



CIRANO

Allier savoir et décision

LA PRESTATION DE SOINS INFORMELS ET L'OFFRE DE TRAVAIL AU CANADA

PAUL GOMME
TATYANA KORESHKOVA
DAMBA LKHAGVASUREN



RP

2025RP-08
RAPPORT DE PROJET

Les rapports de projet sont destinés plus spécifiquement aux partenaires et à un public informé. Ils ne sont ni écrits à des fins de publication dans des revues scientifiques ni destinés à un public spécialisé, mais constituent un médium d'échange entre le monde de la recherche et le monde de la pratique.

Project Reports are specifically targeted to our partners and an informed readership. They are not destined for publication in academic journals nor aimed at a specialized readership, but are rather conceived as a medium of exchange between the research and practice worlds.

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du gouvernement du Québec, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Quebec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the government of Quebec, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les partenaires du CIRANO – CIRANO Partners

Partenaires Corporatifs - Corporate Partners

Autorité des marchés financiers
Banque de développement du
Canada
Banque du Canada
Banque Nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du
Québec
Énergir
Hydro-Québec
Intact Corporation Financière
Investissements PSP
Manuvie
Mouvement Desjardins
Power Corporation du Canada
VIA Rail Canada

Partenaires gouvernementaux - Governmental partners

Ministère des Finances du Québec
Ministère de l'Économie, de
l'Innovation et de l'Énergie
Innovation, Sciences et
Développement Économique
Canada
Ville de Montréal

Partenaires universitaires - University Partners

École de technologie supérieure
École nationale d'administration
publique
de Montréal
HEC Montreal
Institut national de la recherche
scientifique
Polytechnique Montréal
Université Concordia
Université de Montréal
Université de Sherbrooke
Université du Québec
Université du Québec à Montréal
Université Laval
Université McGill

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.
CIRANO collaborates with many centers and university research chairs; list available on its website.

© Mars 2025. Paul Gomme, Tatyana Koreshkova, Damba Lkhagvasuren. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. *Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*

Les idées et les opinions émises dans cette publication sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas les positions du CIRANO ou de ses partenaires. *The observations and viewpoints expressed in this publication are the sole responsibility of the authors; they do not represent the positions of CIRANO or its partners.*

La prestation de soins informels et l'offre de travail au Canada

Paul Gomme^{}, Tatyana Koreshkova[†], Damba Lkhagvasuren[‡]*

Résumé/Abstract

La demande de soins aux personnes âgées au Canada devrait augmenter considérablement au cours des prochaines décennies en raison de l'accroissement de la proportion de personnes âgées dans la population et de l'augmentation du nombre de personnes âgées souffrant de maladies chroniques nécessitant des soins. En raison du coût élevé des soins formels aux personnes âgées, une grande partie de ces soins a été fournie de manière informelle jusqu'à présent. L'élaboration de politiques publiques appropriées en matière de soins aux personnes âgées doit s'appuyer, entre autres, sur les effets des soins informels sur le marché du travail. À l'aide des données de l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA), nous explorons ces effets sur le marché du travail dans le contexte canadien. Nos principales conclusions sont les suivantes : (1) il n'y a aucune preuve statistiquement significative que la prestation de soins aux personnes âgées affecte l'emploi ; (2) la prestation de soins a un effet faible, négatif et statistiquement significatif sur les heures travaillées ; (3) les aidants gagnent des salaires plus élevés que les non-aidants ; (4) parmi les aidants, ceux qui gagnent des salaires plus élevés fournissent moins d'heures de soins ; (5) un aidant sur cinq déclare subir un fardeau en raison de sa prestation de soins – ces personnes fournissent un nombre relativement élevé d'heures de soins ; et (6) certains de nos résultats suggèrent que les femmes consacrent plus de temps à la prestation de soins pendant les récessions.

The demand for elderly care in Canada is expected to increase considerably over the next few decades due to the growing proportion of elderly people in the population and the increasing number of seniors suffering from chronic illnesses requiring care. Due to the high cost of formal care for the aged, much of this care has so far been provided informally. The development of appropriate public policies on care for the aged must be based, among other things, on the effects of informal care on the labour market. Using data from the Longitudinal and International Study of Adults (ELIA), we explore these labour market effects in the Canadian context. Our main conclusions are as follows: (1) there is no statistically significant evidence that providing care for the elderly affects employment; (2) providing care has a small, negative and statistically significant effect on hours worked; (3) carers earn higher wages than non-carers; (4) among carers, those earning higher wages provide fewer hours of care; (5) one in five carers report a

* Université Concordia, CIREQ, CIRANO <https://paulgomme.github.io/>

† Université Concordia, CIREQ, CIRANO <https://drtatyana.github.io/>

‡ Université Concordia, CIREQ <https://sites.google.com/site/dlkhagva/>

burden due to their care provision - these people provide a relatively high number of hours of care; and (6) some of our results suggest that women spend more time on care provision during recessions.

Mots-clés/Keywords : Soins aux personnes âgées / care of the elderly

Pour citer ce document / To quote this document

Gomme, P., Koreshkova, T., & Lkhagvasuren, D. (2025). La prestation de soins informels et l'offre de travail au Canada (2025RP-08, Rapports de projets, CIRANO.)

<https://doi.org/10.54932/FEQT1899>

1 Introduction

À l’instar de nombreux autres pays développés, le Canada en général et le Québec en particulier doivent composer avec le vieillissement de leur population et l’augmentation de leur ratio de dépendance démographique (la somme du nombre d’enfants et de personnes âgées par rapport à la population en âge de travailler). À titre d’exemple, MCGREGOR et RONALD (2011) citent la projection de l’OCDE selon laquelle, d’ici 2041, 4% des Canadiens seront âgés de 85 ans ou plus. CRANSWICK et DOSMAN (2008) citent des projections pour 2056 selon lesquelles 1 Canadien sur 4 sera âgé de 65 ans ou plus, et la population des 80 ans et plus passera de 1 sur 30 à 1 sur 10. Non seulement il y aura plus de personnes âgées, mais elles seront également plus nombreuses à vivre avec des maladies chroniques et, par conséquent, à avoir besoin de soins. Une grande partie de ces soins aux personnes âgées sera fournie de manière informelle et non rémunérée par des personnes plus jeunes – souvent leurs enfants d’âge moyen. Si prodiguer de tels soins peut être gratifiant, comme nous le verrons plus en détail ci-dessous, cette responsabilité s’accompagne également d’une série de coûts. Le présent rapport vise à contribuer à la recherche évaluant les implications de la prise en charge des personnes âgées sur le marché du travail : la propension des aidants à tenir un emploi, les heures travaillées des personnes employées et les salaires.

Nos données proviennent de l’Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA), décrite dans la section 3. La section 4 donne un premier aperçu des données. Comme on l’a constaté ailleurs dans la littérature (voir section 2), les prestataires de soins aux personnes âgées sont plus susceptibles d’être des femmes, plus âgées, mariées et plus éduquées. Parmi les personnes proches aidantes, celles qui fournissent un nombre élevé d’heures de soin sont plus susceptibles d’être des femmes, mariées, plus âgées et moins éduquées.

Dans la section 5, nous effectuons une série de régressions tenant compte des attributs observés des aidants. Tout d’abord, nous ne trouvons aucune preuve statistique appuyant l’idée voulant que d’être un aidant réduise la probabilité d’emploi. Ce résultat contraste avec l’état de la recherche. Deuxièmement, être un aidant a un effet faible, négatif et statistiquement

significatif sur le nombre d'heures de travail, et il n'y a pas de différence statistique entre les hommes et les femmes. Pour l'essentiel, la recherche a montré que les heures de travail des aidants ne sont pas statistiquement différentes de celles des non-aidants. Troisièmement, les aidants perçoivent des salaires horaires plus élevés : pour les femmes, 6,5 % de plus ; pour les hommes, 4,5 % de plus. La recherche fait généralement état d'une absence d'effet sur les salaires ou d'un effet négatif. Quatrièmement, conformément à notre théorie simple, un salaire plus élevé est associé à moins d'heures de soins, bien que cet effet ne soit pas très significatif. Si la recherche a déjà examiné l'effet de la prestation de soins sur le marché du travail, notre constatation selon laquelle les salaires ont une incidence sur les heures de soins est nouvelle.

L'ELIA pose des questions portant directement sur le fardeau que représente la prestation de soins : la prestation de soins a-t-elle causé des difficultés financières au répondant, l'a-t-elle contraint à diminuer ses heures de travail ou à cesser complètement de travailler ? Comme indiqué dans la section 6, 20 % des personnes interrogées ont répondu « oui » à au moins une de ces questions. Celles qui ont répondu « oui » à l'une ou l'autre de ces questions fournissent plus d'heures de soins. Dans le haut de l'échelle, les personnes qui ont cessé de travailler ont fourni en moyenne 32 heures de soins supplémentaires par semaine, et 43 heures au total – l'équivalent d'un emploi à temps plein. Par rapport aux autres provinces, les répondants du Québec sont moins susceptibles de déclarer avoir subi des contraintes financières ou avoir cessé de travailler en raison de la prestation de soins, et sont plus susceptibles de déclarer travailler moins d'heures (ce qui reflète peut-être une plus grande souplesse dans l'établissement des horaires de travail). Comme les politiques en matière de soins aux aînés diffèrent d'une province à l'autre, on peut supposer, à partir de ces résultats, que le Québec a des politiques plus favorables aux soins aux aînés que les autres provinces.

