – Probabilité de survie jusqu’à 75 ans, selon le groupe et le sexe, Canada, 2011

Identité	Hommes (%)		Femmes (%)	
	Survie	IC 95 %	Survie	IC 95 %
Premières Nations	53,2	[50,7 – 55,8]	65,9	[63,7 – 68,1]
Métis	64,0	[60,3 – 67,7]	73,8	[70,7 – 77,0]
Inuits	50,8	[45,6 – 56,1]	63,1	[58,1 – 68,0]
Non-Autochtones	75,7	[75,4 – 76,0]	83,8	[83,5 – 84,0]

*Source* : Tjepkema *et al.* (2019), Statistique Canada.

Ces écarts de longévité reflètent des inégalités structurelles persistantes qui influencent directement le niveau de bien-être intertemporel des populations.

## 2.2 Estimation de la consommation

Dans cette section, nous présentons la méthodologie d’imputation utilisée pour obtenir la consommation individuelle. Nous montrons d’abord comment la consommation, observée au niveau du ménage dans l’EDM, a été convertie en consommation par individu selon diverses méthodes. Nous introduisons ensuite le modèle de régression estimé sur l’EDM et appliqué à l’ENM, qui permet de transférer l’information de consommation et de construire notre mesure de bien-être.

### 2.2.1 Calcul de la consommation individuelle

L'un des principaux défis méthodologiques de cette étude est l'absence d'une base de données combinant à la fois la consommation et le statut autochtone des individus. L'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM) fournit des données détaillées sur les dépenses, mais elle ne contient aucune information sur l'identité autochtone et exclut les ménages vivant dans les réserves ainsi que les territoires du Nord. À l'inverse, le Recensement de 2011 permet d'identifier les populations autochtones et offre de nombreuses variables sociodémographiques, mais ne recueille aucune donnée sur la consommation.

Dans l'EDM, la consommation totale du ménage correspond à l'ensemble des dépenses monétaires engagées pour satisfaire les besoins des membres au cours de l'année de référence. Elle inclut notamment le logement, l'alimentation, le transport, les vêtements, les soins de santé, les communications, les loisirs, l'éducation et les services de garde. Ces données, collectées par journal et questionnaire détaillé, excluent transferts, impôts et investissements, ce qui en fait une approximation fiable du niveau de vie matériel.

L'utilisation conjointe de l'EDM et du Recensement est donc indispensable pour évaluer les inégalités de bien-être, mais leur intégration pose des défis techniques. Une analyse au niveau des familles a été écartée en raison de divergences de définitions et de structures de variables entre les deux sources. Nous avons donc retenu une approche alternative : calculer la consommation individuelle à partir des deux membres principaux du ménage dans l'EDM (personne de référence et conjoint[e]). Si des informations détaillées existent pour ces individus (âge, sexe, revenu, localisation), les données de consommation demeurent agrégées au niveau du ménage, nécessitant une étape de désagrégation pour estimer la consommation individuelle.

Trois méthodes d'ajustement ont été testées :

1. **Approche per capita** Cette méthode, initialement utilisée par Brouillette *et al.* (2021), consiste à diviser la consommation totale du ménage par le nombre de ses



membres :

$$\tilde{c}_i = \frac{C_h}{N_h}$$

où  $\tilde{c}_i$  est la consommation imputée à l'individu  $i$ ,  $C_h$  la consommation totale du ménage  $h$ , et  $N_h$  le nombre de membres du ménage. Bien que simple et largement répandue, cette approche est considérée comme naïve, car elle ne tient pas compte des économies d'échelle. Les ménages plus nombreux peuvent maintenir un certain niveau de vie avec des dépenses par habitant inférieures à celles des ménages plus petits. Cela s'explique par le fait que certains biens et services (logement, chauffage, électroménager) sont partagés et ne croissent pas proportionnellement avec chaque membre supplémentaire. De plus, les dépenses alimentaires par personne tendent à diminuer dans les grands ménages, notamment grâce à la possibilité de remplacer du temps de préparation par des ingrédients plus coûteux tout en conservant le même niveau de consommation (Vernon, 2005). Des travaux confirment ces effets dans différents contextes (Abanokova et Lokshin, 2014; Lanjouw, 2005).

2. **Méthode de la racine carrée** Pour intégrer ces économies d'échelle, une méthode alternative consiste à diviser la consommation totale du ménage par la racine carrée de sa taille :

$$\tilde{c}_i = \frac{C_h}{\sqrt{N_h}}$$

Les échelles d'équivalence comme celle de la racine carrée ajustent la consommation des ménages afin de refléter les différences de besoins et les économies d'échelle. Elles sont largement utilisées dans les analyses de pauvreté et les comparaisons de niveaux de vie, car elles produisent des estimations plus réalistes et mieux adaptées à l'élaboration de politiques publiques (Lanjouw, 2005).

3. **Échelle d'équivalence OCDE modifiée** Une troisième méthode repose sur l'échelle d'équivalence OCDE modifiée, qui attribue un poids de 1 au premier adulte, 0,5 à chaque adulte supplémentaire et 0,3 à chaque enfant. La taille équivalente du ménage est alors :

$$E_h = 1 + 0,5 \times A_h + 0,3 \times K_h$$

où  $A_h$  est le nombre d'autres adultes et  $K_h$  le nombre d'enfants. La consommation

individuelle est obtenue en divisant la consommation totale du ménage par  $E_h$  :

$$\tilde{c}_i = \frac{C_h}{E_h}$$

Cette méthode permet un ajustement plus fin que la simple racine carrée, en différenciant les besoins selon l'âge et la structure familiale (Organisation de coopération et de développement économiques, 2013).

Enfin, afin d'améliorer la comparabilité des niveaux de vie entre régions, la consommation individuelle imputée a été ajustée à l'aide de l'Indice comparatif des prix des biens et services entre les villes publié par Statistique Canada. Cet indice, disponible pour 15 municipalités, mesure les écarts relatifs de prix par rapport à la moyenne nationale (par exemple, un indice de 102 indique un coût supérieur de 2 %). La consommation ajustée est donc définie par :

$$c_i = \frac{\tilde{c}_i}{P_r/100}$$

où  $\tilde{c}_i$  désigne la consommation brute imputée de l'individu  $i$ , obtenue à partir des méthodes d'équivalence (per capita, racine carrée ou OCDE) avant tout ajustement régional, et  $P_r$  l'indice des prix de la région  $r$ . Cet ajustement corrige les biais dus aux disparités régionales du coût de la vie et renforce la précision des comparaisons intergroupes. Notons que les territoires du Nord (Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut) ne sont pas inclus, conformément au champ de l'EDM qui ne couvre pas ces régions. Restreindre l'analyse aux provinces assure ainsi la cohérence et la comparabilité entre les deux sources de données.

### 2.2.2 Méthode de régression

L'imputation de la consommation repose sur l'estimation d'un modèle de régression à partir de l'EDM, limitée aux individus de 15 ans et plus. L'objectif de cette approche est de prédire la consommation individuelle à partir d'un ensemble de caractéristiques socio-démographiques et économiques observables, communes aux deux sources de données. Les coefficients estimés dans l'EDM sont ensuite appliqués aux individus du Recensement de 2011 afin d'obtenir une valeur de consommation imputée cohérente avec leur profil observable.

Cette stratégie permet de représenter la consommation attendue en fonction de variables telles que l'âge, le revenu, la taille du ménage ou la scolarité. Toutefois, cette approche repose implicitement sur l'hypothèse que la relation entre ces caractéristiques et la consommation est la même pour l'ensemble de la population, y compris pour les populations autochtones. Or, il est possible que les déterminants de la consommation diffèrent entre Autochtones et non-Autochtones, en raison de pratiques culturelles distinctes, de structures familiales spécifiques ou de contraintes d'accès aux biens et services. Si tel est le cas, les coefficients estimés dans l'EDM pourraient ne pas refléter fidèlement la relation structurelle propre aux populations autochtones. Faute d'échantillons suffisants dans l'EDM pour estimer un modèle spécifique à ces populations, il n'est pas possible de vérifier cette hétérogénéité, ce qui constitue une limite importante et pourrait entraîner un biais dans les valeurs imputées.

Un point méthodologique essentiel concerne le champ géographique de l'imputation. L'EDM exclut les ménages vivant dans les réserves autochtones ainsi que ceux des territoires, ce qui implique que les coefficients utilisés pour l'imputation sont entièrement estimés à partir de populations vivant hors réserve et hors territoires. Cette restriction est substantielle : près de la moitié (49,3%) des Premières Nations ayant le statut d'Indien inscrit vivaient sur une réserve en 2011 (Statistics Canada, 2011). Par ailleurs, les données du Recensement de 2021 indiquent qu'environ 50% de la population inuite réside dans les territoires, contre environ 2% des Premières Nations et moins de 1% des Métis. Bien que ces proportions ne correspondent pas directement à l'année 2011, elles fournissent un ordre de grandeur permettant d'évaluer la portée de l'exclusion géographique (Statistics Canada, 2021). À cela s'ajoute l'exclusion des personnes autochtones en situation d'itinérance, absentes des bases de données alors qu'elles sont fortement surreprésentées parmi la population sans-abri.

Cette limitation est particulièrement importante pour les Inuit, puisque les données utilisées dans cette étude excluent la grande majorité de leur population en raison des contraintes d'accès aux microdonnées pour les territoires. Les estimations de consommation imputée et, par conséquent, les niveaux de bien-être associés, doivent donc être interprétés avec prudence pour ce groupe, car elles reflètent principalement les Inuit vivant hors territoires, dont les conditions économiques et les coûts de la vie diffèrent substantiellement de

ceux des communautés nordiques.

Afin de garantir la cohérence entre les deux sources, l'imputation n'est appliquée qu'aux subdivisions géographiques couvertes par l'EDM. Concrètement, toutes les subdivisions absentes de l'EDM — incluant l'ensemble des territoires et les réserves exclues — sont également retirées du Recensement/ENM avant l'imputation. Ce choix réduit la taille de l'échantillon, mais il évite d'extrapoler la consommation imputée à des contextes pour lesquels aucune information de consommation n'est observée dans l'EDM. L'analyse porte donc uniquement sur les populations autochtones vivant hors réserve, hors territoires et hors itinérance.

L'imputation repose sur un modèle incluant des effets fixes géographiques (`censussubdivision`) afin de tenir compte des différences systématiques entre lieux de résidence. Ces effets fixes contrôlent les écarts moyens de consommation associés à chaque subdivision, mais ils ne mesurent pas explicitement le coût de la vie. Dans les régions éloignées ou nordiques où les prix sont plus élevés, une même quantité de biens peut entraîner une dépense monétaire plus importante. Le modèle interprète alors cette dépense plus élevée comme un niveau de consommation supérieur, alors qu'elle reflète en réalité un coût plus élevé pour un panier comparable. En absorbant ces différences de prix, les effets fixes peuvent ainsi donner l'impression que les populations vivant dans des zones au coût de la vie élevé disposent d'une consommation plus importante, sans que leur bien-être matériel soit réellement supérieur. L'imputation tend donc à surestimer la consommation imputée pour les individus résidant dans ces régions.

L'équation d'imputation estimée est la suivante :

$$\ln(c_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{âge}_i) + \beta_2 \text{genre}_i + \beta_3 \ln(\text{revenu}_i) + \beta_4 \gamma_{\text{géo}} + \sum_k \beta_{5k} \text{educ}_{ik} + \beta_6 \text{taille ménage}_i + \varepsilon_i$$

où  $c_i$  désigne la consommation imputée pour l'individu  $i$ ,  $\gamma_{\text{géo}}$  représente des effets fixes de division de recensement, et  $\text{educ}_{ik}$  des variables indicatrices correspondant aux catégories de scolarité.

Les variables explicatives ont été sélectionnées en fonction de leur disponibilité dans les deux bases et de leur pertinence théorique :

- **Âge (log)** : reflète les effets du cycle de vie sur la consommation (Harchaoui et Tarkhani, 2004) ;
- **Genre** : variable binaire captant les différences de comportement entre sexes ;
- **Revenu (log)** : revenu total avant impôt (INC2015), utilisé en absence d’une mesure harmonisée après impôt (Hadden, 1965) ;
- **Géo** : effets fixes de divisions de recensement, contrôlant les disparités régionales d’accès aux biens et de prix ;
- **Niveau d’éducation** : variables indicatrices harmonisées ( $\text{educ}_{ik}$ ) correspondant à six catégories (Kelin *et al.*, 2022) ;
- **Taille du ménage** : variable continue reflétant les effets de composition et les économies d’échelle.

### 2.3 Utilisation des Tables de Mortalité pour Calculer la probabilité de survie

Pour intégrer la probabilité de survie dans notre analyse du bien-être, nous utilisons les tables de mortalité, qui fournissent des données détaillées sur la durée de vie et les caractéristiques de la population. Les tables de mortalité contiennent des informations sur les taux de mortalité par âge, sexe et autres variables démographiques, ce qui permet de calculer la probabilité de survie pour différents groupes de population.

La probabilité de survie à un certain âge  $a$  ( $S_{ija}$ ) est la probabilité qu’un individu  $i$  du groupe ethnique  $j$  survive jusqu’à cet âge. Elle se calcule en multipliant les probabilités de survie d’année en année jusqu’à l’âge  $a$ . Si  $(q_x)$  est le taux de mortalité à l’âge  $x$ , alors la probabilité de survie jusqu’à l’âge  $a$  est donnée par :

$$S_{ija} = \prod_{x=0}^{a-1} (1 - q_x)$$

Cette probabilité de survie est ensuite intégrée dans la fonction d’utilité espérée pour évaluer le bien-être des individus. Elle permet de pondérer l’utilité de la consommation par les chances de survie à chaque âge, offrant une vision plus complète du bien-être sur l’ensemble de la vie de l’individu.

## 2.4 Variables principales de l'analyse

Les variables retenues dans cette étude proviennent à la fois de l'EDM 2011 et de l'ENM 2011. Un travail d'harmonisation a été nécessaire afin de rendre comparables les informations disponibles dans les deux enquêtes, notamment pour l'éducation ou la composition des ménages. L'analyse porte uniquement sur les deux adultes principaux du ménage (personne de référence et conjoint[e]), pour lesquels les données sont suffisamment détaillées. Afin de clarifier les fondements empiriques, nous regroupons ces variables en trois catégories : (i) les variables principales, qui constituent le cœur des indicateurs de bien-être (consommation et probabilité de survie) ; (ii) les variables socio-démographiques, utilisées pour l'imputation et les contrôles statistiques ; et (iii) les variables spécifiques au recensement, permettant de distinguer les populations autochtones et non autochtones. Le tableau qui suit présente un résumé des variables,

TABLEAU 2.4 – Variables sociodémographiques utilisées pour l’imputation

Variable	Description	Source
Consommation totale (TE001)	Dépenses totales du ménage en biens et services (alimentation, logement, transport, etc.). Exclut les impôts et transferts reçus. Désagrégée en consommation individuelle selon les méthodes présentées précédemment.	EDM
Âge	Âge en années complètes. Analyse restreinte aux adultes de 15 à 85 ans.	EDM / ENM
Sexe	Variable binaire indiquant le genre (homme/femme).	EDM / ENM
Revenu	Variable clé commune aux deux bases. Revenu total avant impôt (INC2015 dans l’EDM), utilisé en logarithme naturel.	EDM / ENM
Niveau d’éducation	Plus haut diplôme obtenu. Harmonisé en six catégories (voir Annexe A). Codé en variables indicatrices (dummies).	EDM / ENM
Taille du ménage	Nombre de membres du ménage. Les ménages de plus de 13 personnes sont exclus (maximum observé dans l’EDM).	EDM / ENM
Subdivision de recensement (geo)	Division de recensement. Variable régionale permettant de contrôler les disparités territoriales. Les territoires sont exclus dans les deux bases.	EDM / ENM

Les variables sociodémographiques présentées ci-dessus constituent la base du modèle d’imputation. Elles permettent d’harmoniser les informations disponibles dans l’EDM et l’ENM afin de générer une mesure de consommation imputée au niveau individuel. Cette étape est essentielle, car elle assure la comparabilité des individus dans les deux bases de données et permet de construire la variable principale d’analyse : la consommation imputée.