La section 7 élabore des mesures de l'état des marchés du travail provinciaux par rapport à la moyenne canadienne. Nous ne trouvons aucune preuve statistique qu'un marché du travail provincial fort influence la probabilité d'être un aidant. Nous constatons qu'un marché du

travail provincial fort est associé à une diminution du nombre d'heures de soins fournies par les femmes, un effet statistiquement significatif. Ce dernier résultat suggère qu'en période de récession, les femmes consacrent plus de temps à la prestation de soins aux personnes âgées.

L'annexe A développe des prédictions théoriques sur les décisions de travail et de soins aux personnes âgées sur la base d'un modèle statique simple. Dans ce modèle, un enfant adulte choisit entre le travail à temps plein, le travail à temps partiel et la non-participation ; et entre deux types de soins à prodiguer à son parent : les soins formels, qui utilisent les intrants du marché, ou informels, qui utilisent le temps de l'enfant. Une augmentation du salaire devrait induire un passage du travail à temps partiel au travail à temps plein (ce qui équivaut à une augmentation du nombre d'heures travaillées), et un passage de la prise en charge informelle à la prise en charge formelle. En d'autres termes, on suppose que les personnes à revenu élevé choisissent de remplacer le temps qu'elles consacrent aux soins informels par des soins formels. Il n'est pas surprenant que le modèle prédise que des soins formels plus coûteux conduisent à un passage des soins formels aux soins informels. Enfin, un crédit d'impôt pour la fourniture de soins informels a pour effet le passage des soins formels aux soins informels. La pertinence de ces deux dernières prédictions réside dans la variation considérable, d'une province à l'autre, des politiques publiques en matière de soins aux personnes âgées, que nous abordons dans notre travail empirique.

L'annexe B adopte une approche mathématique pour faire des prédictions à partir d'un modèle plus complexe de choix du consommateur et de soins aux personnes âgées. Dans des conditions relativement modérées, nous montrons que l'augmentation du salaire réel entraîne une augmentation du nombre d'heures travaillées, une diminution du temps consacré aux soins aux personnes âgées et une utilisation accrue des intrants liés à ces soins. Nous montrons également qu'une augmentation du revenu non salarial (équivalant au patrimoine) entraîne une diminution du nombre d'heures travaillées, une augmentation du temps consacré aux soins aux personnes âgées et une plus grande utilisation des intrants du marché.

2 État de la situation

ARRIAGADA (2020) définit la prestation de *soins aux personnes âgées* comme « des soins ou de l'aide à une personne ayant un problème de santé de longue durée, une incapacité physique ou mentale, ou [...] des problèmes liés au vieillissement ». En règle générale, la prestation de soins consiste à aider à accomplir les activités de la vie quotidienne, telles que se laver, manger et s'habiller, ou les activités instrumentales de la vie quotidienne, telles que le transport, la préparation des repas et la prise de médicaments. Comme l'expliquent STUIFBERGEN et DELDEN (2011), les enfants s'occupent de leurs parents malades pour diverses raisons, dont l'altruisme et le sens du devoir. Dans l'ensemble, les personnes âgées préfèrent rester au sein de leur communauté : les soins formels offerts dans les centres d'hébergement et de soins de longue durée sont perçus comme un mauvais substitut aux soins prodigués au sein de la communauté. Le logement intergénérationnel est une solution qui permet de réduire les coûts nets du logement, les coûts de transaction pour les aidants (comme le temps de transport) et de favoriser l'interaction entre les enfants et leurs parents âgés.

La prise en charge des personnes âgées peut entraîner des coûts mentaux, psychologiques et physiques. En utilisant les données d'une grande entreprise ayant son siège dans le nord-est des États-Unis, METLIFE (2010) montre que les aidants se déclarent en moins bonne santé, notamment en ce qui concerne la dépression, le diabète, l'hypertension et les maladies pulmonaires. Au total, METLIFE constate que les coûts de santé des aidants des personnes âgées sont supérieurs de 8 % à ceux des non-aidants.

Il existe une pléthore de coûts liés à la prise en charge informelle des personnes âgées, notamment : (1) une participation plus faible au marché du travail, voire une retraite anticipée ; (2) des salaires ou des revenus inférieurs, peut-être en raison du passage d'un emploi à temps plein à un emploi à temps partiel, ou en raison d'une perception d'un attachement plus faible à l'emploi, d'une diminution des promotions et d'autres réussites professionnelles,

d'une diminution de la formation en cours d'emploi et d'autres formes d'accumulation de capital humain ; (3) une réduction des prestations de la sécurité sociale publique et des pensions privées en raison d'une diminution des revenus et du nombre d'années d'emploi ; et (4) la perte d'autres avantages liés à l'emploi (par exemple, aux États-Unis, l'assurance maladie). Aux États-Unis, METLIFE (2011) estime que le coût à vie de quitter prématurément le marché du travail pour une femme aidante typique est d'au moins 324 044 dollars, soit 142 693 dollars en perte de salaire, 131 351 dollars en réduction des prestations de sécurité sociale et au moins 50 000 dollars en réduction des prestations de retraite ; pour un homme dans une situation similaire, le coût est d'au moins 303 880 dollars. Les personnes qui réduisent leurs heures de travail subissent des coûts moins élevés, mais néanmoins substantiels.

Comme indiqué dans la 3 et ailleurs dans la littérature, les personnes proches aidantes sont plus susceptibles d'être mariées, d'âge moyen et de sexe féminin. Par ailleurs, parmi ces personnes, en moyenne, les femmes fournissent plus d'heures de soins que les hommes. Par conséquent, la recherche empirique sur les soins aux personnes âgées établit généralement une distinction entre les hommes et les femmes.

Outre l'augmentation de la longévité qui entraîne une augmentation de la proportion de personnes âgées, les tendances à la baisse de la fécondité, au report des naissances et à l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail ont donné naissance à ce que l'on appelle la « génération sandwich », qui doit répondre à des demandes de soins émanant à la fois des jeunes et des personnes âgées, et composer avec diverses pressions professionnelles, souvent sans pouvoir compter sur de nombreux frères et sœurs pour prêter main-forte. À cela s'ajoutent une tendance à la réduction de la durée des séjours à l'hôpital et une augmentation correspondante des soins à domicile.

Dans l'ensemble, la recherche empirique constate que : (1) les aidants ont moins de chances d'avoir un emploi ; (2) s'ils en ont un, leurs heures de travail ne sont pas statistiquement différentes de celles des non-aidants ; et (3) l'effet de la prestation de soins sur les salaires ou les revenus est soit négatif, en particulier pour les femmes, soit statistiquement insignifiant.

Ces résultats proviennent d'Europe, d'Amérique du Nord et d'Asie.

Plus précisément, pour le Canada, JACOBS (2014), FAST et KEATING (2001) et LILLY, LAPORTE et COYTE (2010) constatent que la participation des aidants au marché du travail est plus faible ; en outre, LILLY, LAPORTE et COYTE n'observent aucun effet statistiquement significatif sur les heures de travail ou les salaires. Sur la base de données américaines, JACOBS (2014), FAHLE et MCGARRY (2017) et SKIRA (2015) font état d'une association négative entre la prestation de soins et la participation au marché du travail ; de même, FAHLE et MCGARRY font état d'un effet négatif sur les salaires, tandis que SKIRA établit un lien négatif avec les revenus.

En utilisant des données européennes, BOLIN, LINDGREN et LUNDBORG (2008) relèvent des effets négatifs sur la participation à la main-d'œuvre et les heures de travail, mais pas sur les salaires ; pour l'Allemagne, SCHMITZ et WESTPHAL (2017) signalent une relation négative entre la prestation de soins et la participation à la main-d'œuvre ; aucun effet sur les heures de travail ; un effet négatif sur les salaires des femmes pendant qu'elles sont aidantes (mais pas après) ; et aucune preuve d'une pénalité salariale pour les hommes, tout en observant que les salaires des aidants masculins augmentaient lorsqu'ils commençaient et finissaient de s'occuper d'un proche – un résultat déconcertant. Pour la Corée du Sud, DO (2008) constate que les femmes subissent les effets négatifs de la prise en charge des personnes âgées sur la participation au marché du travail, les heures de travail et les salaires, alors qu'il n'y a pas d'association statistiquement significative pour les hommes.

La conception d'une politique publique visant à soutenir les proches aidants nécessite une compréhension claire de ces effets. Les résultats mitigés des études réalisées suggèrent que des recherches supplémentaires sont nécessaires. Notre étude contribue à cette fin en analysant des données canadiennes sur les aidants.

3 Les données

3.1 L'étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA)

L'ELIA fait partie d'une initiative de l'OCDE visant à « évaluer les compétences des adultes en âge de travailler » ; c'est la dimension *internationale* de l'étude. Le terme « longitudinal » signifie que les individus font l'objet d'observations répétées au fil du temps. L'ELIA est parrainée par Emploi et Développement social Canada et administrée par Statistique Canada.

L'ELIA a été réalisée pour la première fois en 2012, puis tous les deux ans. Les personnes constituant l'échantillon initial de 2012 proviennent des dix provinces du Canada (les territoires du Canada ont été exclus). L'échantillon exclut les personnes suivantes :

1. les personnes vivant dans des réserves ou d'autres peuplements autochtones ;
2. les représentants officiels de pays étrangers vivant au Canada et leurs familles ;
3. les membres de communautés religieuses et autres communautés ;
4. les membres des Forces armées canadiennes en mission à l'étranger ;
5. les personnes vivant dans des établissements, y compris les détenus des établissements correctionnels et les patients souffrant de maladies chroniques habitant dans des hôpitaux et des maisons de repos ; et
6. les personnes habitant d'autres logements collectifs.

L'ELIA comprend des informations sur environ 33 000 personnes âgées de 15 ans ou plus, recueillies auprès d'une moyenne de 14 000 ménages.

Pour chaque vague, les données sont collectées de janvier à mai, et la période de référence est de deux ans avant la date de l'entretien. Étant donné que les questions sur la prise en charge des personnes dépendantes ont été introduites en 2014, notre analyse porte sur la période 2014–2018 ; la pandémie a perturbé la collecte des données en 2020. Dans l'ensemble, nous utilisons le poids des personnes interrogées de l'ELIA 2012.

3.2 Définition des variables clés

Les variables qui identifient les prestataires de soins aux personnes âgées et quantifient l'intensité des soins qu'ils prodiguent sont au cœur de notre analyse, plus précisément les variables *prestataire de soins* et *heures de soins*.

1. La variable *prestataire de soins* est une variable muette indiquant si un répondant fournit des heures de soins non nulles à des personnes âgées de 65 ans et plus, 1 représentant la prestation de soins et 0 l'absence de prestation de soins.
2. La variable *heures de soins* correspond aux heures hebdomadaires consacrées à ces soins.

Pour les personnes dont *prestataire de soins* = 0, *heures de soins* = 0, et vice versa. *Heures de soins* comprend les soins fournis aux membres de la famille, aux amis ou aux voisins souffrant d'une affection de longue durée¹, d'une incapacité physique ou mentale, ou de problèmes liés au vieillissement, mais exclut l'aide rémunérée aux clients ou aux patients et l'aide fournie pour le compte d'une organisation.²

En outre, pour représenter avec précision les caractéristiques démographiques individuelles dans notre analyse, nous prenons en compte une série de variables binaires (muettes). Chaque variable est codée pour faciliter l'interprétation de l'analyse empirique. Les variables muettes *femme* et *marié* sont définies de la manière habituelle. Six catégories de niveau de scolarité sont prises en compte : *niveau inférieur au secondaire*, *école secondaire*, *cégep/école de métier*, *premier cycle universitaire inférieur au baccalauréat*, *baccalauréat* et *cycles universitaires supérieurs*. (C.1 présente les types de diplômes inclus dans chaque catégorie.) Dans l'ELIA, les personnes interrogées sont invitées à préciser leur groupe de population (groupe ethnique). Sur la base de leurs réponses, nous construisons quatre variables muettes

1. L'ELIA définit une affection de longue durée comme une condition qui a duré ou est prévue pour durer 6 mois ou plus.

2. Selon le questionnaire de l'ELIA, l'aide ou les soins incluent : les tâches ménagères (nettoyage, lavage, repassage, courses, etc.); les travaux extérieurs (tonte de gazon, déneigement, réparations domiciliaires, etc.); accompagner la personne aidée à des rendez-vous ou faire des courses; gérer les finances et la banque; coordonner les besoins en soins; administrer des médicaments; aider aux soins personnels (bains, coupe des ongles, etc.); ou toute autre activité pour laquelle le répondant a fourni une aide.

liées au groupe de population : *blanc*, *asiatique*, *autre* et *manquant*. (C.2 fournit la liste des groupes de population inclus dans chacune des quatre catégories.)

Enfin, pour étudier la relation entre la situation des individus sur le marché du travail et les soins aux personnes âgées, nous examinons les variables qui décrivent l'emploi et les salaires au niveau individuel, dont l'emploi, les heures de travail et les salaires hebdomadaires et horaires. La variable *heures de travail* indique le nombre d'heures rémunérées travaillées par semaine. Par ailleurs, la variable *emploi* est une variable binaire ; elle indique si un répondant est employé (travaillant un nombre d'heures non nul), 1 signifiant l'emploi, et 0, l'absence d'emploi.

3.3 Description de l'échantillon

Notre analyse se concentre sur les personnes âgées de 20 ans ou plus. Comme le montre la figure 1, l'âge moyen des personnes interrogées est d'environ 51 ans. Un peu plus de la moitié des répondants sont des femmes ; environ les deux tiers sont mariés ; et 17,3 % sont proches aidants. Ces derniers consacrent en moyenne 12,3 heures par semaine à la prestation de soins. Parmi les personnes interrogées, 58 % étaient employées, la personne employée moyenne travaillant 36,3 heures par semaine. Enfin, le salaire hebdomadaire moyen était de 1 211 \$, soit près de 63 000 \$ par an en dollars de 2020.

Tableau 1 – Statistiques récapitulatives des variables clés de l’ELIA 2014-2018

<i>variables</i>	<i>moyenne</i>	<i>écart type</i>
âge	51,359	17,378
femme	0,507	0,500
marié	0,660	0,474
prestataire de soins	0,173	0,378
heures de soins hebdomadaires fournies par les prestataires de soins	12,289	24,713
employé(e)	0,580	0,494
heures travaillées hebdomadaires des personnes employées	36,305	11,894
salaire hebdomadaire	1211,164	894,273
salaire horaire	33,386	27,848

Remarques : Les statistiques récapitulatives sont calculées en utilisant le poids de la personne interrogée dans l’ELIA 2012. Tous les salaires sont corrigés pour tenir compte de l’inflation en utilisant l’Indice des prix à la consommation du Canada (CANADA, 2024) pour tous les postes, avec 2020 comme année de base.

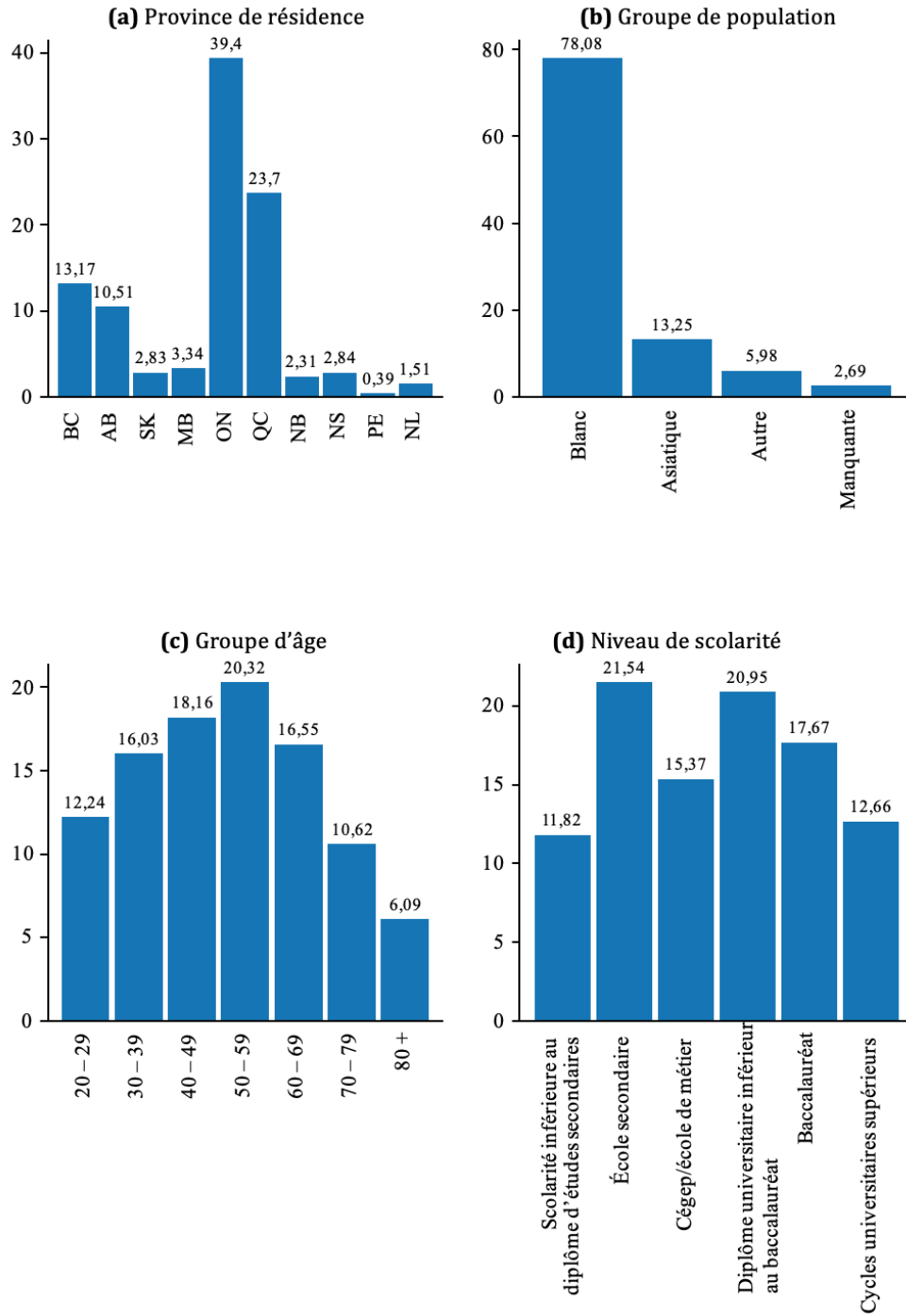
Comme le montre la figure 1, la part (pondérée) des répondants par province correspond étroitement à celle rapportée par le Recensement de la population du Canada. Près de quatre répondants sur cinq sont blancs; les Asiatiques constituent le deuxième groupe racial/ethnique le plus important (13 %). Bien que l’âge moyen des répondants soit de 51 ans, la distribution est asymétrique vers la gauche.