Le tableau suivant résume ces variables principales, en précisant leur définition et leur rôle dans l'étude.

TABLEAU 2.5 – Variables principales de l'analyse

Variable	Description	Source
Consommation imputée ( $c_i$ )	Consommation individuelle imputée à partir du modèle de régression estimé sur l'EDM et appliqué à l'ENM. Exclut les impôts et transferts. Désagrégée selon trois méthodes d'équivalence (per capita, racine carrée, OCDE) et ajustée par l'Indice comparatif des prix régionaux.	EDM / ENM
Probabilité de survie ( $s_a$ )	Probabilité de survivre entre les âges $a$ et $a + 5$ , différenciée par sexe et statut autochtone. Sert de pondération dans le calcul de l'utilité espérée.	Tjepkema et al. (2019)
Statut autochtone	Variable binaire indiquant si une personne s'est déclarée autochtone (1) ou non autochtone (0).	ENM
Ethnicité	Variable catégorielle distinguant quatre groupes : (i) Non-Autochtones, (ii) Premières Nations, (iii) Inuits, (iv) Métis.	ENM

Pour cette étude, nous analysons d'abord les inégalités de bien-être entre la population autochtone dans son ensemble et les non-Autochtones. Comme les peuples autochtones regroupent des réalités très diverses, nous distinguons ensuite les trois principaux groupes, Premières Nations, Métis et Inuits afin de mieux situer leurs caractéristiques sociodémographiques et géographiques. Les Premières Nations sont présentes dans tout le pays, avec d'importantes populations en Colombie-Britannique, en Ontario et dans les Prairies, et une part significative vit sur des réserves (Medved et Brockmeier, 2015; Hamilton, 2007). Les Inuits résident surtout dans l'Arctique canadien, notamment au Nunavut, dans les Territoires du Nord-Ouest et dans le nord du Québec (Medved et Brockmeier, 2015). Les Métis



sont majoritairement concentrés dans les provinces des Prairies, avec également des communautés en Ontario et en Colombie-Britannique (Medved et Brockmeier, 2015; Balakrishnan et Jurdi, 2007). Ces différences de répartition et de conditions de vie peuvent entraîner des écarts distincts de bien-être.

En résumé, ce chapitre a présenté les sources de données mobilisées dans l'étude ainsi que les variables retenues pour l'analyse. L'harmonisation entre l'EDM et l'ENM a permis de construire un cadre cohérent afin d'imputer la consommation individuelle et de caractériser les populations autochtones et non autochtones. L'ensemble de ces éléments fournit la base empirique nécessaire pour l'estimation de l'utilité espérée et l'évaluation des inégalités de bien-être qui feront l'objet des chapitres suivant.

## CHAPITRE III

### RÉSULTATS DE L'IMPUTATION DE LA CONSOMMATION

Dans ce chapitre, nous présentons les résultats du modèle de régression utilisé pour imputer la consommation individuelle à partir des données combinées de l'EDM et de l'ENM. Nous commencerons par commenter les principaux coefficients estimés afin d'évaluer la cohérence et la pertinence du modèle. Par la suite, nous examinerons les niveaux moyens de consommation obtenus grâce à cette imputation et nous les comparerons aux tendances attendues, afin de vérifier leur plausibilité. Enfin, nous analyserons la distribution de la consommation imputée, ce qui permettra d'éclairer les disparités entre groupes et de préparer la décomposition des inégalités présentée dans les chapitres suivants.

#### 3.1 Résultats de la regression pour l'imputation de données de consommation

Après avoir harmonisé les variables de l'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM) de 2011 afin de les rendre compatibles avec celles de l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de la même année, nous avons procédé à une série d'estimations visant à prédire la consommation individuelle à partir des caractéristiques sociodémographiques. Pour ce faire, nous avons estimé plusieurs modèles de régression linéaire, selon deux configurations : l'une incluant la taille du ménage comme variable explicative, et l'autre l'excluant.

Les résultats des régressions incluant la taille du ménage sont présentés dans C) afin de faciliter la lecture et d'alléger le corps principal du texte.

Conformément aux méthodes décrites précédemment pour convertir la consommation

des ménages en consommation individuelle, nous avons testé trois approches : (1) une approche *per capita*, (2) une approche ajustée par la racine carrée de la taille du ménage, et (3) l'échelle d'équivalence modifiée de l'OCDE. Ces trois modèles nous permettent d'évaluer la robustesse des coefficients selon le traitement retenu des économies d'échelle.

Par souci de confidentialité, les coefficients associés aux variables géographiques n'ont pas été présentés dans les tableaux de résultats. En effet, la désagrégation régionale est trop fine pour être diffusée en dehors du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), où l'étude a été réalisée. Enfin, cette section présente uniquement les modèles sans la variable de taille du ménage. Les résultats complets des régressions incluant cette variable sont disponibles en annexe.

Le tableau 3.1 présente les résultats des régressions linéaires estimées à partir des données de l'EDM 2011, selon les trois approches d'estimation de la consommation individuelle. Dans l'ensemble, les résultats sont cohérents entre les trois spécifications, tant en termes de signes que d'ordres de grandeur des coefficients.

Le revenu a un effet positif, significatif et stable dans tous les modèles, avec un coefficient autour de 0,20, confirmant qu'une hausse du revenu est associée à une augmentation de la consommation, conformément à la théorie économique (Hadden, 1965). L'élasticité estimée varie légèrement selon la méthode retenue, mais reste robuste.

L'âge, exprimé en niveau, présente un effet significatif mais de signe différent selon la spécification. Il est positif dans le modèle *per capita*, mais négatif dans les deux autres. Ce renversement s'explique par les ajustements pour les économies d'échelle : en tenant compte de la structure du ménage, on observe que la consommation individuelle tend à décroître avec l'âge, ce qui est cohérent avec les dynamiques du cycle de vie (Harchaoui et Tarkhani, 2004).

La variable de genre indique que, toutes choses égales par ailleurs, les hommes consomment significativement plus que les femmes dans les trois spécifications, bien que l'effet reste modeste.

TABLEAU 3.1 – Régressions d'imputation de la consommation individuelle (EDM 2011)

	(1) Per capita	(2) Racine carrée	(3) OCDE (équiv.)
Log(revenu)	0.200*** (0.0139)	0.208*** (0.0139)	0.215*** (0.0147)
Âge	0.00152*** (0.0005)	-0.00263*** (0.00046)	-0.00643*** (0.00051)
Sexe (homme = 1)	0.0468*** (0.0170)	0.0259* (0.0148)	0.0312** (0.0157)
Métiers / apprentissage	0.0220 (0.0438)	0.0523 (0.0389)	0.0600 (0.0418)
Collège / CEGEP (non univ.)	0.0811* (0.0426)	0.141*** (0.0370)	0.170*** (0.0396)
Certificat univ. < bac	0.197*** (0.0610)	0.260*** (0.0530)	0.279*** (0.0545)
Baccalauréat	0.164*** (0.0457)	0.206*** (0.0398)	0.211*** (0.0424)
Certificat univ. > bac	0.270*** (0.0498)	0.298*** (0.0422)	0.295*** (0.0445)
Inconnu	-0.0739* (0.0441)	0.0514 (0.0384)	0.0765* (0.0403)
Constante	3.440*** (0.157)	3.979*** (0.151)	3.916*** (0.158)
Observations	12 260	12 260	12 260
$R^2$	0,265	0,332	0,354

**Source :** Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) 2011, Statistique Canada ; estimations de l'auteure.

**Notes :** Variable dépendante :  $\log(c_i)$  (méthode de désagrégation indiquée en tête de colonne). Écarts-types robustes entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Concernant le niveau d'éducation, on observe un gradient positif clair : plus le niveau d'éducation est élevé, plus la consommation est importante. Ce résultat, attendu, confirme le lien entre capital humain et capacité de consommation Kelin *et al.* (2022) . Le coefficient associé au diplôme universitaire supérieur au baccalauréat est le plus élevé dans chaque régression. Ce résultat suggère qu'à revenu, âge, genre et région donnés, les individus plus éduqués consomment davantage. Cela pourrait refléter des différences dans les préférences, les comportements financiers ou la stabilité économique non captée par les variables incluses dans le modèle.

Les individus ayant un diplôme obtenu à l'étranger consomment significativement moins que ceux n'ayant aucun diplôme postsecondaire (catégorie omise), toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat suggère une possible non-reconnaissance des diplômes étrangers sur le marché du travail canadien, réduisant la capacité de consommation de ces individus. De manière similaire, ceux dont le niveau d'éducation est inconnu ou autre consomment aussi moins, bien que cet effet ne soit pas toujours significatif.

### 3.1.1 Consommation moyenne par groupe ethnique

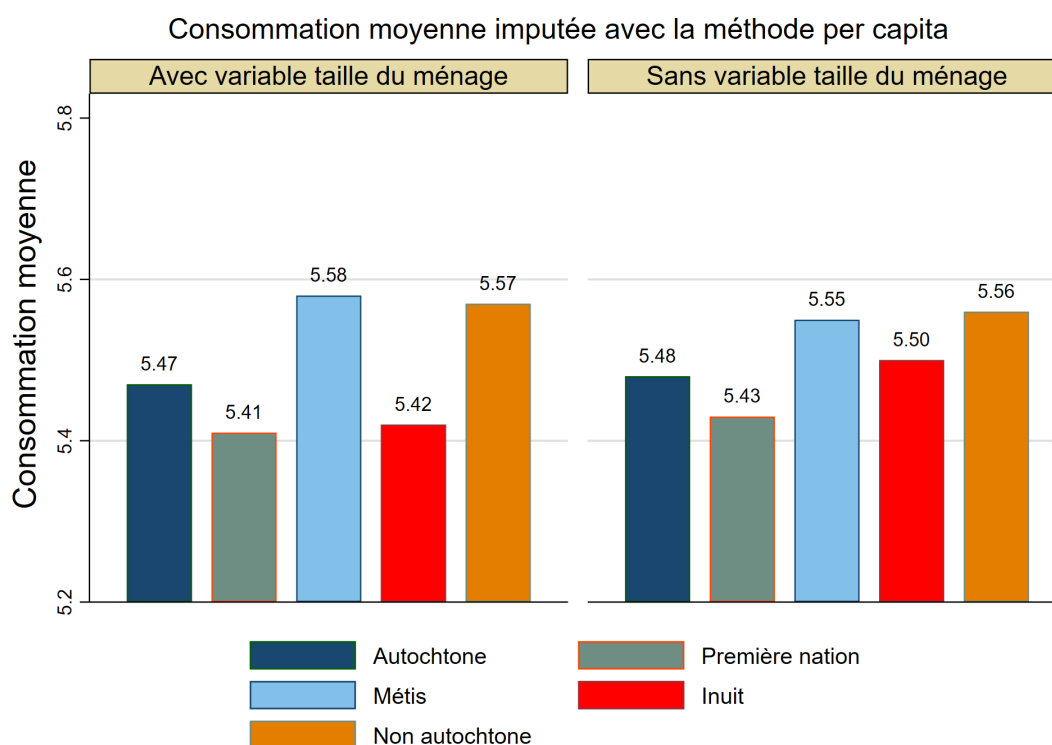
Dans cette section, nous présentons les niveaux de consommation moyenne imputée selon les différentes méthodes d'estimation de la consommation individuelle. Ces méthodes incluent l'approche per capita, la méthode de la racine carrée, ainsi que l'échelle d'équivalence de l'OCDE, chacune pouvant inclure ou non la taille du ménage parmi les variables explicatives.

L'objectif est de comparer les niveaux moyens obtenus pour chaque groupe ethnique à travers ces différentes approches, afin d'évaluer la sensibilité des résultats aux méthodes d'ajustement réalisées. Cette comparaison permet aussi d'examiner dans quelle mesure le choix d'une méthode d'estimation influence les écarts apparents entre populations autochtones et non autochtones.

Il convient toutefois d'interpréter ces niveaux de consommation avec prudence. En raison des limites des données, la consommation imputée est probablement surestimée pour

les populations autochtones. Les coefficients d'imputation sont estimés uniquement à partir de ménages vivant hors réserve et hors territoires, alors qu'une part importante des Premières Nations vit sur réserve et que les populations autochtones des territoires ne sont pas représentées. Les personnes autochtones en situation d'itinérance, également exclues des sources de données, accentuent ce biais. Enfin, les effets fixes d'emplacement absorbent les différences locales de prix sans permettre d'isoler le coût de la vie réel, souvent plus élevé dans les régions éloignées. Ainsi, la consommation imputée pour ces populations peut être artificiellement élevée, ce qui suggère que les écarts observés doivent être interprétés comme une borne inférieure des inégalités.

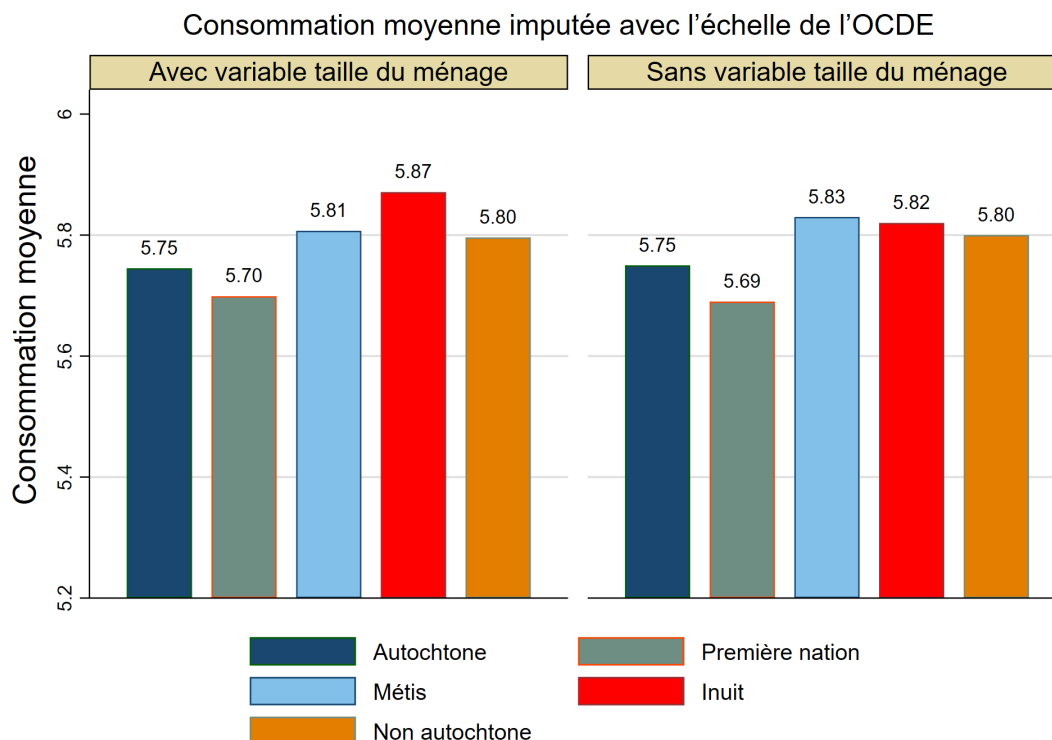
FIGURE 3.1 – Consommation moyenne imputée selon la méthode per capita, avec et sans prise en compte de la taille du ménage.