La figure 1(d) montre qu’environ un tiers des personnes interrogées dans le cadre de l’ELIA ont atteint un niveau d’études secondaires ou moins; 30 % d’entre elles sont titulaires d’un diplôme universitaire.

4 L’étendue et l’intensité des soins aux personnes âgées

Les questions abordées dans cette section sont les suivantes : (1) Quels sont les facteurs clés qui influencent le fait qu’un individu fournisse ou non des soins aux personnes âgées ? (2) Quels sont les facteurs qui influencent la quantité de soins prodigués aux personnes âgées ? (3) Comment la prestation de soins aux personnes âgées affecte-t-elle la probabilité de travailler ? (4) Comment la prestation de soins aux personnes âgées influence-t-elle le nombre

Figure 1 – Composition de l'échantillon principal



d'heures travaillées ? Tout au long de l'étude, nous utilisons une analyse de régression afin de contrôler les caractéristiques individuelles observables, de sorte que les diverses estimations des coefficients donnent des effets « purs ».

4.1 La prestation de soins aux personnes âgées

Étant donné que la variable « prestataire de soins » est binaire – un individu est soit un prestataire de soins, soit il ne l'est pas – nous effectuons une régression logistique. Les coefficients de ce modèle de régression représentent la variation du logarithme de la probabilité qu'un individu soit un prestataire de soins pour une augmentation d'une unité des variables prédictives, toutes les autres variables demeurant constantes. Quatre faits essentiels se dégagent. Premièrement, comme le montre le tableau 2, les femmes sont plus susceptibles que les hommes de fournir des soins informels aux personnes âgées. Dans l'échantillon combiné (hommes et femmes ensemble), le coefficient « femme » est positif et statistiquement très significatif. Deuxièmement, les personnes mariées sont plus enclines à fournir des soins aux personnes âgées, comme le montrent les coefficients positifs et hautement significatifs du tableau 2 pour l'échantillon combiné, ainsi que pour les hommes et les femmes séparément. Troisièmement, les personnes sont plus susceptibles de fournir des soins aux personnes âgées à mesure qu'elles vieillissent. Enfin, l'incidence des soins aux personnes âgées tend à augmenter avec le niveau d'éducation (la catégorie de référence est « niveau inférieur au secondaire »). En outre, les coefficients d'éducation sont très significatifs.

En résumé, les régressions logistiques révèlent que le fait d'être un prestataire de soins aux personnes âgées a un effet négatif et statistiquement significatif sur les heures travaillées. Toutefois, l'adéquation du modèle est faible, comme le montrent les valeurs pseudo- R^2 , comprises entre 0,013 et 0,018. Cela peut être attribuable au manque de données sur le niveau de soins requis par les bénéficiaires de soins, et cet inconvénient doit être pris au sérieux lors de l'interprétation des résultats ci-dessous.

Un ensemble de données idéal comprendrait des microdonnées appariées sur les ca-

Tableau 2 – Qui fournit les soins aux personnes âgées : Régression logistique

Variable	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
femme	0,191***	0,035				
marié	0,198***	0,045	0,153**	0,075	0,234***	0,053
âge	0,009***	0,001	0,009***	0,002	0,009***	0,001
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	-0,285***	0,068	-0,171	0,110	-0,396***	0,076
autre	-0,520***	0,095	-0,531***	0,141	-0,513***	0,127
manquant	0,016	0,116	0,219	0,158	-0,141	0,168
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	0,202***	0,068	0,126	0,103	0,259***	0,090
cégep/école de métiers	0,418***	0,069	0,278***	0,099	0,575***	0,096
niveau inf. au bacc.	0,530***	0,066	0,441***	0,102	0,600***	0,087
baccalauréat	0,511***	0,072	0,430***	0,109	0,586***	0,096
cycles supérieurs	0,633***	0,078	0,550***	0,119	0,705***	0,101
constante	-2,717***	0,120	-2,621***	0,185	-2,633***	0,147
Statistique Wald χ^2	342,280***		147,350***		231,680***	
Pseudo R^2	0,016		0,013		0,018	

Remarque : Toutes les régressions incluent des variables de contrôle pour l'année et la province. Le tableau C.3 présente tous les coefficients des régressions. Le tableau 2 étend l'analyse en incorporant des variables explicatives supplémentaires.

ractéristiques des prestataires et des bénéficiaires de soins, ainsi que d'autres données pertinentes sur les prestataires potentiels associés à un bénéficiaire de soins.

Un autre fait qui ressort du tableau 2 est que les Asiatiques sont nettement moins enclins à fournir des soins aux personnes âgées, un résultat attribuable aux femmes asiatiques. Ce résultat laisse perplexe compte tenu du grand respect voué aux personnes âgées dans les sociétés asiatiques. Nous conjecturons que cet effet peut être dû au fait que les Asiatiques de l'échantillon sont plus susceptibles d'être des immigrants récents, et à la longue distance qui les sépare de l'Asie, rendant peu commode la prestation de soins aux personnes âgées là-bas. La catégorie « Autres » présente également un coefficient négatif important et significatif, peut-être pour des raisons analogues.

Le tableau C.3 présente tous les coefficients des régressions examinées dans le tableau 2. Le tableau C.4 étend l'analyse en incorporant des variables explicatives supplémentaires, lesquelles consistent en des interactions de facteurs démographiques clés. Le tableau C.4

montre que les conclusions ci-dessus sont insensibles à l'ajout de contrôles supplémentaires.

4.2 Les heures de soin

Dans la mesure où l'on s'occupe d'une personne âgée, quels sont les facteurs associés à la fourniture d'un plus grand nombre d'heures de soins ? Premièrement, les femmes fournissent 34 % d'heures de soins de plus que les hommes, comme le montre le coefficient « femme » dans l'échantillon commun du tableau 3. Deuxièmement, le nombre d'heures de soins tend à augmenter avec l'âge des répondants, un résultat qui s'applique aux hommes et aux femmes. L'ajout d'un an à l'âge du répondant augmente de 2 % le nombre d'heures de soins aux personnes âgées. Troisièmement, les personnes mariées fournissent beaucoup moins d'heures de soins aux personnes âgées, un effet qui s'explique principalement par le comportement des hommes. Plus précisément, les personnes mariées fournissent 22 % d'heures de soins en moins ; les hommes, 38 %. Enfin, plus le répondant est instruit, moins il fournit d'heures de soins, cet effet étant fortement influencé par le comportement des femmes. Par exemple, les personnes titulaires d'un diplôme d'études universitaires de cycles supérieurs fournissent 36 % d'heures de soins en moins ; les femmes titulaires d'un tel diplôme, 45 % en moins. Étant donné que les salaires sont positivement associés au niveau de scolarité, cette relation entre l'éducation et les heures de soins est conforme aux prédictions de la théorie développée dans la B. Bien que ces résultats soient hautement significatifs dans le tableau 3, l'ajout de contrôles supplémentaires réduit les niveaux de signification ; voir le tableau C.6.

Si l'on rapproche les résultats ci-dessus de ceux de la sous-section précédente, on constate que les femmes et les répondants plus âgés présentent non seulement une probabilité plus élevée d'être prestataires de soins, mais que, parmi ces prestataires, ils fournissent également plus d'heures de soins. En revanche, si les personnes mariées ont une plus grande propension à donner des soins, elles fournissent moins d'heures de soins ; il en va de même pour les personnes ayant un niveau d'éducation plus élevé. Étant donné que l'ELIA ne contient pas de données sur les soins formels, nous ne sommes pas en mesure de vérifier si les heures de

Tableau 3 – Qui fournit le plus d’heures de soins : Régression MCO

Variable	Hommes et Femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
femme marié	0,342***	0,035	-0,383***	0,074	-0,107*	0,057
âge	-0,219***	0,045	0,020***	0,002	0,020***	0,002
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	0,020***	0,001	0,415***	0,064	0,362***	0,094
autre	0,531***	0,128	0,432***	0,094	0,539***	0,160
manquant	0,537***	0,156	0,532***	0,196	0,496**	0,198
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	0,580**	0,237	-0,107	0,077	-0,122	0,106
cégep/école de métiers	-0,124	0,078	-0,084	0,110	-0,154	0,108
niveau inf. au bacc.	-0,249***	0,074	-0,085	0,111	-0,252**	0,103
baccalauréat	-0,263***	0,078	-0,244**	0,107	-0,316***	0,110
cycles supérieurs	-0,358***	0,079	-0,186*	0,110	-0,452***	0,109
constante	-0,246**	0,115	1,023***	0,126	1,035***	0,165
Statistique F	23,180***		9,150***		11,980***	
R ²	0,096		0,088		0,082	

Remarque : La variable dépendante est le logarithme des heures de soins. Toutes les régressions incluent des variables de contrôle pour l’année et la province. Veuillez consulter le tableau C.5 pour la version complète.

soins informels moins nombreuses sont compensées par des soins formels.