**Source :** Estimations réalisées à partir des données de l'EDM de 2011 et du Recensement canadien de 2011.

La figure 3.1 présente la consommation moyenne imputée pour chaque groupe ethnique selon la méthode de per capita, en distinguant les résultats obtenus avec et sans prise en compte de la taille du ménage. On observe que les non-Autochtones et les Métis présentent les niveaux de consommation les plus élevés dans les deux cas. Toutefois, lorsque la taille du ménage est prise en compte, la consommation moyenne des Métis dépasse légèrement celle des non-Autochtones, et celle des Inuits augmente de façon marquée. Cela s'explique par le fait que le coefficient associé à la taille du ménage est positif dans le modèle, ce qui signifie qu'une taille de ménage plus grande est associée à une consommation individuelle plus élevée. Or, les structures familiales des groupes métis et inuits étant généralement plus larges, l'ajustement tend à surévaluer leur niveau de consommation. À l'inverse, les Premières Nations affichent systématiquement la consommation moyenne la plus faible, quel que soit le mode de calcul. Ainsi, bien que les écarts restent modérés, cette figure souligne l'influence des spécificités démographiques sur l'estimation des niveaux de consommation.

FIGURE 3.2 – Consommation moyenne imputée selon la méthode de l'échelle d'équivalence de l'OCDE, avec et sans prise en compte de la taille du ménage.



**Source :** Estimations réalisées à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du marché du travail (EDM) de 2011 et du Recensement canadien de 2011.

La figure 3.2 illustre la consommation moyenne imputée selon la méthode de l'OCDE, en comparant les résultats obtenus avec et sans prise en compte de la taille du ménage. Dans les deux cas, les groupes métis, inuits et non autochtones affichent des niveaux de consommation moyens très proches, légèrement supérieurs à ceux des Premières Nations.

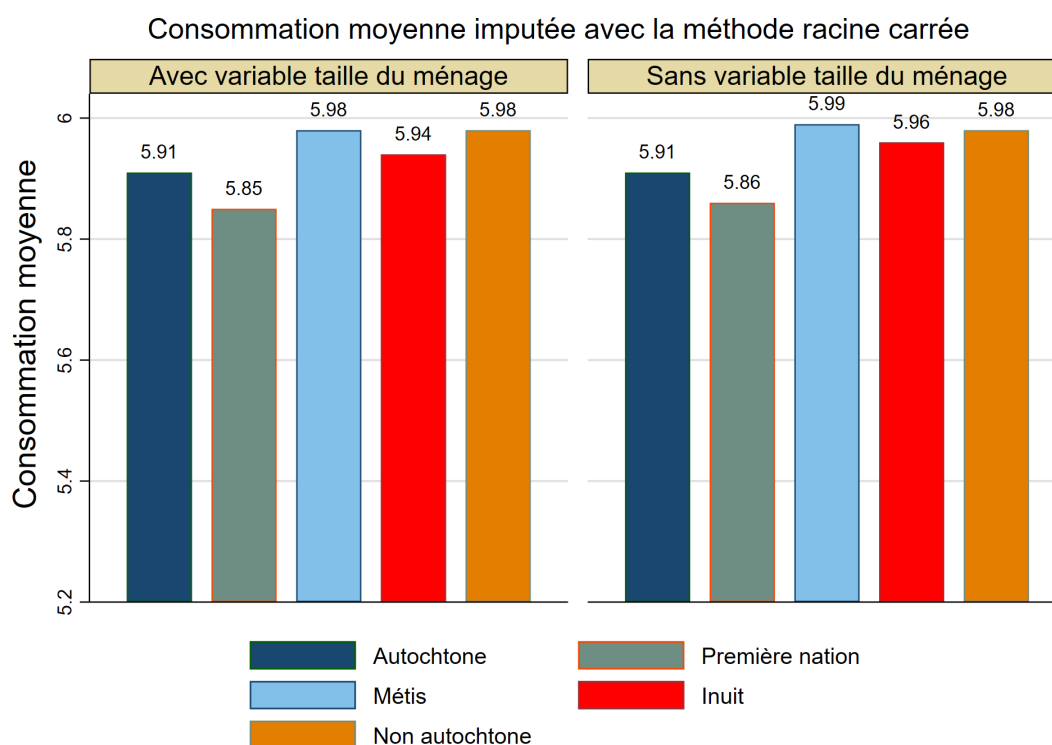
L'ajout de la variable de taille du ménage entraîne un changement notable dans le classement des groupes : les Inuits passent devant les non-Autochtones, avec une consommation moyenne estimée à 5,87, contre 5,80 pour ces derniers. Ce résultat peut s'expliquer par la structure démographique plus étendue des ménages inuits, combinée à un coefficient positif pour la taille du ménage dans le modèle d'imputation. En effet, cette spécificité tend



à gonfler l'estimation de leur consommation individuelle ajustée. Une dynamique similaire s'observe pour les Métis, dont la consommation moyenne est également plus élevée que celle des non-Autochtones dans le scénario avec ajustement.

À l'inverse, les Premières Nations conservent, dans tous les cas, le niveau de consommation moyen le plus faible, ce qui confirme la tendance observée dans les autres figures. Globalement, cette figure met en évidence la sensibilité des résultats au choix de spécification du modèle, tout en soulignant l'importance de considérer les caractéristiques démographiques pour une comparaison plus nuancée entre groupes.

FIGURE 3.3 – Consommation moyenne imputée selon la méthode de la racine carré, avec et sans prise en compte de la taille du ménage.



**Source :** Estimations réalisées à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du marché du travail (EDM) de 2011 et du Recensement canadien de 2011.

La figure 3.3 présente la consommation moyenne imputée selon la méthode de la racine carrée, avec et sans prise en compte de la taille du ménage. Les résultats révèlent une très faible sensibilité aux deux spécifications du modèle. Dans les deux cas, les Métis et les non-Autochtones affichent des niveaux similaires de consommation moyenne (5,98 et 5,99 respectivement), suivis de près par les Inuits. Les Premières Nations demeurent le groupe dont la consommation moyenne est la plus faible, indépendamment de la spécification retenue.

L'ajout de la variable taille du ménage ne modifie pratiquement pas les écarts entre groupes, ce qui suggère que la méthode de la racine carrée neutralise en grande partie les effets associés à la structure familiale. Cette stabilité des résultats reflète également la spécificité de cette échelle d'équivalence, qui applique un ajustement standardisé réduisant l'influence de la composition des ménages.

Ainsi, la figure illustre une convergence globale des niveaux de consommation imputée entre groupes, avec des écarts réduits et peu sensibles à la prise en compte explicite de la taille du ménage dans le modèle d'imputation.

De manière générale, les trois méthodes d'imputation de la consommation individuelle per capita, racine carrée et échelle d'équivalence de l'OCDE aboutissent à des résultats cohérents : les écarts de consommation moyenne entre populations autochtones et non autochtones sont relativement faibles. Quelle que soit la méthode utilisée, les Métis affichent une consommation proche, voire supérieure, à celle des non-Autochtones, tandis que les Premières Nations présentent systématiquement les niveaux les plus faibles.

L'ajout explicite de la taille du ménage dans les régressions a un effet plus marqué dans les cas des méthodes OCDE et per capita, particulièrement pour les Métis et les Inuits, dont les structures familiales plus larges entraînent une consommation imputée plus élevée. En revanche, la méthode de la racine carrée, en intégrant implicitement la taille des ménages via son échelle d'équivalence, atténue cet effet.

### 3.1.2 Distribution estimée de la consommation par groupe ethnique

les distributions estimées de la consommation par groupe ethnique. Dans cette section, nous présentons uniquement les résultats obtenus à partir de la méthode de l'échelle d'équivalence modifiée de l'OCDE, reconnue pour sa capacité à refléter de manière réaliste les économies d'échelle au sein des ménages. Les distributions issues des méthodes alternatives (approche *per capita* et racine carrée) sont disponibles dans Annexe D.

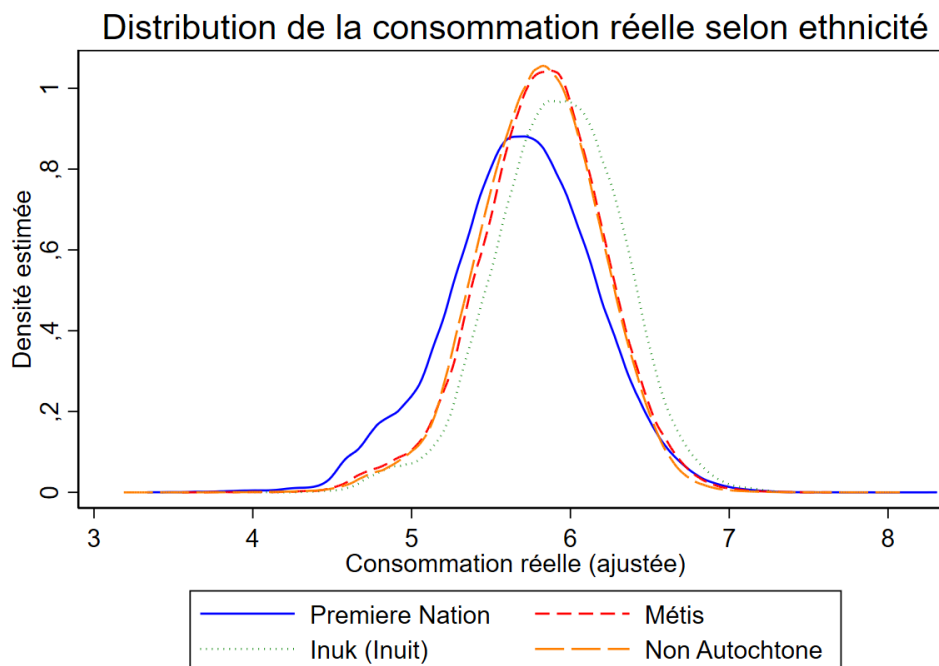


FIGURE 3.4 – Distribution de la consommation réelle ajustée selon l'ethnicité

La figure 3.4 illustre la distribution estimée de la consommation réelle ajustée selon le groupe ethnique, à partir des valeurs imputées par la méthode de l'échelle d'équivalence de l'OCDE, sans prise en considération de la taille du ménage. Cette visualisation permet d'évaluer les écarts entre les populations autochtones (Premières Nations, Métis, Inuits) et non autochtones, au-delà des simples moyennes.

On observe que la distribution des non-Autochtones est légèrement décalée vers la

droite par rapport à celle des Premières Nations et des Inuits, ce qui suggère un niveau de consommation imputée plus élevé en moyenne. Toutefois, cet écart reste relativement modéré, et les distributions présentent une forte concentration autour de valeurs similaires, indiquant une proximité générale des niveaux de consommation entre groupes.

Les Métis affichent une distribution très proche de celle des non-Autochtones, tant en termes de moyenne que de dispersion, ce qui corrobore les résultats des régressions précédentes. À l'inverse, la distribution des Premières Nations présente une légère asymétrie gauche, traduisant une part plus importante d'individus avec une consommation plus faible.

De manière générale, ces résultats confirment que les différences de consommation entre groupes, bien que présentes, ne traduisent pas de disparités extrêmes. Cela renforce l'idée que l'essentiel des écarts de bien-être entre Autochtones et non-Autochtones ne s'explique pas par des inégalités de consommation brute, mais plutôt par d'autres dimensions comme la mortalité ou la distribution intragroupe.

## CHAPITRE IV

### MÉTHODOLOGIE

Dans ce chapitre, nous présentons la démarche méthodologique adoptée pour évaluer les niveaux de bien-être des populations autochtones et non autochtones au Canada. Nous introduisons d’abord l’utilisation d’une fonction d’utilité espérée, qui permet d’obtenir une mesure synthétique du bien-être en tenant compte à la fois de la consommation et de la mortalité. Ensuite, nous procédons à une décomposition du facteur de bien-être relatif ( $\lambda$ ), afin d’analyser l’incidence respective des écarts de consommation moyenne, de mortalité et d’inégalités internes sur les disparités de bien-être. Nous approfondissons également l’analyse des écarts de consommation entre les groupes autochtones et non autochtones en identifiant les facteurs qui contribuent à ces différences.

#### 4.1 Mesure du bien-être fondée sur l’utilité

##### 4.1.1 Fonction d’utilité espérée sur le cycle de vie

L’analyse du bien-être dans ce mémoire repose sur un cadre théorique d’utilité espérée, inspiré des travaux de Jones et Klenow (2016b) et de Brouillette *et al.* (2021). Ce cadre permet de comparer le niveau de bien-être entre populations en tenant compte simultanément de leur consommation et de leur espérance de vie, deux dimensions essentielles du niveau de vie.

Contrairement à l’approche originale de Jones et Klenow, qui inclut également le temps de loisir dans la fonction d’utilité, notre analyse ne retient que la consommation et la morta-

lité, faute de données comparables sur l'usage du temps dans les populations autochtones. Le bien-être est donc estimé à partir d'une fonction d'utilité intertemporelle fondée uniquement sur la consommation individuelle ajustée.

Nous modélisons le bien-être espéré à l'aide d'une fonction d'utilité définie sur la durée de vie anticipée des individus appartenant à un groupe ethnique  $j \in \{A, NA\}$ , où  $A$  désigne la population autochtone et  $NA$  la population non autochtone. La formulation générale est donnée par :

$$U_j = \sum_{a=0}^{100} \beta^a \cdot S_{ja} \cdot \mathbb{E}[u(c_{ja})],$$

où :

- $\beta$  : facteur d'actualisation intertemporel, fixé à 1 afin que chaque année de vie compte autant dans l'évaluation du bien-être.
- $S_{ja}$  : probabilité qu'un individu du groupe  $j$  survive jusqu'à l'âge  $a$ .
- $c_{ja}$  : consommation individuelle aléatoire d'un membre du groupe  $j$  à l'âge  $a$ .
- $\mathbb{E}[u(c_{ja})]$  : utilité espérée associée à la consommation à l'âge  $a$ .

La fonction d'utilité instantanée adoptée est de la forme :

$$u(c) = \bar{u} + \log(c),$$

où  $c$  représente la consommation individuelle et  $\bar{u}$  une constante capturant un niveau minimal de bien-être indépendant de la consommation.