Rappelons que, d’après le tableau 2, les Asiatiques sont nettement moins susceptibles de fournir des soins aux personnes âgées. Toutefois, le tableau 3 montre que les Asiatiques qui prodiguent des soins le font de manière plus intensive : ils fournissent plus de 40 % d’heures de soins supplémentaires aux personnes âgées (par rapport au groupe de référence, les Blancs). Ce résultat est cohérent avec l’idée voulant que les Asiatiques honorent leurs aînés, mais que la distance les rende moins susceptibles d’en prendre soin.

5 L’emploi et les salaires

Les questions abordées dans cette section sont les suivantes : (1) Comment la prestation de soins aux personnes âgées affecte-t-elle la probabilité de travailler ? (2) Comment la prestation de soins aux personnes âgées influence-t-elle le nombre d’heures travaillées ? (3) Comment

Tableau 4 – Les prestataires de soins sont-ils moins susceptibles d’avoir un emploi?
Régression logistique

Variable	Hommes et femmes	Hommes	Femmes
Prestataire de soins	−0,049 (0,070)	−0,036 (0,070)	0,013 (0,054)
Femme×Prestataire de soins	0,076 (0,088)		
Statistique F	117,340***	84,570***	78,370***

Remarques : Variable dépendante : l’emploi. Erreurs types entre parenthèses. Les régressions incluent des contrôles pour l’année, la province, le niveau de scolarité, le groupe de population et les interactions entre les variables démographiques clés, y compris le sexe, l’état civil et un polynôme quartique de l’âge. Les résultats complets sont présentés dans le tableau C.7.

les heures de soins aux personnes âgées diffèrent-elles entre les individus ayant des niveaux de salaire différents ?

5.1 Les effets sur l’emploi

Comme la prestation de soins aux personnes âgées, l’emploi est une variable binaire : on a un emploi ou on n’en a pas. Par conséquent, les effets des soins aux personnes âgées sur l’emploi sont à nouveau mesurés à l’aide d’une régression logistique.

Le tableau 4 résume les résultats de cette régression ; les résultats complets sont présentés dans le tableau C.7. Le principal résultat est que la prestation de soins aux personnes âgées n’a aucun effet statistiquement significatif sur la probabilité qu’un individu soit employé. Ce résultat est valable pour les hommes et les femmes.

Il est également intéressant de noter que les variables de niveau de scolarité sont toutes hautement significatives, tant pour les hommes que pour les femmes, et que les estimations des paramètres augmentent avec le niveau de scolarité (voir le tableau C.7).

Tableau 5 – Effet des soins aux personnes âgées sur le logarithme des heures de travail : régression MCO

Variable	Hommes et Femmes	Hommes	Femmes
	Coefficient	Coefficient	Coefficient
Prestataire de soins	-0,029** (0,012)	-0,028** (0,012)	-0,028* (0,017)
Femme×prestataire de soins	0,001 (0,021)		
<i>Niveau de scolarité</i>			
école secondaire	-0,059*** (0,021)	-0,044 (0,029)	-0,075** (0,031)
cégep/école de métiers	0,014 (0,021)	0,013 (0,028)	-0,062* (0,033)
niveau inf. au bacc.	-0,038* (0,021)	-0,028 (0,029)	-0,039 (0,030)
baccalauréat	-0,034 (0,021)	-0,033 (0,029)	-0,032 (0,030)
cycles supérieurs	-0,035 (0,022)	-0,071** (0,030)	0,011 (0,032)
R^2	0,159	0,142	0,115
Statistique F	61,550***	23,990***	18,300***
<hr/>			
Logarithme du salaire hebdomadaire	0,430*** (0,013)	0,368*** (0,018)	0,486*** (0,019)
Prestataire de soins	-0,030*** (0,009)	-0,027*** (0,009)	-0,040*** (0,012)
Femme×prestataire de soins	-0,007 (0,015)		
<i>Niveau de scolarité</i>			
école secondaire	-0,112*** (0,015)	-0,099*** (0,022)	-0,124*** (0,019)
cégep/école de métiers	-0,150*** (0,015)	-0,118*** (0,021)	-0,176*** (0,022)
niveau inf. au bacc.	-0,172*** (0,015)	-0,132*** (0,022)	-0,210*** (0,020)
baccalauréat	-0,266*** (0,017)	-0,212*** (0,022)	-0,325*** (0,026)
cycles supérieurs	-0,344*** (0,018)	-0,304*** (0,025)	-0,393*** (0,026)
R^2	0,520	0,470	0,539
Statistique F	102,470***	45,060***	61,350***

Remarque : La variable dépendante est le logarithme des heures travaillées hebdomadaires. Erreurs-types entre parenthèses. Les régressions incluent des contrôles pour l'année, la province, le niveau de scolarité, le groupe de population et les interactions entre les variables démographiques clés, y compris le sexe, l'état civil et un polynôme quartique de l'âge. Les résultats complets sont présentés dans les tableaux C.8 et C.9.

5.2 Les heures de travail

La partie supérieure du tableau 5 montre que la prestation de soins aux personnes âgées réduit le nombre d'heures de travail de 2,8 à 2,9 % et que les personnes ayant un niveau d'études plus élevé travaillent moins d'heures (bien que seul le coefficient des diplômés de l'enseignement secondaire soit très significatif). Le panneau inférieur du tableau 5 ajoute une mesure du salaire à la régression ; son coefficient est important, positif et très significatif. Si l'on compare les deux parties du tableau, on constate que l'inclusion de la mesure du salaire a un effet minime sur les estimations du coefficient du prestataire de soins (à l'exception peut-être des femmes), bien que l'inclusion du salaire augmente la signification des estimations du coefficient du prestataire de soins. L'inclusion du salaire augmente considérablement l'ampleur des variables relatives à l'éducation ainsi que leur signification.

Dans les deux panneaux du tableau 5, le terme d'interaction (*femme* \times *prestataire de soins*) n'est pas statistiquement significatif, ce qui indique que l'effet des soins aux personnes âgées sur les heures de travail ne diffère pas de manière significative entre les hommes et les femmes.

Les résultats complets des régressions résumées dans le tableau 5 sont présentés dans les tableaux C.8 et C.9. Les tableaux C.10 et C.11 révèlent que nos conclusions concernant les effets des salaires et de la prestation de soins sur les heures travaillées sont insensibles à l'utilisation d'autres mesures salariales.

En bref, être prestataire de soins aux personnes âgées a un effet négatif et statistiquement significatif sur les heures travaillées. Il peut être tentant de conclure que cet effet est économiquement faible. Cependant, de nombreux travailleurs n'ont que peu ou pas de flexibilité dans leurs heures de travail. Par conséquent, l'effet rapporté dans le tableau 5 fait la moyenne des réponses des personnes dont les horaires de travail sont relativement rigides et de celles jouissant d'une plus grande flexibilité. Ce qui est important, c'est que nous trouvons des effets significatifs.

Nous reviendrons sur cette question à la section 6.

Tableau 6 – La prestation de soins et les salaires

Variable	Hommes et femmes	Hommes	Femmes
<i>Variable dépendante : logarithme du salaire hebdomadaire</i>			
Prestataire de soins	0,020 (0,023)	0,024 (0,024)	0,049** (0,020)
Femme×prestataire de soins	0,030 (0,031)		
R^2	0,340	0,335	0,281
Statistique F	172,330***	97,190***	83,880***
<i>Variable dépendante : logarithme du salaire horaire</i>			
Prestataire de soins	0,044** (0,019)	0,045** (0,019)	0,065*** (0,016)
Femme×prestataire de soins	0,022 (0,024)		
R^2	0,326	0,328	0,291
Statistique F	166,240***	107,840***	109,560***

Remarque : Le tableau présente les résultats des régressions de type Mincer, où la variable dépendante est le logarithme des salaires. Les régresseurs comprennent le *prestataire de soins* et la *femme×prestataire de soins*, en plus des contrôles pour l'année, la province, le niveau de scolarité, le groupe de population et les interactions entre les variables démographiques clés, y compris le sexe, l'état civil et un polynôme quartique de l'âge. (Les variables de contrôle supplémentaires utilisées sont les mêmes que celles énumérées dans le tableau C.6.)

5.3 Les salaires

L'annexe A présente une théorie simple des soins aux personnes âgées. Il y est démontré qu'un salaire plus élevé induit une réaction positive de l'offre de main-d'œuvre (un passage d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein) et un passage de la prise en charge informelle à la prise en charge formelle. Si nous associons les soins informels aux aidants et les soins formels aux non-aidants, les aidants devraient avoir des salaires plus bas que les non-aidants. Le tableau 6 résume les preuves empiriques qui contredisent cette prédiction. Le panneau supérieur utilise le salaire hebdomadaire comme mesure du salaire, tandis que le panneau inférieur utilise le salaire horaire. Tous les coefficients de la variable muette « prestataire de soins » sont positifs : les prestataires de soins ont des salaires plus élevés, à caractéristiques observables fixes. Pour les régressions des salaires hebdomadaires, cette

Tableau 7 – Les heures de soins et les salaires

Variable	Coefficient		
	Hommes et femmes	Hommes	Femmes
résidu du logarithme du salaire hebdomadaire	-0,078 (0,061)	-0,082 (0,059)	-0,087** (0,044)
femme×résidu du logarithme du salaire hebdomadaire	-0,012 (0,074)		
R^2	0,106	0,094	0,091
Statistique F	8,46***	4,29***	5,52***
résidu du logarithme du salaire horaire	-0,139* (0,078)	-0,142* (0,075)	-0,112* (0,064)
femme×résidu du logarithme du salaire horaire	0,014 (0,098)		
R^2	0,103	0,096	0,088
Statistique F	7,730***	4,080***	4,900***

Remarque : Le tableau présente les résultats des régressions MCO du logarithme des heures de soins aux personnes âgées. Les régresseurs comprennent ceux indiqués dans le tableau ainsi que les variables de contrôle supplémentaires pour l'année, la province, le niveau de scolarité, le groupe de population et leurs interactions. (Les variables de contrôle supplémentaires utilisées sont les mêmes que celles énumérées dans le tableau C.6.)

association n'est significative que pour les femmes ; le coefficient des soins aux personnes âgées est significatif dans les trois régressions des salaires horaires, celui limité aux femmes étant très significatif. Les coefficients indiquent que les aidantes gagnent de 4,9 à 6,5 % de plus que les non-aidantes.