Nous calibrons  $\bar{u}$  en suivant Brouillette *et al.* (2021), qui le relie à la valeur de la vie statistique (VSL) et à la consommation moyenne par la formule suivante :

$$\bar{u} = \frac{\text{VSL}}{\text{Consommation moyenne annuelle par personne}}.$$

Aux États-Unis, avec une VSL estimée à 7,4 millions USD en 2006 et une consommation moyenne annuelle de 33 716 USD, ils obtiennent une valeur de  $\bar{u} = 6.02$ . Pour adapter cette approche au contexte canadien, nous retenons les estimations de Chestnut et De Civita (2009), qui situent la VSL entre 6 et 7 millions CAD en 2009. La consommation annuelle moyenne par personne, selon l'EDM, est d'environ 30 000 CAD. L'application de la formule

ci-dessus conduit à une valeur de  $\bar{u}$  comprise entre 5.5 et 6.2, selon la VSL retenue. Cette calibration assure la comparabilité avec la littérature existante tout en tenant compte du contexte canadien.

Afin d'agréger cette utilité à l'échelle d'un groupe, nous faisons appel au concept d'*individu synthétique*. Il s'agit d'une construction théorique représentant une personne fictive qui traverse, au cours de sa vie, les probabilités de survie et les niveaux moyens de consommation observés à un moment donné pour une population donnée.

Ce raisonnement est directement inspiré de l'espérance de vie à la naissance : cet indicateur ne reflète pas la durée de vie réelle d'un individu spécifique, mais celle d'une cohorte fictive soumise aux conditions de mortalité d'une année donnée. De la même manière, l'individu synthétique ne correspond pas à un membre réel de la population, mais à un profil moyen dont le parcours permet de résumer l'expérience collective de bien-être.

L'usage de cet individu théorique permet ainsi de comparer les niveaux de bien-être entre groupes, tout en intégrant de façon cohérente les inégalités de consommation et de longévité, sans être affecté par la variabilité individuelle des parcours de vie.

#### 4.1.2 Mesure du bien-être relatif des populations : le facteur $\lambda$

Afin de comparer le bien-être global entre populations autochtones et non autochtones, nous utilisons une mesure synthétique appelée facteur d'ajustement équivalent à la consommation, notée  $\lambda$ . Ce facteur représente le multiplicateur de consommation qu'un groupe devrait recevoir à chaque âge, afin que son niveau de bien-être soit équivalent à celui d'un groupe de référence.

Plus précisément, le  $\lambda$  traduit la variation proportionnelle de consommation qui égaliserait l'utilité espérée d'un groupe par rapport à un autre. Ce raisonnement s'appuie sur une fonction d'utilité intertemporelle pondérée par les probabilités de survie, telle que décrite dans la section précédente.

Le  $\lambda$  peut ainsi être interprété comme une mesure de *variation équivalente*, c'est-à-dire

la compensation nécessaire en consommation pour rendre un groupe indifférent à la situation d'un autre groupe. Il permet d'agréger en une seule grandeur monétaire les écarts liés à la consommation, à l'espérance de vie, et aux inégalités internes.

Ce facteur joue un rôle analogue à un taux de conversion dans un échange : tout comme un taux de change permet de comparer deux devises sur une base commune, le  $\lambda$  convertit les parcours de vie (ayant des espérances de vie et des niveaux de consommation différents) en unités équivalentes de bien-être exprimées en termes de consommation.

Dans notre contexte, le recours à cette métrique est particulièrement utile pour synthétiser les disparités vécues par les populations autochtones. Il permet d'illustrer concrètement, à travers une comparaison économiquement intuitive, dans quelle mesure les écarts de conditions de vie et de mortalité se traduisent en désavantage global de bien-être.

Formellement, si l'utilité espérée d'un individu de groupe  $j$  avec une consommation ajustée par un facteur  $\lambda$  est notée  $U_j(\lambda)$ , et en supposant  $\beta = 1$  (absence d'actualisation temporelle), nous avons :

$$U_j(\lambda) = \sum_{a=0}^{100} S_{ja} \times E[u(\lambda c_{ja})]$$

Nous cherchons la valeur de  $\lambda$  telle que :

$$U_{NA}(\lambda) = U_A(1)$$

où  $U_{NA}(\lambda)$  représente l'utilité espérée des Non-Autochtones avec une consommation ajustée, et  $U_A(1)$  l'utilité espérée des Autochtones avec leur consommation observée. Ce critère d'équivalence pose les bases de notre estimation du facteur  $\lambda$ .



### 4.1.3 Calcul de l'indice relatif du bien-être des populations : $\lambda$

Comme chez Jones et Klenow (2016b) et Brouillette *et al.* (2021), nous mesurons le bien-être relatif par un facteur d'ajustement en consommation,  $\lambda$ . Celui-ci correspond au multiplicateur appliqué à la consommation des Autochtones qui rend leur utilité espérée équivalente à celle des Non-Autochtones :

$$U_{NA}(\lambda) = U_A(1)$$

En notant  $c_{j,a}$  la consommation d'un individu du groupe  $j$  à l'âge  $a$ , et  $S_{j,a}$  la probabilité de survie jusqu'à  $a$ , l'utilité espérée s'écrit :

$$U_j(\lambda) = \sum_{a=0}^{100} S_{j,a} \mathbb{E}[\bar{u} + \log(\lambda c_{j,a})],$$

avec  $\beta = 1$  et  $u(c) = \bar{u} + \log c$ .

À partir de cette formulation, l'équilibre s'écrit :

$$\sum_{a=0}^{100} S_{A,a} \mathbb{E}[\log C_{A,a}] = \sum_{a=0}^{100} S_{NA,a} (\log \lambda + \mathbb{E}[\log C_{NA,a}]).$$

On en déduit l'expression théorique du facteur d'ajustement :

$$\log \lambda = \frac{\sum_{a=0}^{100} S_{A,a} \mathbb{E}[\log c_{A,a}] - \sum_{a=0}^{100} S_{NA,a} \mathbb{E}[\log c_{NA,a}]}{\sum_{a=0}^{100} S_{NA,a}}.$$

Dans les données, les espérances  $\mathbb{E}[\log C_{j,a}]$  sont remplacées par des moyennes pondérées d'échantillon  $\tilde{\omega}_{i,a}^j$  :

$$\widehat{\mathbb{E}}[\log c_{j,a}] = \sum_i \tilde{\omega}_{i,a}^j \log c_{i,a}^j.$$

Ce qui conduit à l'équation empirique utilisée pour l'estimation de  $\lambda$  :

$$\widehat{\log \lambda} = \frac{\sum_{a=0}^{100} S_{A,a} \widehat{\mathbb{E}}[\log c_{A,a}] - \sum_{a=0}^{100} S_{NA,a} \widehat{\mathbb{E}}[\log c_{NA,a}]}{\sum_{a=0}^{100} S_{NA,a}}. \quad (4.1)$$

#### 4.1.4 Décomposition des effets sur le facteur $\lambda$

En suivant Jones et Klenow (2016c) et Brouillette *et al.* (2021), nous décomposons  $\log(\lambda)$  en composantes interprétables liées à la mortalité, à la consommation moyenne et à l'inégalité de consommation au sein des groupes :

$$\begin{aligned}
 \log(\lambda) = & \underbrace{\sum_{a=0}^{100} \Delta S_a u_{A,a}}_{\text{Effet de la mortalité}} \\
 & + \underbrace{\left[ \log(\bar{c}_A) - \log(\bar{c}_{NA}) \right]}_{\text{Effet de la consommation moyenne}} \\
 & + \underbrace{\left( \mathbb{E} \log(c_A) - \log(\bar{c}_A) \right) - \left( \mathbb{E} \log(c_{NA}) - \log(\bar{c}_{NA}) \right)}_{\text{Effet différentiel d'inégalité de consommation}}
 \end{aligned}$$

Notation et interprétation.

- $\Delta S_a = S_{A,a} - S_{NA,a}$  : écart de probabilité de survie à l'âge  $a$  entre  $A$  et  $NA$ .
- $u_{A,a}$  : poids d'utilité associé à l'âge  $a$  dans le groupe autochtone, représentant la contribution marginale d'une année de survie (au niveau de consommation observé) au bien-être agrégé. Il permet ainsi de convertir un différentiel de survie en un différentiel de bien-être.
- $\bar{c}_j$  : moyenne de la consommation dans le groupe  $j \in \{A, NA\}$ , calculée avec les poids d'enquête lorsqu'ils sont disponibles.
- $\mathbb{E} \log(c_j)$  : moyenne du logarithme de la consommation dans le groupe  $j$ , calculée avec les mêmes poids d'enquête ; par concavité du logarithme,  $\mathbb{E} \log(c_j) - \log(\bar{c}_j) \leq 0$ , ce qui mesure la pénalité d'inégalité interne au groupe.

Cette méthode permet de rendre compte non seulement des écarts de consommation, mais aussi des inégalités en termes de longévité, en offrant une mesure plus complète des différences de bien-être entre les peuples autochtones et non autochtones au Canada.

## 4.2 Décomposition de l'écart de consommation

Nous procédons à une décomposition structurée de l'écart de consommation moyenne entre les populations autochtones et non autochtones. Étant donné que la consommation n'est pas observée dans le recensement, mais imputée à partir d'un modèle estimé sur les données de l'EDM, il n'est pas possible d'utiliser la méthode de Oaxaca-Blinder dans sa forme traditionnelle. Cette dernière suppose que les coefficients de régression soient estimés pour chaque groupe à partir de données observées, ce qui n'est pas le cas ici.

Il demeure néanmoins pertinent de chercher à identifier les sources des écarts de consommation imputée à partir des différences de caractéristiques sociodémographiques entre les groupes. Pour ce faire, nous utilisons les coefficients estimés dans l'EDM, que nous considérons comme structurellement valides, et nous les appliquons aux différences de moyennes des variables explicatives observées dans le recensement.

Mathématiquement, si la fonction d'imputation de la consommation prend la forme :

$$\ln(c_i) = \beta \mathbf{X}_i + \varepsilon_i$$

alors l'écart de consommation imputée moyenne entre Non-Autochtones (NA) et Autochtones (A) peut être approximé par :

$$\ln \bar{c}_{NA} - \ln \bar{c}_A = \sum_j \beta_j \cdot (\bar{X}_{NA,j} - \bar{X}_{A,j}),$$

où  $\bar{X}_{g,j}$  désigne la moyenne de la variable explicative  $j$  dans le groupe  $g$ .

Cette approche permet d'identifier la contribution marginale de chaque variable explicative (revenu, éducation, âge, taille du ménage, etc.) à l'écart total de consommation imputée. Elle éclaire ainsi les mécanismes structurels sous-jacents à l'inégalité observée en matière de consommation, sans s'appuyer sur des différences de rendements entre groupes.

Enfin, cette décomposition constitue un pont interprétatif important avec notre mesure de bien-être basée sur l'utilité espérée, en mettant en évidence la part des inégalités de

consommation attribuable à des facteurs observables et potentiellement modifiables par les politiques publiques.

## CHAPITRE V

### RÉSULTATS

Dans cette section, nous présentons les résultats principaux de l'analyse. Nous commençons par l'estimation du facteur relatif de bien-être des populations ( $\lambda$ ), qui mesure les écarts entre populations autochtones et non autochtones. Cette étape permet d'évaluer dans quelle mesure le bien-être équivalent en consommation des Premières Nations, des Inuits et des Métis diffère de celui de la population non autochtone, avant d'examiner la moyenne générale pour l'ensemble des Autochtones. Nous analysons également comment l'indice relatif de bien-être  $\lambda$  évolue selon la méthode retenue pour estimer la consommation individuelle, en comparant les approches *per capita*, racine carrée et échelle d'équivalence de l'OCDE.

Nous procédons ensuite à une décomposition de  $\lambda$ , afin d'identifier la part des inégalités attribuable à la mortalité, à la consommation moyenne et aux inégalités internes. Cette démarche est essentielle pour comprendre non seulement l'existence des écarts, mais aussi leurs principales sources. Il est important de noter que les valeurs estimées de  $\lambda$  doivent être interprétées comme une borne inférieure des inégalités réelles de bien-être. En effet,  $\lambda$  dépend directement du niveau de consommation imputée : plus la consommation des populations autochtones est élevée, plus leur utilité espérée augmente, ce qui accroît mécaniquement  $\lambda$  et réduit l'ampleur des écarts observés. Or, comme discuté précédemment, la consommation autochtone est probablement surestimée en raison de l'exclusion des ménages vivant sur réserve et dans les territoires, de l'absence des personnes autochtones en situation d'itinérance dans les données, ainsi que de l'utilisation d'effets fixes d'emplacement qui neutralisent les différences locales de prix sans capturer le coût de la vie plus élevé dans les régions éloignées.

Si la consommation réelle des populations autochtones est plus faible que celle imputée, la valeur vraie de  $\lambda$  serait plus basse et les inégalités de bien-être plus marquées que ce que montrent nos estimations.

Dans un troisième temps, nous vérifions la robustesse des résultats en modifiant certains paramètres du modèle d'utilité intertemporelle. Ce test nous permet d'évaluer la sensibilité des conclusions aux choix méthodologiques retenus.

Enfin, nous examinons directement la contribution de la consommation imputée aux écarts observés entre populations.

## 5.1 Estimations des inégalités de bien-être entre les groupes ethniques

### 5.1.1 Interprétation des estimations de l'indice de bien-être des populations $\lambda$

TABLEAU 5.1 – Estimations de  $\lambda$  avec consommation individuelle calculée selon la méthode de l'échelle d'équivalence de l'OCDE

<b>Ethnicité</b>	<b>Sans taille du ménage</b>		<b>Avec taille du ménage</b>	
	$\lambda$	$\log(\lambda)$	$\lambda$	$\log(\lambda)$
Inuit	0,8177	-0,2012	0,8445	-0,1691
Première Nation	0,7391	-0,3024	0,7338	-0,3095
Métis	0,9358	-0,0674	0,9176	-0,0859
Autochtone	0,8061	-0,2155	0,7982	-0,2254

*Estimations de l'auteure basées sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec la consommations issues de l'ajustement selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE.*

Le tableau 5.1 présente les estimations du facteur  $\lambda$  et de son logarithme  $\log(\lambda)$ , qui résument les écarts de bien-être entre chaque groupe ethnique et les non-autochtones en agrégeant, dans une seule mesure, les différences de consommation et de mortalité. La consommation individuelle est calculée à partir de l'échelle d'équivalence de l'OCDE, qui tient compte

des économies d'échelle liées à la taille du ménage. Deux modèles d'imputation sont présentés : l'un incluant la taille du ménage comme variable explicative et l'autre l'excluant. Ce choix méthodologique s'explique par le fait que l'inclusion de cette variable produit un coefficient positif, en contradiction avec l'intuition économique selon laquelle une taille de ménage plus élevée réduit la consommation individuelle disponible. Ce biais est particulièrement marqué chez les Inuits, qui vivent en moyenne dans des ménages plus nombreux, ce qui conduit à une surestimation artificielle de leur consommation imputée.