La disparité entre les prédictions de la théorie simple et les preuves empiriques peut s'expliquer de plusieurs manières. Premièrement, la théorie est peut-être trop simple.

Deuxièmement, il est possible que l'association entre le recours aux soins formels et le fait d'être un non-aidant soit erronée. Enfin, il se peut qu'une caractéristique non observée rende un individu plus enclin à être un aidant et à percevoir un salaire plus élevé.

Dans l'annexe B, nous développons des prédictions pour un modèle plus poussé de prestation de soins aux personnes âgées, bien qu'il n'y ait pas de choix dichotomique sur la prestation. Cette analyse prédit entre autres que des salaires plus élevés devraient réduire le nombre d'heures de soins aux personnes âgées ; le tableau 7 confirme cette prédiction. Pour ces régressions, nous utilisons deux mesures du salaire résiduel qui contrôlent les caractéristiques individuelles observables. Les coefficients des deux mesures du salaire résiduel sont négatifs, bien que ceux du logarithme résiduel du salaire hebdomadaire ne soient significatifs que pour les femmes, tandis que ceux du logarithme résiduel du salaire horaire sont marginalement significatifs pour les trois échantillons.

5.4 Résumé

Quatre tendances se dégagent de l'analyse présentée dans cette section. Premièrement, il n'existe aucune preuve statistique que les prestataires de soins aux personnes âgées sont moins susceptibles de travailler que leurs homologues non prestataires de soins ; voir le tableau 4. Cela dit, le tableau 8 indique que 3,5 % des prestataires de soins déclarent avoir arrêté de travailler pour s'occuper des personnes âgées. Cette dernière donnée est cohérente avec les signes rapportés dans le tableau 4, même si les estimations des coefficients ne sont pas significatives.

Deuxièmement, les prestataires de soins travaillent entre 2,7 % et 4 % d'heures en moins que les non-prestataires (voir le tableau 5). Les estimations des paramètres sont plus importantes et plus significatives dans les régressions qui incluent le salaire parmi les facteurs de régression.

Troisièmement, à caractéristiques observables fixes, les prestataires de soins perçoivent en moyenne des salaires plus élevés que les non-prestataires. Les estimations des paramètres sont plus significatives lorsque nous utilisons le logarithme du salaire horaire. Ces effets sont économiquement significatifs : les prestataires de soins gagnent de 4,4 à 6,5 % de plus que les non-prestataires.

Enfin, il existe de faibles preuves statistiques selon lesquelles, parmi les prestataires de soins, un salaire plus élevé est associé à une réduction du nombre d'heures de soins aux personnes âgées ; voir le tableau 7. Ces données sont cohérentes avec les prévisions du modèle développé à l'annexe B.

6 Soins aux personnes âgées et « charges » économiques

Dans la littérature, une façon courante de mesurer le coût de la prestation de soins aux personnes âgées est de calculer les revenus auxquels le prestataire doit renoncer étant donné le temps consacré aux soins aux personnes âgées. D'après le tableau 1, les prestataires de soins consacrent en moyenne 12,3 heures par semaine aux soins. Toujours d'après le tableau 1, le salaire moyen est de 33,39 dollars de l'heure. Si ces 12,3 heures de soins avaient été effectuées au salaire horaire moyen en vigueur, les prestataires de soins auraient gagné 386,22 dollars de plus par semaine, soit environ 34 % de plus. Ce calcul suggère que les prestataires de soins perdent environ un tiers de leur revenu en raison du temps qu'ils consacrent aux soins.

Si ce calcul rapide donne une idée approximative du coût d'opportunité de la prestation de soins aux personnes âgées, il ne tient pas compte de la répartition de ces coûts. Non seulement les heures consacrées aux soins diffèrent d'un aidant à l'autre, mais il en va de

même pour les coûts. Cette section aborde cette question de manière empirique en utilisant certaines questions portant précisément sur les coûts de la prestation de soins tirées de l'ELIA.

6.1 Difficultés financières et heures de travail perdues

L'ELIA pose trois questions qui permettent d'évaluer certaines charges liées à la fourniture de soins aux personnes âgées :

1. « La prestation de ces soins vous a-t-elle causé des problèmes financiers ? »
2. « Avez-vous réduit vos heures de travail pour fournir ces soins ? »
3. « Avez-vous complètement arrêté de travailler pour fournir ces soins ? »

Sur la base des réponses à ces questions, nous avons construit trois variables binaires, *cause-argent*, *cause-heures* et *cause-arrêt*, pour mesurer quantitativement l'impact de la prestation de soins aux personnes âgées. Ces variables indiquent si un prestataire de soins aux personnes âgées a subi des contraintes financières, a réduit ses heures de travail ou a cessé de travailler en raison de ses responsabilités d'aidant naturel. Plus précisément, une valeur de 1 indique une réponse positive (« oui ») et une valeur de 0 indique une réponse négative (« non ») aux questions correspondantes.

Les statistiques de base décrivant les trois variables sont présentées dans le tableau 8 : 9 % de tous les prestataires de soins aux personnes âgées déclarent avoir connu des difficultés financières, 14 % déclarent avoir réduit leurs heures de travail et 3,5 % déclarent avoir cessé de travailler en raison des soins aux personnes âgées.

À partir de ces trois variables, nous avons créé deux variables muettes supplémentaires, *cause-travail* et *cause-oui*. La variable *cause-travail* prend la valeur 1 si la personne a répondu « oui » à la réduction des heures de travail ou à l'arrêt de travail, et la valeur 0 dans le cas contraire. La variable *cause-oui* prend la valeur 1 si la personne a répondu « oui » à l'une des trois questions ci-dessus, et 0 dans le cas contraire. Plus précisément, les deux variables muettes sont définies comme suit :

$$cause_{travail} = \begin{cases} 1 & \text{si } cause_{heures} + cause_{arr\hat{e}t} \geq 1, \\ 0 & \text{dans les autres cas,} \end{cases} \quad (1)$$

et

$$cause_{oui} = \begin{cases} 1 & \text{si } cause_{argent} + cause_{heures} + cause_{arr\hat{e}t} \geq 1, \\ 0 & \text{dans les autres cas.} \end{cases} \quad (2)$$

Le tableau 8 montre que 15 % des prestataires de soins aux personnes âgées ont réduit leurs heures de travail ou ont cessé de travailler, tandis que 20,2 % indiquent que la prestation de soins a eu un effet négatif sur leurs finances, leur travail ou les deux.

Tableau 8 – Proportions des aidants naturels éprouvant des difficultés financières

Aidants naturels ayant éprouvé des difficultés financières dues à la fourniture de soins, $\Pr(\text{cause-argent} = 1) \times 100 \%$	8,971 %
Aidants naturels ayant réduit leurs heures de travail pour fournir des soins, $\Pr(\text{cause-heures} = 1) \times 100 \%$	13,970 %
Aidants naturels ayant quitté leur emploi pour fournir des soins, $\Pr(\text{cause-arrêt} = 1) \times 100 \%$	3,493 %
Aidants naturels ayant quitté leur emploi ou réduit leurs heures de travail pour fournir des soins, $\Pr(\text{cause-travail} = 1) \times 100 \%$	15,063 %
Aidants naturels ayant éprouvé des difficultés économiques dues à la fourniture de soins, $\Pr(\text{cause-oui} = 1) \times 100 \%$	20,229 %

Remarque : La notation $\Pr(X = 1)$ représente la proportion d'individus pour qui la variable muette X égale à 1, X étant l'une des suivantes : cause-argent, cause-heures, cause-arrêt, cause-travail ou cause-oui.

Tableau 9 – Les heures de soins associées à des charges économiques particulières

la variable de conditionnement, X	$E(\text{hrs de soins} \mid X = 0)$	$E(\text{hrs de soins} \mid X = 1)$	Différence
<i>cause-argent</i>	10,809	27,359	16,550
<i>cause-heures</i>	10,982	20,299	9,316
<i>cause-arrêt</i>	11,164	43,188	32,024
<i>cause-travail</i>	10,618	21,678	11,060
<i>cause-oui</i>	9,789	22,142	12,353

Remarque : $E(\text{heures de soins} \mid X = x)$ représente la moyenne des heures de soins conditionnelle à $X = x$, avec $x \in \{0, 1\}$ et X étant l'une des suivantes : *cause-argent*, *cause-heures*, *cause-arrêt*, *cause-travail* ou *cause-oui*.