Les résultats indiquent que les Premières Nations affichent les niveaux de bien-être les plus faibles, avec un  $\lambda$  de 0,7391 sans la taille du ménage. Cela signifie que les Premières Nations disposent d'un niveau de bien-être équivalent à 74 % de celui des non-Autochtones. Pour atteindre un niveau de bien-être comparable, leur consommation devrait être augmentée d'environ 35 %. Les Inuits suivent avec un  $\lambda$  de 0,8177, traduisant un déficit de bien-être d'environ 18 %. Les Métis présentent un écart plus modéré, avec un  $\lambda$  de 0,9358, soit une différence d'environ 6 %. Enfin, la comparaison entre l'ensemble des Autochtones et les non-Autochtones donne un  $\lambda$  de 0,8061, indiquant une inégalité globale de près de 20 %. L'inclusion de la taille du ménage conduit généralement à une hausse des valeurs de  $\lambda$ , ce qui tend à atténuer les inégalités observées. Comme le montre le Tableau 2.2, les Autochtones vivant en moyenne dans des ménages plus grands, cet effet est particulièrement marqué pour les Inuits. Toutefois, il ne s'applique pas systématiquement : chez les Métis, dont la taille moyenne des ménages est similaire à celle des non-Autochtones,  $\lambda$  diminue légèrement. Cela confirme la pertinence d'un modèle excluant la taille du ménage pour mieux saisir les écarts structurels de bien-être.

TABEAU 5.2 – Estimations de  $\lambda$  avec consommation individuelle calculée selon la méthode de la racine carrée

<b>Ethnicité</b>	<b>Sans taille du ménage</b>		<b>Avec taille du ménage</b>	
	$\lambda$	$\log(\lambda)$	$\lambda$	$\log(\lambda)$
Inuit	0,8116	-0,2087	0,7998	-0,2234
Première Nation	0,7462	-0,2928	0,7321	-0,3119
Métis	0,9368	-0,0652	0,9303	-0,0722
Autochtone	0,8112	-0,2093	0,7993	-0,2241

*Estimations de l'auteure basées sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec consommation issues de l'ajustement selon la racine carrée.*

Le tableau 5.2 présente les estimations de  $\lambda$  et de  $\log(\lambda)$  selon la méthode de la racine carrée. Les résultats confirment les tendances observées avec l'échelle de l'OCDE : les Premières Nations affichent le déficit de bien-être le plus marqué, avec un  $\lambda$  d'environ 0,75, soit une consommation requise supérieure de près de 34% pour atteindre le niveau des non-Autochtones. Les Inuits suivent avec un  $\lambda$  de 0,81 (écart de 19%), tandis que les Métis se situent proches de la parité à 0,94 (écart d'environ 6%). Pour l'ensemble des Autochtones,  $\lambda$  s'élève à 0,81, indiquant un déficit global d'environ 19%.

Lorsque la taille du ménage est incluse comme variable explicative, les valeurs de  $\lambda$  diminuent légèrement pour l'ensemble des groupes : de 0,81 à 0,80 pour les Inuits, de 0,75 à 0,73 pour les Premières Nations, et de 0,94 à 0,93 pour les Métis. L'effet net est donc une réduction des écarts estimés, traduisant une tendance générale à sous-estimer les inégalités de bien-être dans les populations vivant en ménages élargis.



TABLEAU 5.3 – Estimations de  $\lambda$  avec consommation individuelle calculée selon la méthode per capita

<b>Ethnicité</b>	<b>Sans taille du ménage</b>		<b>Avec taille du ménage</b>	
	$\lambda$	$\log(\lambda)$	$\lambda$	$\log(\lambda)$
Inuit	0,8175	-0,2015	0,7499	-0,2878
Première Nation	0,7655	-0,2673	0,7445	-0,2949
Métis	0,9453	-0,0562	0,9550	-0,0461
Autochtone	0,8267	-0,1903	0,8134	-0,2065

*Estimations de l'auteure basées sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec la consommations issues de l'ajustement per capita.*

Le tableau 5.3 présente les estimations de  $\lambda$  selon la méthode per capita proposée par Brouillette *et al.* (2021), où la consommation est calculée en divisant les dépenses totales du ménage par le nombre de ses membres. Cette approche ne tient pas compte des économies d'échelle, mais reflète fidèlement la spécification originale de leur étude.

Sans inclure la taille du ménage dans le modèle d'imputation, les Premières Nations présentent le déficit de bien-être le plus marqué ( $\lambda \approx 0,77$ , soit un écart d'environ 23%), suivies des Inuits ( $\lambda \approx 0,82$ , écart de 18%). Les Métis se rapprochent de la parité avec un  $\lambda$  d'environ 0,95, et l'ensemble des Autochtones affiche une valeur de 0,83 (écart de 17%).

Lorsque la taille du ménage est incluse, les estimations diminuent légèrement pour les Inuits (0,75) et les Premières Nations (0,74), renforçant les écarts observés, tandis qu'elles restent quasi inchangées pour les Métis (0,96). Cela montre que l'effet de la taille du ménage n'est pas uniforme : il tend à accentuer les inégalités pour les groupes vivant dans des ménages plus larges, comme les Inuits, tout en ayant peu d'effet pour les Métis.

Au total, cette méthode aboutit à des conclusions proches de celles obtenues avec les ajustements OCDE et racine carrée, confirmant la robustesse des résultats aux différentes hypothèses d'équivalence.

Les différentes méthodes d'estimation du facteur de bien-être  $\lambda$  confirment un désavantage marqué des populations autochtones par rapport aux non-Autochtones. Quel que soit le mode de calcul de la consommation (OCDE, racine carrée ou per capita), les Premières Nations et les Inuits présentent systématiquement les plus faibles niveaux de bien-être, tandis que les Métis se rapprochent de la parité.

Inclure la taille du ménage améliore en principe la spécification, mais le coefficient positif obtenu contredit l'intuition économique et suggère un biais lié aux caractéristiques propres des ménages autochtones. Cela tend à surestimer leur consommation imputée et donc à sous-estimer les écarts de bien-être. Pour cette raison, nous retenons les deux spécifications, la version sans taille du ménage apparaissant plus cohérente.

Malgré ces nuances, le diagnostic est robuste : les Premières Nations et les Inuits affichent un bien-être inférieur d'environ 20 à 30% par rapport aux non-Autochtones.

Il est également possible de se faire une idée de la manière dont  $\lambda$  varierait si les biens et services achetés par les populations autochtones étaient plus coûteux que ce que reflète notre ajustement de prix provincial. Dans notre cadre,  $\lambda$  dépend directement des niveaux de consommation exprimés en termes réels : une consommation « réelle » plus faible se traduit par une utilité espérée plus faible et donc par une valeur plus basse de  $\lambda$ . Si, en pratique, les populations autochtones font face à des prix supérieurs de  $x\%$  à ceux que suppose notre imputation, alors les niveaux de consommation en volume pertinents pour le calcul du bien-être seraient inférieurs à ceux utilisés ici. Dans un cadre logarithmique comme le nôtre, une différence de prix de l'ordre de 10 à 20 % correspondrait approximativement à une réduction de même ordre dans les niveaux de consommation réels, ce qui ferait diminuer  $\lambda$  d'une ampleur similaire. Ainsi, si les coûts de la vie sont effectivement plus élevés dans les régions autochtones — comme le suggèrent de nombreuses sources —, la valeur « vraie » de  $\lambda$  serait vraisemblablement plus basse que celle estimée, ce qui implique que nos résultats constituent une borne inférieure des inégalités de bien-être.

## 5.2 Décomposition des écarts de bien-être entre groupes ethniques :

Dans cette section, nous procédons à une décomposition du facteur de bien-être  $\lambda$  afin d'identifier les principales sources des écarts observés entre les groupes autochtones et non autochtones. Cette analyse permet de quantifier l'impact relatif de trois composantes fondamentales : la consommation moyenne, les inégalités de consommation au sein de chaque groupe, et l'espérance de vie.

Plutôt que de considérer  $\lambda$  comme un indicateur synthétique unique, cette approche vise à en dévoiler les déterminants structurels. En effet, une valeur plus faible de  $\lambda$  peut résulter d'un niveau de consommation globalement plus bas, d'une répartition plus inégalitaire de cette consommation, ou encore d'une espérance de vie réduite.

L'objectif de cette décomposition est donc de mieux comprendre quelles dimensions contribuent le plus aux inégalités de bien-être entre les groupes étudiés, et ainsi orienter les politiques publiques vers les leviers les plus pertinents.

TABLEAU 5.4 – Décomposition du facteur  $\lambda$  avec consommation individuelle calculée selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE (avec et sans taille du ménage)

Modèle	Comparaison	Effet mortalité (%)	Effet conso. moyenne (%)	Effet inégalités (%)
Avec taille du ménage	Inuit vs non autochtone	129,50	-5,20	-24,30
	Première Nation vs non autochtone	61,20	6,80	32,00
	Métis vs non autochtone	89,20	1,80	9,00
	Non autochtone vs autochtone	66,40	5,90	27,70
Sans taille du ménage	Inuit vs non autochtone	108,30	-1,50	-6,80
	Première Nation vs non autochtone	62,60	6,50	31,00
	Métis vs non autochtone	113,80	-2,50	-11,00
	Non autochtone vs autochtone	70,30	5,20	24,60

*Source : Calculs de l'auteure basés sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec consommation individuelle ajustée selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE.*

La décomposition du facteur de bien-être  $\lambda$  met en évidence la prépondérance de la mortalité comme source d'inégalités. Pour les Inuits, elle explique plus de 100 % des écarts

selon les deux modèles, illustrant le rôle central de l'espérance de vie dans l'évaluation du bien-être. Les Métis affichent également une forte contribution de la mortalité (89 à 114 %).

Les inégalités internes de consommation constituent le deuxième facteur, particulièrement marquées chez les Premières Nations (environ 31–32 %). Pour l'ensemble des Autochtones, elles expliquent près d'un quart des écarts.

Enfin, l'effet de la consommation moyenne demeure modeste et parfois négatif, notamment pour les Inuits (-5,2 % avec taille du ménage), ce qui traduit une surestimation de leur consommation imputée liée à la structure des ménages.

TABLEAU 5.5 – Décomposition du facteur  $\lambda$  avec consommation individuelle calculée selon la méthode racine carrée (avec et sans taille du ménage)

Modèle	Comparaison	Effet mortalité (%)	Effet conso. moyenne (%)	Effet inégalités (%)
Avec taille du ménage	Inuit vs non autochtone	98,7	2,0	1,1
	Première Nation vs non autochtone	61,5	6,5	32,0
	Métis vs non autochtone	107,6	-1,3	-6,0
	Non autochtone vs autochtone	68,5	5,3	26,2
Sans taille du ménage	Inuit vs non autochtone	105,8	-1,0	-4,8
	Première Nation vs non autochtone	65,6	5,8	29,0
	Métis vs non autochtone	119,2	-3,3	-16,0
	Non autochtone vs autochtone	73,5	4,5	22,1

*Source : Calculs de l'auteure basés sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011*

*(ENM) et de l'EDM, avec consommation individuelle ajustée selon la méthode racine carrée.*

Les résultats de la décomposition du facteur  $\lambda$  selon la méthode racine carrée, avec et sans la taille du ménage, confirment les tendances observées précédemment. L'effet de la mortalité reste prédominant dans toutes les comparaisons, atteignant jusqu'à 119,2 % pour les Métis (sans taille du ménage) et plus de 100 % pour les Inuits, ce qui indique que les écarts d'espérance de vie expliquent à eux seuls une grande partie des inégalités de bien-être.

L'effet de la consommation moyenne est relativement modeste. Il varie entre -3,3 % (Métis) et 6,5 % (Premières Nations), avec peu de sensibilité au choix du modèle. En revanche, les inégalités internes de consommation pèsent significativement dans certains cas,

notamment chez les Premières Nations (près de 30 % de l'écart total), alors qu'elles sont négligeables ou négatives pour les autres groupes.

Globalement, bien que les valeurs changent selon l'inclusion de la taille du ménage, la hiérarchie des effets reste stable : la mortalité domine, suivie des inégalités internes, puis de la consommation moyenne.

TABLEAU 5.6 – Décomposition du facteur  $\lambda$  avec consommation individuelle calculée selon la méthode de Jones et Klenow (avec et sans taille du ménage)

Modèle	Comparaison	Effet mortalité (%)	Effet conso. moyenne (%)	Effet inégalités (%)
Avec taille du ménage	Inuit vs non autochtone	73,00	4,90	22,10
	Première Nation vs non autochtone	62,40	6,80	31,00
	Métis vs non autochtone	161,90	-11,40	-5,10
	Non autochtone vs autochtone	71,40	5,10	23,50
Sans taille du ménage	Inuit vs non autochtone	105,30	-1,00	-4,40
	Première Nation vs non autochtone	69,20	5,60	25,00
	Métis vs non autochtone	132,80	-6,00	-27,00
	Non autochtone vs autochtone	77,70	4,00	18,30

*Source : Calculs de l'auteure basés sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec consommation individuelle ajustée selon la méthode per capita).*

Les résultats obtenus avec la méthode de Jones et Klenow confirment l'importance dominante de la mortalité dans l'explication des écarts de bien-être, notamment chez les Métis (jusqu'à 161,9% avec la taille du ménage) et les Inuits (105,3% sans la taille du ménage). L'intensité de cet effet diminue légèrement lorsque la taille du ménage est prise en compte, en particulier pour les Inuits (73,0%), ce qui illustre l'impact de l'imputation de la consommation sur l'ensemble de la décomposition.

L'effet de la consommation moyenne reste généralement modeste, voire négatif pour les Métis et Inuits lorsqu'on exclut la taille du ménage, soulignant une consommation imputée plus faible. À l'inverse, cet effet devient positif dans le modèle avec la taille, suggérant un possible biais lié à la structure des ménages plus larges.

L'effet des inégalités internes varie fortement selon les groupes et les modèles. Il est

particulièrement élevé pour les Premières Nations (31% avec la taille du ménage), alors qu'il devient négatif pour les Métis dans les deux cas. Cela reflète une distribution de consommation plus concentrée dans certains groupes, ce qui réduit l'utilité agrégée.

Dans l'ensemble, ces résultats illustrent la sensibilité des composantes de  $\lambda$  aux hypothèses d'imputation, tout en confirmant la prépondérance des écarts de mortalité comme principal facteur de désavantage bien-être entre populations autochtones et non autochtones.

### 5.3 Test de robustesse

Un test de robustesse a été réalisé afin de vérifier si les résultats obtenus sont sensibles aux paramètres du modèle d'utilité espérée. Ce test a été effectué en conservant la consommation ajustée à l'aide de l'échelle d'équivalence modifiée de l'OCDE.

Deux éléments ont été modifiés : le taux d'actualisation intertemporel  $\beta$ , fixé à 1 dans l'analyse principale, a été abaissé à 0,96, et la constante d'utilité de base  $\bar{u}$ , initialement calibrée à 5,5 sur la base de la valeur statistique de la vie (VSL) au Canada, a été réduite à 4,5.