6.2 Combien d'heures de soins supplémentaires entraînent des charges économiques ?

Dans un premier temps, nous examinons combien d'heures de soins supplémentaires, en moyenne, sont fournies sur la base des variables de « cause » décrites ci-dessus.

Le tableau 9 montre que les personnes qui ont répondu positivement à l'une des questions relatives aux « causes » fournissent beaucoup plus d'heures de soins que les prestataires de soins qui n'ont pas répondu positivement. Le fait de déclarer une charge financière est associé à une moyenne de 27,4 heures par semaine de soins aux personnes âgées, soit 16,6 heures de plus que les personnes qui n'ont pas déclaré une telle charge. Les personnes qui ont indiqué avoir réduit leur temps de travail ont consacré 20,3 heures aux soins, soit 9,3 heures de plus que celles qui ne l'ont pas fait. Enfin, les personnes qui ont cessé complètement de travailler ont consacré en moyenne 43,2 heures par semaine aux soins aux personnes âgées, soit 32 heures de plus que les personnes qui n'ont pas cessé de travailler.

Il est intéressant de noter que le nombre d'heures de soins d'un répondant type qui a déclaré avoir arrêté de travailler pour fournir des soins, soit 43,2 heures par semaine, dépasse le nombre moyen d'heures de travail hebdomadaire de toutes les personnes occupées indiqué dans le tableau 1, soit 36,3. En effet, les personnes qui ont arrêté de travailler l'ont fait pour prendre un « emploi » à temps plein en tant que prestataires de soins informels,

sans être rémunérées. Si ces personnes recevaient le salaire moyen indiqué au tableau 1, leur rémunération hebdomadaire serait de 1 440,79 dollars, soit 19 % de plus que la rémunération hebdomadaire moyenne des personnes ayant un emploi. L'estimation rapide du coût d'opportunité de la prestation de soins aux personnes âgées calculée précédemment, qui correspondait à un tiers des revenus, ne reflète pas la situation de nombreuses personnes puisque ce coût d'opportunité est concentré sur une petite proportion de prestataires de soins.

Prenons l'exemple de ceux qui ont déclaré une charge quelconque en tant que prestataires de soins (*cause-oui*) : ces personnes consacrent en moyenne 22,1 heures par semaine à la prestation de soins, soit 12,4 heures de plus que celles qui ne déclarent aucune charge. Pour ces personnes, la prestation de soins équivaut à un emploi à temps partiel non rémunéré. De plus, si elles avaient reçu le salaire horaire moyen du tableau 1, elles auraient gagné 739,23 \$ de plus par semaine, soit 61 % de la rémunération hebdomadaire moyenne globale.

Nous examinons ensuite comment les heures de soins diffèrent en fonction des variables de « cause » pour des individus par ailleurs identiques. Pour cette analyse, nous avons effectué à nouveau notre régression précédente des heures de soins avec une variable explicative supplémentaire, l'une des variables « cause », ainsi que l'interaction de cette variable « cause » avec le sexe féminin. La première ligne du tableau 10 indique les heures de soins supplémentaires associées à chaque variable « cause ». Il est à noter que les différences inconditionnelles enregistrées dans la dernière colonne du tableau 9 se situent dans l'intervalle de confiance à 95 % des estimations des paramètres du tableau 10. Ces dernières sont toutes très significatives. Pour la plupart, les estimations des coefficients associés aux termes d'interaction montrent que l'effet des variables « cause » sur les heures de soins des femmes est positif, avec des effets statistiquement significatifs pour celles qui ont procédé à des ajustements sur le marché du travail (*cause-travail*) ou qui ont déclaré une charge quelconque (*cause-oui*).

Tableau 10 – Heures de soins associées à des charges économiques particulières : résultats des MCO

	La variable indépendante clé, X				
	<i>cause-argent</i>	<i>cause-heures</i>	<i>cause-arrêt</i>	<i>cause-travail</i>	<i>cause-oui</i>
X	14,059*** (3,275)	8,453*** (2,050)	33,004*** (7,592)	8,690*** (1,973)	9,916*** (1,816)
$X \times$ femme	1,455 (3,955)	4,349* (2,614)	-3,069 (8,148)	1,191** (2,526)	4,680** (2,285)
Statistique F	10,920***	11,130***	12,840***	11,760***	12,350***

Remarque : Le tableau présente les résultats de cinq régressions MCO, chacune ayant pour variable dépendante les heures de soins. Les variables indépendantes comprennent X et $X \times$ femme (où X représente l'une des suivantes : *cause-argent*, *cause-heures*, *cause-arrêt*, *cause-travail* ou *cause-oui*), en plus de toutes les variables indépendantes énumérées au tableau C.4.

6.3 Une perspective dynamique

Cette sous-section examine plus en détail l'impact de la charge des soins aux personnes âgées sur : les heures de soins, les heures de travail et les salaires. Nous nous concentrons sur les effets des variables clés *cause-argent* et *cause-heures* ; *cause-arrêt* est omise en raison de l'absence de résultats significatifs.

L'analyse utilise une procédure en trois étapes. La première contrôle les caractéristiques observables des répondants en effectuant des régressions comme celles de la section 4, dont nous extrayons les résidus. La deuxième étape contrôle les caractéristiques non observables des répondants au moyen des différences dans les résidus entre les enquêtes adjacentes (c'est-à-dire de 2014 à 2016 et de 2016 à 2018). Dans la troisième étape, la variation des résidus est régressée par rapport à *cause-argent* ou *cause-heures*.

Les résultats de la dernière étape sont rassemblés et résumés dans le tableau 11. La partie supérieure du tableau 11 montre que les personnes ayant répondu positivement à l'une ou l'autre de ces deux variables de « cause » fournissent beaucoup plus d'heures de soins, et que ces effets sont (hautement) significatifs. Les femmes qui déclarent une charge financière

Tableau 11 – Changements dans les résidus des heures et des salaires

Variable dépendante	Hommes et Femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
La variable indépendante clé, X						
Changement dans les résidus du logarithme des heures de soins	cause-argent 0,319*** 0,254***	0,099 0,090	0,361** 0,201*	0,158 0,119	0,319** 0,295**	0,125 0,125
Changement dans les résidus du logarithme des heures de travail	cause-argent 0,030	0,047 0,027	0,007 0,017	0,041 0,042	-0,059 0,037	0,071 0,036
Changement dans les résidus du logarithme du salaire hebdomadaire	cause-argent 0,040	0,050 0,026	-0,068 -0,030	0,085 0,044	-0,100* 0,069**	0,060 0,033

Remarque : Les variables dépendantes sont indiquées dans la première colonne. Les variables du côté droit comprennent des variables muettes pour l'année et soit cause-argent soit cause-heures. La variable cause-argent est égale à 1 si la personne interrogée a répondu positivement à la question « Le fait de fournir ces soins vous a-t-il causé des problèmes financiers ? » et à 0 dans le cas contraire. De même, cause-heures est égale à 1 si la personne interrogée a répondu positivement à la question « Avez-vous diminué vos heures de travail afin de fournir ces soins ? » et à 0 dans le cas contraire.

prodiguent 31,9 % de soins supplémentaires aux personnes âgées, tandis que les hommes fournissent 36,1 % de temps de soins en plus. Étant donné que le nombre moyen d'heures de soins chez les femmes est de 14,4 heures par semaine, ces estimations impliquent que les femmes qui subissent une charge financière fournissent 4,6 heures de soins supplémentaires par semaine. La moyenne des heures de soins chez les hommes est de 9,7 heures par semaine, de sorte que ceux qui subissent une charge financière fournissent 3,5 heures de soins supplémentaires par semaine. Les femmes aidantes qui ont déclaré avoir réduit leurs heures de travail consacrent 29,5 % de temps en plus aux soins aux personnes âgées, soit 4,2 heures de plus par semaine ; les hommes fournissent 20,1 % de temps de soins en plus, soit 2 heures supplémentaires par semaine. Les différences dans les heures de soins implicites dans le panneau supérieur du tableau 11 sont plus faibles que celles rapportées dans le tableau 9 (moyennes non conditionnelles) ou le tableau 10 (conditionnées par l'hétérogénéité observable), ce qui souligne l'importance de tenir compte de l'hétérogénéité non observée. Les différences plus faibles dans les heures de soins réduisent les calculs du coût d'opportunité effectués plus haut.

Le panneau central du tableau 11 résume les résultats pour les heures de travail. Les coefficients sont uniformément faibles et non significatifs. En d'autres termes, après avoir contrôlé les caractéristiques individuelles observées et non observées, nous ne trouvons aucun soutien statistique à l'idée que les personnes déclarant soit une charge financière, soit une réduction des heures de travail en raison de la prestation de soins ont effectivement réduit leurs heures de travail.

Le panneau inférieur du tableau 11 examine l'effet sur les salaires hebdomadaires. Les femmes déclarant une charge financière en raison de la fourniture de soins aux personnes âgées gagnent 10 % de moins par semaine, ce qui représente une différence marginalement significative. Les hommes gagnent 6,8 % de moins par semaine, mais le coefficient associé n'est pas statistiquement significatif. Les femmes qui ont déclaré avoir réduit leurs heures de travail gagnent 6,9 % de plus par semaine, ce qui est significatif ; les hommes gagnent 3 % de moins, ce qui est non significatif.