Ce test permet d'évaluer la stabilité des estimations du facteur de bien-être relatif  $\lambda$  et de sa décomposition lorsque l'on modifie les préférences intertemporelles supposées et la valeur implicite accordée à une année de vie. Des résultats cohérents malgré ces variations renforcent la crédibilité et la robustesse de l'analyse.

TABLEAU 5.7 – Test de robustesse – Estimation de  $\lambda$  avec  $\beta = 0,97$  et consommation ajustée selon l'échelle OCDE

Comparaison	$\lambda$	$\log(\lambda)$	Effet mortalité	Effet conso. moyenne	Effet inégalités
Inuit vs non-Autochtone	0,8189	-0,1998	92,10 %	1,40 %	6,50 %
Premières Nations vs non-Autochtone	0,7596	-0,2750	59,00 %	7,40 %	33,60 %
Métis vs non-Autochtone	0,9629	-0,0378	170,30 %	-12,90 %	-57,40 %
Tous Autochtones vs non-Autochtone	0,8302	-0,1861	68,60 %	5,60 %	25,80 %

*Source : calculs de l'auteure basés sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec consommation individuelle ajustée selon la méthode OCDE.*

Les résultats du tableau 5.7 confirment la robustesse des estimations précédentes du facteur de bien-être  $\lambda$  face à une variation du paramètre de préférence intertemporelle  $\beta$ . Les valeurs demeurent globalement stables et préservent le même classement entre groupes autochtones, ce qui indique que les écarts observés ne dépendent pas uniquement du calibrage initial de  $\beta$  ou du paramètre de référence  $\bar{u}$ .

Les Premières Nations affichent toujours le désavantage le plus marqué ( $\lambda = 0,76$ ), suivies des Inuits ( $\lambda = 0,82$ ). Les Métis apparaissent beaucoup moins pénalisés ( $\lambda = 0,96$ ), avec un écart très faible par rapport aux non-Autochtones. En moyenne, l'ensemble des Autochtones présente un facteur  $\lambda$  de 0,83, ce qui correspond à une perte relative de bien-être d'environ 17 %.

La décomposition de  $\log(\lambda)$  confirme également la prépondérance de la mortalité comme principal déterminant des écarts, en particulier pour les Inuits (92,1 %) et, dans une moindre mesure, pour les Premières Nations (59 %). L'effet de la consommation moyenne demeure limité, tandis que la contribution des inégalités internes de consommation varie sensiblement selon les groupes : élevée pour les Premières Nations (33,6 %) mais négative pour les Métis, ce qui traduit une dispersion moindre au sein de ce groupe.

TABLEAU 5.8 – Test de robustesse – Estimation de  $\lambda$  avec  $\bar{u} = 4,5$  et consommation ajustée selon l'échelle OCDE (avec taille du ménage)

Comparaison	$\lambda$	$\log(\lambda)$	Effet mortalité	Effet conso. moyenne	Effet inégalités
Inuit vs non autochtone	0,8608	-0,1499	133,30 %	-5,90 %	-27,40 %
Première Nation vs non autochtone	0,7463	-0,2926	58,90 %	7,20 %	33,80 %
Métis vs non autochtone	0,9238	-0,0792	88,30 %	2,00 %	9,80 %
Tous Autochtones vs non autochtones	0,8089	-0,2121	64,30 %	6,20 %	29,50 %

*Source : Calculs de l'auteure basés sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011*

*(ENM) et de l'EDM, avec consommation individuelle ajustée selon la méthode OCDE).*

Les résultats du tableau 5.8 évaluent la sensibilité des estimations au choix du paramètre d'utilité de base  $\bar{u}$ . En abaissant ce dernier de 5,5 à 4,5, les niveaux relatifs de bien-être  $\lambda$  varient légèrement, mais les classements et les écarts globaux entre Autochtones et non-Autochtones demeurent stables.

Les Premières Nations présentent toujours le désavantage le plus marqué ( $\lambda = 0,75$ ), suivies des Inuits ( $\lambda = 0,86$ ). Les Métis se rapprochent de l'unité ( $\lambda = 0,92$ ), ce qui traduit un écart relativement limité. En moyenne, les Autochtones affichent un facteur de 0,81, soit une perte de bien-être d'environ 19 % par rapport aux non-Autochtones, résultat très proche de la calibration principale.

La décomposition de  $\log(\lambda)$  confirme la prépondérance de la mortalité comme facteur explicatif majeur, en particulier chez les Inuits (133,3 %) et les Métis (88,3 %). Les inégalités internes jouent également un rôle notable, notamment pour les Premières Nations (33,8 %) et pour l'ensemble des Autochtones (29,5 %). L'effet de la consommation moyenne demeure, dans l'ensemble, secondaire.

Dans l'ensemble, les tests de robustesse confirment la stabilité des estimations du facteur de bien-être relatif  $\lambda$  et de sa décomposition, malgré les variations introduites dans les paramètres structurels du modèle d'utilité espérée. Qu'il s'agisse de modifier le taux d'actualisation intertemporel  $\beta$  ou la constante d'utilité de base  $\bar{u}$ , les résultats demeurent cohérents



tant en termes d'ampleur des écarts de bien-être que de hiérarchie entre groupes.

Dans toutes les configurations testées, les écarts entre populations autochtones et non autochtones persistent. Les Premières Nations et les Inuits conservent les désavantages les plus prononcés, tandis que les Métis présentent systématiquement un écart plus limité. La décomposition de  $\log(\lambda)$  confirme la prépondérance de la mortalité comme principale source des inégalités, suivie des disparités internes de consommation. L'effet de la consommation moyenne demeure, pour sa part, secondaire.

Ces résultats renforcent la crédibilité des constats de l'analyse principale. La robustesse des estimations face aux changements de préférences intertemporelles supposées et de la valeur implicite accordée à une année de vie valide témoigne de la solidité méthodologique de l'approche et confirme la pertinence des conclusions sur les inégalités de bien-être entre Autochtones et non-Autochtones au Canada.

#### 5.4 Décomposition de la consommation

Dans cette section, nous examinons les sources des écarts de consommation imputée entre les populations autochtones et non autochtones à partir d'une décomposition. Plus précisément, nous utilisons la méthode d'imputation basée sur la racine carrée du nombre de membres du ménage, considérée à la fois avec et sans prise en compte explicite de la taille du ménage.

La décomposition de l'écart de consommation doit également être interprétée à la lumière des limites de l'imputation. Techniquement, l'écart de consommation moyenne entre Autochtones et non-Autochtones est approché par une somme de termes de la forme  $\beta_j(\bar{X}_{NA,j} - \bar{X}_{A,j})$ , où les  $\beta_j$  proviennent du modèle de régression estimé dans l'EDM et les  $\bar{X}_{g,j}$  représentent les moyennes de caractéristiques observées dans l'ENM. Chaque contribution présentée dans les tableaux 5.9 et 5.10 mesure donc comment une différence de composition (en éducation, taille du ménage, structure familiale, etc.) se traduit, à coefficients donnés, par un écart de consommation imputée entre Autochtones et non-Autochtones.

Cependant, comme discuté précédemment, la consommation des populations autochtones est vraisemblablement surestimée pour plusieurs raisons : les coefficients sont estimés à partir de ménages vivant hors réserve et hors territoires, les personnes autochtones en situation d'itinérance sont exclues, et les effets fixes d'emplacement absorbent les différences locales de prix sans permettre d'identifier le coût de la vie plus élevé dans les régions éloignées. Dans un cadre log-linéaire, une surestimation systématique du niveau de consommation autochtone se traduit par un écart de log-consommation ( $\log \bar{C}_{NA} - \log \bar{C}_A$ ) plus faible que l'écart « réel », ce qui réduit mécaniquement la somme des contributions associées aux différentes caractéristiques. Autrement dit, les parts attribuées à la consommation dans la décomposition doivent être vues comme des bornes inférieures : si l'on tenait compte d'un coût de la vie plus élevé pour les populations autochtones, l'écart de consommation imputée, et donc la contribution de cette composante aux inégalités de bien-être, seraient vraisemblablement plus importants que ceux suggérés par nos estimations.

TABLEAU 5.9 – Décomposition de l'écart de consommation imputée (méthode racine carrée, sans taille du ménage)

Variable	Contribution
Revenu	0,087
Âge	-0,017
Sexe	0,000
Éducation (cat. 2)	-0,001
Éducation (cat. 3)	0,003
Éducation (cat. 4)	0,004
Éducation (cat. 5)	0,017
Éducation (cat. 6)	0,004
Éducation (cat. 7)	-0,005
Zone géographique	-0,029
<b>Écart total de consommation</b>	<b>0,064</b>

*Source : calculs de l'auteure à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec consommation individuelle ajustée selon la méthode racine carrée sans taille du ménage.*

Lorsque la taille du ménage n'est pas directement intégrée, l'écart total de consommation imputée atteint 0,064 point en log, soit environ 6,4 %. La variable qui contribue le plus fortement à cet écart est le revenu (+0,087), suivi de certaines modalités d'éducation (notamment l'éducation secondaire complète, +0,017). En revanche, des variables comme l'âge (-0,017) et la localisation géographique (censussubdiv, -0,029) jouent un rôle négatif, réduisant l'écart global.

TABLEAU 5.10 – Décomposition de l'écart de consommation imputée (méthode racine carrée avec taille du ménage)

Variable	Contribution
Sexe	0,000
Revenu	0,086
Âge	-0,018
Éducation (cat. 2)	0,000
Éducation (cat. 3)	0,003
Éducation (cat. 4)	0,004
Éducation (cat. 5)	0,016
Éducation (cat. 6)	0,004
Éducation (cat. 7)	-0,005
Zone géographique	-0,024
Taille du ménage = 1	0,000
Taille du ménage = 2	0,000
Taille du ménage = 3	-0,003
Taille du ménage = 4	-0,003
Taille du ménage = 5	-0,002
Taille du ménage = 6	0,000
Taille du ménage = 7	-0,002
Taille du ménage = 8	-0,001
Taille du ménage = 9	0,000
Taille du ménage = 10	0,000
Taille du ménage = 11	0,000
Taille du ménage = 12	0,000
Taille du ménage = 13	0,000
<b>Contribution totale de la taille du ménage</b>	<b>0,010</b>
<b>Écart total de consommation</b>	<b>0,101</b>

Source : calculs de l'auteure basés sur le modèle d'utilité espérée, à partir du Recensement de 2011 (ENM) et de l'EDM, avec consommation individuelle ajustée selon la méthode racine carrée incluant la taille du ménage.

Lorsque la taille du ménage est explicitement prise en compte dans l'ajustement (méthode racine carrée avec taille du ménage), l'écart de consommation estimé est plus faible, à 0,046 point en log (soit 4,6 %). On retrouve une structure de contributions similaire : le revenu demeure le facteur explicatif principal (+0,062), tandis que l'effet du lieu de résidence reste significatif et négatif (-0,031). La contribution des niveaux d'éducation varie légèrement mais reste globalement stable d'une méthode à l'autre.

En somme, les écarts de consommation imputée entre les populations autochtones et non autochtones apparaissent relativement modestes. Ils s'expliquent en grande partie par des caractéristiques sociodémographiques observables telles que le revenu, l'âge, le niveau d'éducation ou le lieu de résidence. Ces résultats suggèrent que, toutes choses égales par ailleurs, les niveaux de consommation des différents groupes sont comparables, ce qui offre une lecture nuancée des inégalités observées dans les mesures globales de bien-être.

&lt;

## CHAPITRE VI

## CONCLUSION

Dans ce mémoire, nous nous sommes référés à la méthodologie proposée par Jones et Klenow, fondée sur un estimateur de bien-être synthétique qui combine à la fois la consommation et la mortalité. Cette approche permet d'exprimer des différences multidimensionnelles en une même unité interprétable de consommation, et nous l'avons privilégiée parce que la consommation constitue, selon la littérature, un indicateur plus judicieux du bien-être matériel que le revenu pris isolément. Elle met ainsi en évidence des écarts qui demeurent invisibles lorsqu'on se limite aux mesures fondées sur le revenu.

Pour contourner l'absence de données de consommation par identité autochtone, nous avons imputé la consommation individuelle dans l'ENM 2011 à partir d'un modèle estimé sur l'EDM 2011 en mobilisant des variables communes (âge, genre, revenu, éducation, taille du ménage, géographie) et en testant trois échelles d'équivalence (per capita, racine carrée, OCDE modifiée). Nous avons également procédé à un ajustement spatial des prix à l'aide de l'indice comparatif des prix entre villes, dans la mesure où ces données étaient disponibles, et intégré les tables de mortalité pour construire les probabilités de survie. Cette stratégie a rendu possible une comparaison cohérente de bien-être entre populations autochtones et non autochtones malgré l'absence d'une base idéale combinant simultanément consommation, identité et mortalité.

Les résultats convergent entre les trois méthodes d'imputation (per capita, racine carrée, OCDE). Quel que soit le traitement des économies d'échelle, on retrouve le même classement et des écarts d'ampleur comparable : les Premières Nations présentent le désa-

vantage le plus prononcé, suivies des Inuits, tandis que les Métis sont proches des non-Autochtones ; en moyenne, l'ensemble autochtone demeure sensiblement en deçà du niveau des non-Autochtones. Les différences entre méthodes modifient légèrement les niveaux mais ne changent pas la conclusion substantielle. Par ailleurs, l'inclusion explicite de la taille du ménage dans la régression affecte davantage les méthodes per capita et OCDE, alors que la racine carrée en neutralise en grande partie l'effet.

La décomposition du logarithme de  $\lambda$  montre que l'écart de mortalité est le déterminant prédominant des inégalités de bien-être, devant l'inégalité interne de consommation et, loin derrière, la consommation moyenne. Selon les spécifications, la mortalité explique la majeure partie du différentiel (parfois au-delà de 90 % pour les Inuits), tandis que l'effet de la consommation moyenne demeure limité. Ces conclusions restent stables lorsque nous faisons varier les paramètres de préférence, ce qui confirme leur robustesse.

Ce travail met également en lumière un ensemble de limites structurelles liées aux données disponibles et aux choix méthodologiques qu'elles imposent. La première concerne l'absence de données de consommation pour les populations autochtones. L'EDM n'identifie pas l'identité autochtone et exclut les ménages vivant en réserve ainsi que l'ensemble des territoires. Cette exclusion est particulièrement importante puisque près de la moitié des Premières Nations inscrites vivent sur une réserve, et que les territoires comptent une forte proportion d'Inuits. Pour assurer la comparabilité statistique, le recensement a donc dû être restreint aux populations vivant hors territoires, ce qui empêche de généraliser les résultats à l'ensemble des peuples autochtones au Canada. L'imputation repose ainsi sur une hypothèse d'invariance structurelle entre les comportements de consommation observés dans l'EDM et ceux des populations autochtones vivant hors réserve, une hypothèse non vérifiable.

La deuxième limite tient à la nature même de l'imputation. La consommation est observée au niveau du ménage, et nous avons dû recourir à des échelles d'équivalence pour allouer cette consommation aux individus. Or, les structures familiales autochtones — souvent plus larges, plus intergénérationnelles ou davantage fondées sur des formes de partage collectif — peuvent différer substantiellement de celles des ménages non autochtones. De



telles différences culturelles de modes de vie et de consommation ne peuvent être capturées par des données standardisées ni par des modèles économétriques, ce qui signifie que les valeurs imputées reflètent uniquement les relations statistiques observées dans l'EDM et non les pratiques culturelles propres aux communautés autochtones.

Troisièmement, l'ajustement spatial des prix demeure imparfait. L'indice comparatif des prix utilisé n'est disponible qu'au niveau des provinces ou de certaines grandes villes, ce qui ne permet pas de refléter les écarts intraprovinciaux considérables — notamment entre le nord et le sud du Québec ou entre régions urbaines et éloignées. Surtout, aucune mesure systématique du coût de la vie dans les réserves n'est disponible, alors que la littérature montre des niveaux de prix nettement plus élevés en raison de l'éloignement, des coûts de transport, des infrastructures limitées et d'une structure de marché parfois duopolistique. L'impossibilité de corriger ces écarts implique que la consommation imputée peut sous-estimer la privation matérielle réelle dans les communautés autochtones les plus isolées.

Ces limites ne remettent pas en cause les tendances observées, mais invitent à interpréter les niveaux estimés avec prudence. Elles soulignent surtout l'urgence d'améliorer la disponibilité des données socioéconomiques et sanitaires pour les populations autochtones, afin de mieux documenter les inégalités et de soutenir des politiques publiques véritablement ancrées dans les réalités vécues.

Le taux élevé d'itinérance autochtone constitue d'ailleurs un indicateur majeur de mal-être structurel, mais il demeure largement non mesuré, non intégré et non quantifiable dans les outils démographiques et socioéconomiques actuellement disponibles. Cette absence de données invisibilise une part essentielle des conditions de vie réelles et contribue à une sous-estimation systématique des écarts de bien-être. De ce fait, les estimations présentées dans ce mémoire doivent être interprétées comme des bornes inférieures des inégalités réelles.

Ces lacunes statistiques ont des implications importantes pour les politiques publiques : elles limitent la capacité des gouvernements à élaborer des interventions adaptées, à cibler les besoins prioritaires et à comprendre l'ampleur réelle des inégalités. Une amélioration substantielle de la collecte de données — incluant les réserves, les territoires, les populations

en situation d'itinérance et des indicateurs plus fins du coût de la vie — apparaît essentielle pour offrir une représentation fidèle du bien-être des peuples autochtones et pour permettre l'élaboration de politiques réellement équitables et efficaces.

Malgré ces limites, l'approche retenue présente deux avantages majeurs : elle ancre la comparaison sur une unité économiquement interprétable et agrège de manière transparente le niveau de vie matériel et la longévité. Les résultats suggèrent que la réduction des écarts de bien-être passe prioritairement par des politiques visant les déterminants sociaux et sanitaires de la santé, l'accès effectif et culturellement sécurisant aux soins, ainsi que l'amélioration des conditions de vie dans les communautés autochtones, notamment en régions éloignées, tout en soutenant le niveau de vie matériel (emploi de qualité, baisse des coûts essentiels, logements adéquats).

Deux prolongements s'imposent. Sur le plan des données, un accès accru — et éthiquement encadré — à des informations de consommation et de santé pour les populations autochtones (y compris en réserve et dans les territoires) permettrait de réduire la dépendance à l'imputation et d'améliorer la précision des estimations. Sur le plan de la mesure, l'extension du cadre d'utilité espérée à la morbidité (années de vie ajustées par la qualité), à l'incarcération et au chômage offrirait un diagnostic plus exhaustif des sources d'écarts et un instrument plus fin pour prioriser les interventions publiques et suivre, dans le temps, la convergence du bien-être.

## BIBLIOGRAPHIE

- Abanokova, K. et Lokshin, M. (2014). The effect of adjustment for economies of scale in household consumption on poverty estimates in Russia. *HSE Economic Journal*, 18(4), 620–644.
- Balakrishnan, T. R. et Jurdi, R. (2007). Spatial residential patterns of aboriginals and their socioeconomic integration in selected Canadian cities.
- Barrington-Leigh, C. P. et Sloman, S. (2016). Life satisfaction among aboriginal peoples in the Canadian Prairies. *International Indigenous Policy Journal*, 7(2), 1–34.
- Bernier, R. (1997). The dimensions of wage inequality among Aboriginal peoples. *Statistics Canada Working Paper*, (109).
- Bloom, D. E., Fan, V. Y., Kufenko, V., Ogbuogi, O., Prettnner, K. et Yamey, G. (2021). Going beyond GDP with a parsimonious indicator. *Vienna Yearbook of Population Research*, 19, 127–140.
- Brouillette, J.-F., Jones, C. I. et Klenow, P. J. (2021). *Race and Economic Well-Being in the United States*. Working Paper 29541, National Bureau of Economic Research
- Brown, G. D. et Gathergood, J. (2017). Consumption and life satisfaction : A micro panel data study. *Available at SSRN 2962837*.
- Brown, G. D. et Gathergood, J. (2020). Consumption changes, not income changes, predict changes in subjective well-being. *Social Psychological and Personality Science*, 11(1), 64–73.
- Bushnik, T., Tjepkema, M. et Martel, L. (2020). Socioeconomic disparities in life and health expectancy among the household population in Canada. *Health Reports*. <http://dx.doi.org/10.25318/82-003-X202000100001-ENG>

- Carrière, G., Bougie, E., Kohen, D., Rotermann, M. et Sanmartin, C. (2016). Acute care hospitalization by aboriginal identity, canada, 2006 through 2008. *Health Reports*, 27(8), 3.
- Carver, T. et Grimes, A. (2019). Income or consumption : Which better predicts subjective well-being? *Review of Income and Wealth*, 65, S256–S280.
- Cheran, K., Murthy, C., Bornemann, E. A., Kamma, H. K., Alabbas, M., Elashahab, M., Abid, N., Manaye, S. et Venugopal, S. K. (2023). The growing epidemic of diabetes among the indigenous population of Canada : A systematic review. *Cureus*. <http://dx.doi.org/10.7759/cureus.36173>
- Chestnut, L. et De Civita, P. (2009). Economic valuation of mortality risk reduction. *Ottawa (ON) : Government of Canada, Policy Research Initiative*, 1–69.
- Chiang, C. L. (1984). Life table and its applications. In *Life table and its applications* 316–316.
- Clatworthy, S. et Peters, E. (2011). Aboriginal people and community well-being off-reserve. *Urban Aboriginal communities in Canada : Complexities, challenges, opportunities*, 129–152.
- Cooke, M., Mitrou, F., Lawrence, D., Guimond, E. et Beavon, D. (2007). Indigenous well-being in four countries : an application of the undp’s human development index to indigenous peoples in Australia, Canada, New Zealand, and the United States. *BMC international health and human rights*, 7, 1–11.
- Cylus, J. et Smith, P. C. (2020). The economy of wellbeing : what is it and what are the implications for health? *BMJ*. <http://dx.doi.org/10.1136/BMJ.M1874>
- Darwin, B. (2023). The Canadian residential school system : An international law failure. *Griffith Journal of Law & Human Dignity*, 11(1), 92–109.
- Dialga, I. (2022). Revisiting controversies on the measurement of human development. <http://dx.doi.org/10.21203/rs.3.rs-1913122/v1>

- Drummond, D., Sharpe, A., Murray, A. et Mask, N. (2017). *The contribution of Aboriginal people to future labour force growth in Canada*. Rapport technique, Centre for the Study of Living Standards Ottawa.
- Dunn, K. (2019). *A Comparative Analysis of Indigenous and Non-Indigenous Homeless Youth in Canada*. (Thèse de doctorat). University of Guelph.
- Elamoshy, R., Bird, Y., Thorpe, L. U. et Moraros, J. (2018). Examining the association between diabetes, depressive symptoms, and suicidal ideation among Aboriginal Canadian peoples living off-reserve : a cross-sectional, population-based study. *Diabetes, Metabolic Syndrome and Obesity : Targets and Therapy*, 767–780.
- Fellows, G. K. et Tombe, T. (2018). Opening Canada’s North : A study of trade costs in the Territories. *SPP Research Paper*, (11/17).
- Garner, R., Carrière, G. et Sanmartin, C. (2010). La santé des adultes chez les Premières Nations vivant hors réserve, les Inuits, et les Métis au Canada : l’incidence du statut socioéconomique sur les inégalités en matière de santé. *Série de documents de travail de la recherche sur la santé*.
- Gilchrist, L., Bessarab, D., Douglas, H., LoGiudice, D., Ratcliffe, J., Flicker, L., Hyde, Z. et Smith, K. (2020). The validity of the good spirit, good quality-of-life tool for older Aboriginal Australians : Development and validation of cognitive and quality of life assessments for older indigenous peoples internationally. *Alzheimer’s & Dementia*, 16, e040108.
- Gruen, C. et Klasen, S. (2008). Growth, inequality, and welfare : Comparisons across space and time. *Social Science Research Network*.
- Habibis, D. (2022). A framework for culturally appropriate and sustainable indigenous housing. <http://dx.doi.org/10.35241/emeraldopenres.1114933.1>
- Hadden, J. J. (1965). A study of the consumption function in Canada.
- Hadley, K. (2001). *And We Still Ain’t Satisfied*. CSJ Foundation for Research and Education.

- Hamilton, M. A. (2007). “Anyone not on the list might as well be dead” : Aboriginal peoples and the censuses of Canada, 1851–1916. *Journal of the Canadian Historical Association*, 18(1), 57–79.
- Harchaoui, T. M. et Tarkhani, F. (2004). Shifts in consumer spending. *Perspectives on Labour and Income*, 16(3), 19.
- Haskell, L. et Randall, M. (2009). Disrupted attachments : A social context complex trauma framework and the lives of aboriginal peoples in canada. *International Journal of Indigenous Health*, 5(3), 48–99.
- Hensher, M. (2023). The economics of the wellbeing economy : Understanding heterodox economics for health-in-all-policies and co-benefits. *Health Promotion Journal of Australia*. <http://dx.doi.org/10.1002/hpja.764>
- Hoepfner, V. H. et Marciniuk, D. D. (2000). Tuberculosis in aboriginal Canadians. *Canadian Respiratory Journal*, 7(2), 141–146.
- Hossain, B. et Lamb, L. (2018). Economic insecurity and psychological distress among Indigenous Canadians. *Journal of Developing Areas*. <http://dx.doi.org/10.1353/JDA.2019.0007>
- James, R. S. et Paul, J. M. (2023). Using the biopsychosocial framework to address the ongoing impacts of the Indian residential school system and colonization in Canadian health care systems. *Healthy Populations Journal*, 3(4).
- Jones, C. I. et Klenow, P. J. (2016a). Beyond GDP ? welfare across countries and time. *American Economic Review*, 106(9), 2426–2457.
- Jones, C. I. et Klenow, P. J. (2016b). Beyond GDP ? Welfare across countries and time. *American Economic Review*, 106(9), 2426–2457. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.20110236>. Récupéré de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20110236>

- Jones, C. I. et Klenow, P. J. (2016c). Beyond gdp? Welfare across countries and time. *American Economic Review*, 106(9), 2426–2457.
- Kelin, E., Istenič, T. et Sambt, J. (2022). Education as a partial remedy for the economic pressure of population ageing. *International journal of manpower*, 44(9), 37–54.
- Kowal, E. E. et Paradies, Y. C. (2010). Enduring dilemmas of Indigenous health. *Med J Aust*, 192(10), 599–600.
- Lamb, D., Yap, M. et Turk, M. (2018). Aboriginal/non-aboriginal wage gaps in Canada : Evidence from the 2011 national household survey. *Relations Industrielles-industrial Relations*. <http://dx.doi.org/10.7202/1048569AR>
- Lanjouw, P. (2005). *Adjusting for Differences in Needs and Economies of Scale in the Measurement of Poverty in Morocco*. Rapport technique, Working paper, World Bank, Washington, DC.
- Law, M. (2023). High food prices impact indigenous people. Consultée le 20 novembre 2025. Récupéré de <https://www.mcgilldaily.com/2023/10/high-food-prices-impact-indigenous-people/#:~:text=0n%20top%20of%20the%20unsafe,required%20which%20greatly%20increases%20prices>
- Lucas, R. E. (2021). Comparing global reports of subjective well-being to experiential measures. <http://dx.doi.org/10.1553/POPULATIONYEARBOOK2021.REV01>
- Lyee, J. S., Wong, M. D., Clyke, N., Canoe, B. B., Kinnear, P., Stopps, H., Spence, N. D. et Haines, S. R. (2024). Ten questions concerning First Nations on-reserve housing in Canada. *Building and Environment*, 257, 111544.
- Matheson, K., Seymour, A., Landry, J., Ventura, K., Arsenault, E. et Anisman, H. (2022). Canada’s colonial genocide of Indigenous peoples : A review of the psychosocial and neurobiological processes linking trauma and intergenerational outcomes. *International journal of environmental research and public health*, 19(11), 6455.

- Medved, M. I. et Brockmeier, J. (2015). On the margins : Aboriginal realities and ‘white man’s research’. In *Marked identities : Narrating lives between social labels and individual biographies* 79–97. Springer.
- Meyer, B. D. et Sullivan, J. X. (2003). Measuring the well-being of the poor using income and consumption.
- Organisation de coopération et de développement économiques. (2013). *Comment va la vie ? 2013 : mesurer le bien-être*. Paris : OCDE. Édition française de "How’s Life? 2013 : Measuring Well-being". Récupéré de <https://doi.org/10.1787/9789264194830-fr>
- Osberg, L. et Sharpe, A. (2002). Une évaluation de l’indicateur du bien-être économique dans les pays de l’OCDE. *Séminaire de la DRES*, 15.
- Pampalon, R., Hamel, D., Gamache, P., Philibert, M. D., Raymond, G. et Simpson, A. (2012). Un indice régional de défavorisation matérielle et sociale pour la santé publique au Québec et au Canada. *Canadian Journal of Public Health*, 103, S17–S22.
- Plag, L.-M. et Dera, E. (2017). Economies of scale in household consumption. *Student Undergraduate Research E-journal*!, 3, 91–94.
- Posca, J. (2018). *Portrait des inégalités socioéconomiques touchant les Autochtones au Québec*. Institut de recherche et d’informations socio-économiques.
- Ragsdale, B. et Shew, M. (2023). Decolonizing water discussions : A look at the Indigenous water crisis in Canada from an anti-settler colonialist perspective. *Undergraduate Research in Natural and Clinical Science and Technology Journal*, 7, 1–6.
- Ravallion, M. (2012). Troubling tradeoffs in the human development index. *Journal of development economics*, 99(2), 201–209.
- Salzman, M. B., Halloran, M. J. et al. (2004). Cultural trauma and recovery : Cultural meaning, self-esteem, and the reconstruction of the cultural anxiety buffer. *Handbook of experimental existential psychology*, 231–246.



- Schiff, R. et Brunger, F. (2013). 3. Northern food networks : Building collaborative efforts for food security in remote Canadian Aboriginal communities. *The Journal of Agriculture, Food Systems, and Community Development*. <http://dx.doi.org/10.5304/JAFSCD.2013.033.012>
- Schmidt, P. (2021). Diluting democracy : Arts education, Indigenous policy, and the paradoxes of participation. *Action, Criticism & Theory for Music Education*, 20(2).
- Serenko, O. A. (2022). Education remains critical with unemployment, employment, and participation rates in 2020 being the worst in many years for Aboriginals and non-Aboriginals. <http://dx.doi.org/10.54056/zygs7428>
- Statistics Canada (2011). Aboriginal peoples in Canada : First Nations people, Métis and Inuit. National Household Survey (NHS) 2011. Récupéré le 2025-01-01 de <https://www12.statcan.gc.ca/nhs-enm/2011/as-sa/99-011-x/99-011-x2011001-eng.cfm>
- Statistics Canada (2021). Census profile—indigenous identity population, Canada, provinces and territories. Census Program Data Viewer. Consulté le 1 février 2025. Récupéré de <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2021/dp-pd/dv-vd/cpdv-vdpr/index-eng.cfm>
- Statistique Canada (2022). La population autochtone continue de croître et est beaucoup plus jeune que la population non autochtone, malgré un ralentissement de son rythme de croissance. *Le Quotidien*, (11-001-X). Consulté le 24 novembre 2025. Récupéré de <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/220921/dq220921a-fra.htm>
- Stiglitz, J. E., Sen, A. et Fitoussi, J.-P. e. a. (2009). Rapport de la commission sur la mesure de la performance économique et du progrès social.
- Storey, K. (2022). The pass system in practice : Restricting Indigenous mobility in the Canadian northwest, 1885–1915. *Ethnohistory*, 69(2), 137–161.
- Tanner, B., Plain, S., George, T., George, J., Mushquash, C. J., Bernards, S., Morton Nino-miya, M. et Wells, S. (2022). Understanding social determinants of First Nations health

- using a four-domain model of health and wellness based on the medicine wheel : findings from a community survey in one First Nation. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(5), 2836.
- Tjepkema, M., Bushnik, T. et Bougie, E. (2019). Life expectancy of First nations, Métis and Inuit household populations in Canada. *Health Reports*. <http://dx.doi.org/10.25318/82-003-X201901200001-ENG>
- Tjepkema, M., Wilkins, R., Senécal, S., Guimond, E. et Penney, C. (2010). Mortality of urban Aboriginal adults in Canada, 1991–2001. *Preventing Chronic Disease*, 8(1), A06.
- Toombs, E., Lund, J., Mushquash, A. R. et Mushquash, C. J. (2023). Intergenerational residential school attendance and increased substance use among First Nation adults living off-reserve : An analysis of the aboriginal peoples survey 2017. *Frontiers in Public Health*. <http://dx.doi.org/10.3389/fpubh.2022.1029139>
- Vernon, V. (2005). Food expenditure, food preparation time, and household economies of scale. fashion institute of technology, State University of New York.
- Wilson, Daniel et Macdonald, D. (2010). *L'écart de revenu entre les peuples autochtones et le reste du Canada*. Centre Canadien de politiques alternatives Ottawa.
- Zhang, J.-l., Prettnner, K., Chen, S. et Bloom, D. E. (2022). Beyond gdp : Using healthy lifetime income to trace well-being over time with estimates for 193 countries. *Social Science & Medicine*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2023.115674>
- Çela, A. et Balomenou, C. (2020). Determinants of subjective well-being : Case of Albania

## ANNEXES

### A Répartition géographique des populations autochtones

TABLEAU 6.1 – Répartition provinciale de la population selon l'identité autochtone (en %)  
– ENM 2011

Province / Territoire (code)	Identité autochtone (%)	Identité non autochtone (%)
Terre-Neuve-et-Labrador (10)	10,76	89,24
Île-du-Prince-Édouard (11)	2,18	97,82
Nouvelle-Écosse (12)	5,94	94,06
Nouveau-Brunswick (13)	5,13	94,87
Québec (24)	3,10	96,90
Ontario (35)	2,76	97,24
Manitoba (46)	23,14	76,86
Saskatchewan (47)	22,77	77,23
Alberta (48)	8,37	91,63
Colombie-Britannique (59)	6,85	93,15
Yukon (60)	30,58	69,42
Territoires du Nord-Ouest (61)	57,68	42,32
Nunavut (62)	79,41	20,59

*Source : Enquête nationale auprès des ménages (ENM) 2011, Statistique Canada. Données pondérées.*

Les données pondérées de l'ENM 2011 révèlent une forte hétérogénéité dans la répartition des populations autochtones à travers le pays. La proportion de personnes s'identifiant comme autochtones est particulièrement élevée dans les territoires du Nord, avec un maximum au Nunavut (79,4 %) et dans les Territoires du Nord-Ouest (57,7 %). Les provinces

des Prairies présentent également des concentrations importantes : 23,1 % au Manitoba et 22,8 % en Saskatchewan. À l’opposé, certaines provinces comme l’Ontario (2,76 %) ou l’Île-du-Prince-Édouard (2,18 %) affichent des proportions nettement plus faibles.

Ces disparités géographiques reflètent à la fois des différences historiques dans l’implantation des communautés autochtones et des dynamiques démographiques propres à chaque région. Elles impliquent également des contextes socio-économiques variés qui peuvent influencer les niveaux de consommation et, par conséquent, les estimations de bien-être.

Les territoires (Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut) ont été exclus de l’analyse principale. En effet, l’Enquête sur les dépenses des ménages (EDM), utilisée pour estimer la consommation individuelle, ne couvre pas ces régions. Restreindre l’échantillon aux provinces permet ainsi d’assurer la comparabilité entre sources de données et d’éviter des biais liés à des différences structurelles importantes (coût de la vie, accessibilité aux biens et services, profils démographiques) qui ne peuvent être modélisées de manière fiable dans notre cadre.

## B Codage de la variable d'éducation dans l'EDM

La variable `RP_ED_Highdeg` identifie le plus haut certificat ou diplôme obtenu par la personne de référence du ménage. Les codes et libellés sont les suivants :

TABLEAU 6.2 – Codage de la variable `RP_ED_Highdeg` (EDM 2011)

Code	Description
1	Aucun diplôme ou certificat d'études postsecondaires
2	Diplôme ou certificat de métier obtenu dans une école de métiers ou à la suite d'une période d'apprentissage
3	Diplôme ou certificat non universitaire d'un collège communautaire, CEGEP, école de sciences infirmières, etc.
4	Certificat universitaire inférieur au baccalauréat
5	Baccalauréat
6	Diplôme ou certificat universitaire supérieur au baccalauréat
7	Non applicable
8	Refus
9	Ne sait pas

*Source* : Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) 2011, Statistique Canada.

Dans le présent mémoire, les codes 7, 8 et 9 sont considérés comme valeurs manquantes et exclus des analyses.

## C Résultats des régressions pour l'imputation de la consommation (avec taille du ménage)

Les tableaux suivants présentent les résultats complets des régressions d'imputation de la consommation individuelle selon les trois méthodes de désagrégation considérées : per capita, racine carrée et échelle d'équivalence de l'OCDE. Ces estimations incluent explicitement la taille du ménage, introduite de manière catégorielle, afin de mieux rendre compte des

effets potentiellement non linéaires de la composition familiale sur la consommation imputée.

Le premier tableau regroupe les variables principales ainsi que les coefficients associés aux différentes tailles de ménage, tandis que le second rapporte les résultats relatifs aux niveaux d'éducation, la constante et les statistiques de qualité d'ajustement ( $R^2$ ). Ensemble, ces deux tableaux fournissent une vue d'ensemble détaillée des déterminants sociodémographiques de la consommation imputée et permettent d'apprécier la robustesse des résultats selon l'approche retenue.

TABLEAU 6.3 – Régressions d'imputation de la consommation individuelle – Partie 1

	(1) Per capita	(2) Racine carrée	(3) OCDE (équiv.)
Log(revenu)	0.207*** (0.0138)	0.207*** (0.0138)	0.208*** (0.0138)
Âge	-0.00271*** (0.000474)	-0.00271*** (0.000474)	-0.00317*** (0.000480)
Sexe (homme = 1)	0.0346** (0.0146)	0.0346** (0.0146)	0.0507*** (0.0146)
<i>Taille du ménage (réf. = 1 personne)</i>			
2 personnes	-0.102*** (0.0207)	0.244*** (0.0207)	0.351*** (0.0207)
3 personnes	-0.331*** (0.0250)	0.218*** (0.0250)	0.524*** (0.0246)
4 personnes	-0.510*** (0.0275)	0.183*** (0.0275)	0.610*** (0.0275)
5 personnes	-0.674*** (0.0320)	0.131*** (0.0320)	0.670*** (0.0310)
6 personnes	-0.919*** (0.0568)	-0.0231 (0.0568)	0.616*** (0.0602)
7 personnes	-0.917*** (0.128)	0.0559 (0.128)	0.751*** (0.133)
8 personnes	-0.870*** (0.110)	0.169 (0.110)	0.944*** (0.111)
9 personnes	-1.263*** (0.126)	-0.165 (0.126)	0.671*** (0.114)
10 personnes	-0.812*** (0.202)	0.339* (0.202)	1.208*** (0.198)
11 personnes	-1.140*** (0.119)	0.0587 (0.119)	0.978*** (0.105)
12 personnes	-1.546*** (0.0848)	-0.303*** (0.0848)	0.648*** (0.0844)
13 personnes	-1.882***	-0.600***	0.416***

TABLEAU 6.4 – Régressions d'imputation de la consommation individuelle (EDM 2011) –  
Partie 2

	(1) Per capita	(2) Racine carrée	(3) OCDE (équiv.)
<i>Éducation (réf. = secondaire complété / base)</i>			
Métiers / apprentissage	–	0.0334 (0.0383)	0.0287 (0.0379)
Collège / CEGEP (non univ.)	–	0.125*** (0.0366)	0.117*** (0.0362)
Certificat univ. < bac	–	0.240*** (0.0507)	0.225*** (0.0494)
Baccalauréat	–	0.187*** (0.0390)	0.172*** (0.0386)
Certificat univ. > bac	–	0.281*** (0.0413)	0.265*** (0.0413)
Inconnu	–	-0.115*** (0.0374)	-0.107*** (0.0370)
Constante	3.831*** (0.152)	3.831*** (0.152)	3.441*** (0.152)
Observations	12 260	12 260	12 260
$R^2$	0.407	0.357	0.456

**Source :** Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) 2011, Statistique Canada ; estimations de l'auteure.

**Notes :** Variable dépendante :  $\log(c_i)$  (méthode de désagrégation indiquée en tête de colonne). Écarts-types robustes entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .



## D Distributions de la consommation imputée

Les figures suivantes présentent les distributions de la consommation imputée selon les trois méthodes d'équivalence (per capita, racine carrée et OCDE), ainsi que les comparaisons entre populations autochtones et non autochtones. Elles complètent les résultats principaux en offrant une visualisation des différences de dispersion et de structure de consommation.

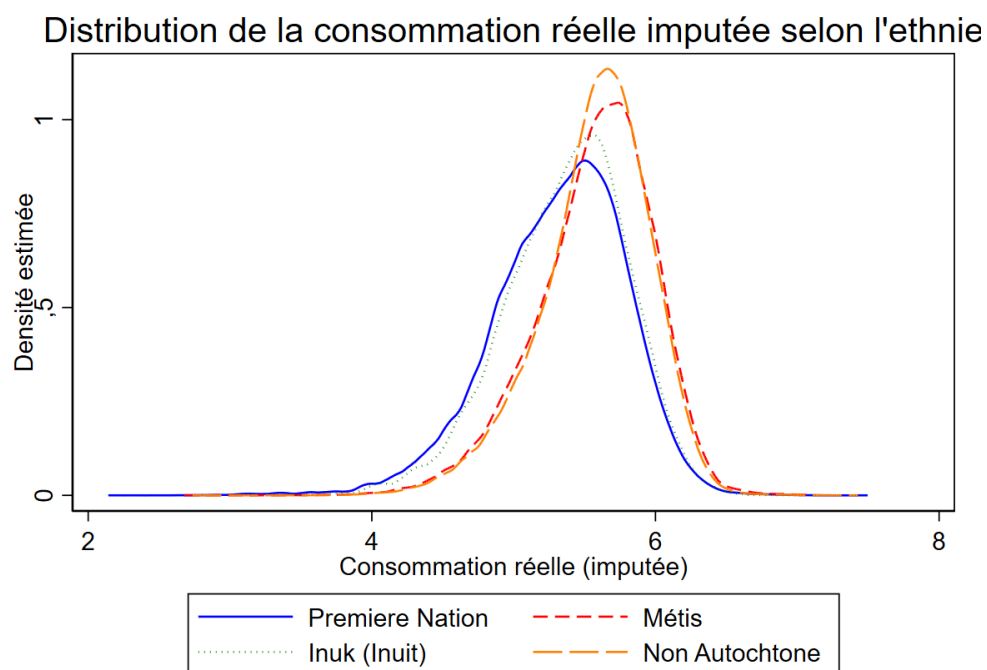


FIGURE 6.1 – Distribution de la consommation imputée – Méthode per capita

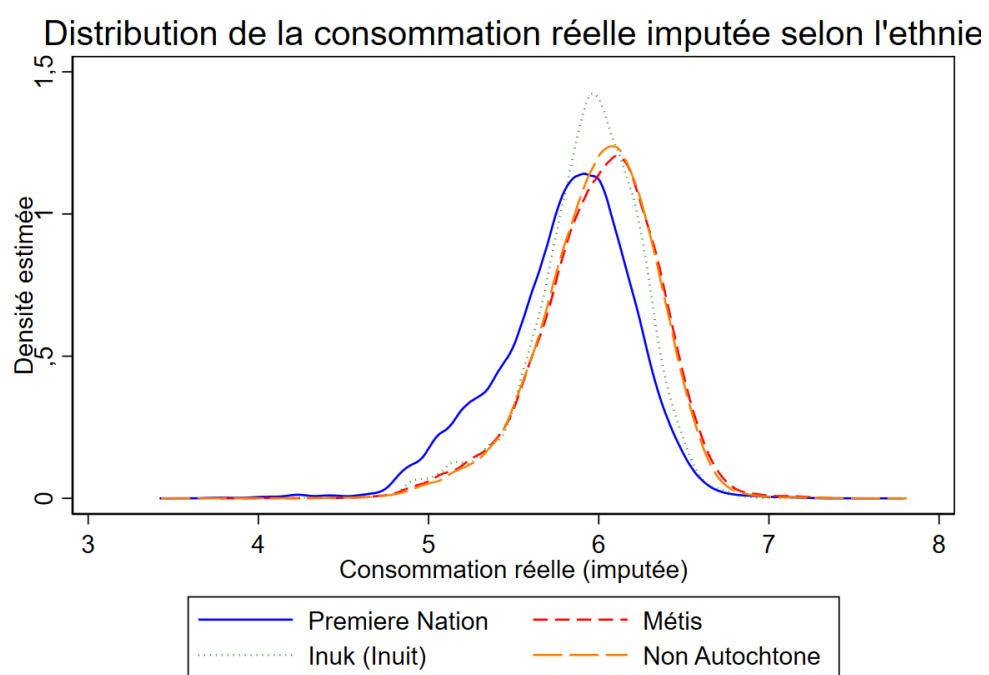


FIGURE 6.2 – Distribution de la consommation imputée – Méthode racine carrée