Le fait que de nombreux coefficients du tableau 11 soient non significatifs ou marginalement significatifs peut être dû au nombre réduit d’observations découlant du suivi des changements des principales variables d’intérêt au fil du temps. En outre, le cadre temporel des variables de soins (les deux dernières années) ne correspond pas aux données sur le revenu (la dernière semaine), ce qui peut également réduire la signification des estimations des paramètres. Nous supposons que des données de panel avec des données de soins plus fréquentes peuvent augmenter l’ampleur des coefficients ainsi que leur signification.

Malgré les limites des données, nous avons trouvé un soutien statistiquement significatif pour les variables « cause », même après avoir contrôlé les caractéristiques individuelles observées et non observées.

6.4 Comparaisons provinciales

Comme nous l’avons vu précédemment, chaque gouvernement provincial encadre les soins aux personnes âgées, formels ou informels, à sa façon. Pour évaluer l’impact global des différences provinciales, nous effectuons des régressions logistiques avec les variables dépendantes *cause-argent*, *cause-heures* et *cause-arrêt*. Comme ci-dessus, le groupe de référence utilisé pour le tableau 12 est Terre-Neuve-et-Labrador. Parmi les dix provinces canadiennes, les répondants du Québec sont parmi les moins susceptibles de déclarer avoir subi des difficultés financières en raison de la prestation de soins aux aînés (seule l’Î.-P.-É. a un coefficient estimatif inférieur) ; les Québécois se situent dans la moyenne en ce qui concerne la réduction du nombre d’heures travaillées ; et ils comptent parmi les moins susceptibles d’avoir cessé de travailler (encore une fois, seule l’Î.-P.-É. le surpasse).

Nous répétons l’analyse ci-dessus en combinant les huit provinces, à l’exclusion du Québec et de l’Ontario, comme groupe de référence. Comme le montre le tableau 13, les coefficients du Québec sont tous significativement négatifs. L’interprétation de ces résultats est que, par rapport aux huit provinces plus petites, les Québécois sont moins susceptibles de déclarer des difficultés financières, une réduction des heures de travail ou un arrêt de travail en raison

Tableau 12 – Comparaison provinciale I

Variable	cause-argent		cause-heures		cause-arrêt	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Province						
PE	-0,414	0,367	0,266	0,358	-0,258	0,502
NS	0,384	0,306	0,637**	0,266	0,465	0,417
NB	0,126	0,307	-0,124	0,277	-0,198	0,402
QC	-0,376	0,273	0,406*	0,239	-0,221	0,348
ON	0,222	0,261	0,555**	0,232	-0,078	0,339
MB	-0,008	0,297	0,432	0,263	-0,138	0,385
SK	-0,366	0,332	0,314	0,264	0,086	0,406
AB	-0,002	0,286	0,742***	0,245	0,677**	0,336
BC	0,279	0,271	0,818***	0,240	0,290	0,328
Statistique F	F(38)	3,130***	F(38)	5,600***	F(38)	3,860***

Remarque : Le tableau présente les résultats des régressions logistiques avec cause-argent, cause-heures et cause-arrêt comme variables dépendantes. Les variables de régression comprennent les variables muettes provinciales ainsi que les variables de contrôle supplémentaires pour les années, le niveau de scolarité et le groupe de population. (Les variables de contrôle supplémentaires utilisées sont les mêmes que celles énumérées dans le tableau C.6.)

de la prestation de soins aux aînés. Les répondants de l'Ontario ne se distinguent pas du reste du Canada pour toutes les catégories, sauf celle de l'arrêt de travail, pour laquelle ils sont plus semblables aux répondants du Québec.

Selon ce critère, le Québec a bien réussi à alléger le fardeau des soins aux aînés par rapport à ses homologues provinciaux. Ces résultats sont cohérents avec l'idée voulant qu'il y ait quelque chose, à propos des Québécois ou de leur culture, qui allège le fardeau de la prestation des soins aux aînés. Par ailleurs, il se peut que la politique gouvernementale du Québec ait réduit les coûts pour les prestataires de soins.

Tableau 13 – Comparaison provinciale II

Variable	cause-argent		cause-heures		cause-arrêt	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
ON	0,084	0,125	-0,092	0,101	-0,421**	0,186
QC	-0,510***	0,158	-0,229*	0,120	-0,555**	0,240
Statistique F	F(31)	3,460***	F(31)	5,930***	F(31)	4,250***

Remarque : Ce tableau reprend l’analyse du tableau 12 en combinant les huit provinces, à l’exclusion du Québec et de l’Ontario, comme groupe de référence.

7 Les conditions du marché du travail ont-elles un effet sur la fourniture de soins ?

Le modèle théorique présenté à l’annexe A prévoit que les facteurs liés au marché du travail affecteront la prestation de soins aux personnes âgées. En particulier, un marché du travail plus tendu – un taux d’emploi élevé – augmenterait le coût d’opportunité de la prestation de soins aux personnes âgées et devrait donc réduire la probabilité qu’un individu fournisse des soins aux personnes âgées, et ceux qui fournissent de tels soins sont censés réduire leurs heures de soins aux personnes âgées.

Dans cette section, nous examinons si les conditions du marché du travail local ont une incidence sur la prestation de soins aux personnes âgées, tant au niveau de la marge extensive que de la marge intensive.

7.1 Indicateurs d’emploi

BLANCHARD et KATZ (1992) se concentrent sur l’emploi local lorsqu’ils analysent les conditions du marché du travail local aux États-Unis. Plus important encore, dans le contexte du marché du travail canadien, CLEMENS et PALACIOS (2018) soutiennent que dans le contexte actuel où le taux de participation au marché du travail est en baisse, le taux d’emploi est un meilleur indicateur des conditions du marché du travail que le taux de chômage.

Conformément à ces travaux, nous nous concentrons sur trois principaux indicateurs des marchés du travail locaux basés sur l’emploi. Ces indicateurs sont construits à partir de données chronologiques de Statistique Canada.³ À la manière de BLANCHARD et KATZ (1992), les indicateurs sont définis par rapport à des données globales.

1. Le premier indicateur est le *taux d’emploi relatif* d’une province. Cet indicateur est mesuré par le taux d’emploi d’une province (c’est-à-dire l’emploi en tant que fraction de la population en âge de travailler) par rapport à la moyenne canadienne :

$$e_{j,t} = \frac{\tilde{e}_{j,t}}{\bar{e}_t}, \quad (3)$$

où $\tilde{e}_{j,t}$ représente le taux d’emploi de la province j au temps t , et \bar{e}_t représente le taux d’emploi agrégé au temps t .

2. Le deuxième indicateur est la *croissance du taux d’emploi relatif* :

$$\Delta e_{j,t} = e_{j,t} - e_{j,t-2}. \quad (4)$$

Il convient de noter que, comme l’ELIA est réalisée tous les deux ans, les changements sont définis à une fréquence de deux ans.

3. Le troisième indicateur est la *croissance locale de l’emploi* dans une province. Cet indicateur est proposé par BLANCHARD et KATZ (1992) comme mesure des conditions du marché du travail local dans le contexte des États américains. Il est construit comme le changement du logarithme du ratio de l’emploi local par rapport à l’emploi global. Comme le ratio est logarithmique, cet indicateur est simplement l’écart en pourcentage de l’emploi provincial par rapport à son homologue national. Plus précisément, à l’instar de BLANCHARD et KATZ (1992), nous définissons la croissance relative de

3. Ces données peuvent être consultées à l’adresse <https://doi.org/10.25318/1410009001-fra>. Elles sont basées sur l’Enquête sur la population active, la population cible étant la population non institutionnalisée âgée de 15 ans et plus. Les définitions des données sont indiquées dans le *Guide de l’Enquête sur la population active* de Statistique Canada, à l’adresse <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/71-543-g/71-543-g2018001-fra.htm>.

l'emploi de la province j au cours de l'année t comme suit :

$$\Delta \mathcal{E}_{j,t} = \ln \left(\frac{E_{j,t}}{\bar{E}_t} \right) - \ln \left(\frac{E_{j,t-2}}{\bar{E}_{t-2}} \right), \quad (5)$$

où $E_{j,t}$ correspond au total de l'emploi (soit le nombre de personnes au travail) de la province j au cours de l'année t ; et \bar{E}_t correspond à l'emploi dans l'ensemble du Canada au cours de l'année t .

Les statistiques récapitulatives des trois indicateurs ci-dessus sont présentées dans le tableau 14. Il n'est pas surprenant que la moyenne de l'indicateur du taux d'emploi relatif soit proche de un, puisqu'il est défini comme le ratio des taux locaux et agrégés. Les moyennes des deux autres indicateurs sont proches de zéro, car ils sont définis comme le logarithme de la croissance par rapport à leur croissance nationale respective. Cependant, ce qui est important pour notre analyse, c'est l'ampleur de l'écart-type de ces indicateurs. Le taux d'emploi relatif $e_{j,t}$ présente la volatilité la plus élevée, avec un coefficient de variation de 7,3 %.⁴

En pourcentage, l'écart-type des indicateurs qui saisissent les changements dans le taux d'emploi relatif et l'emploi ($\Delta e_{j,t}$ et $\Delta \mathcal{E}_{j,t}$) est faible, à savoir 1,6 % et 2,2 %, respectivement. Bien que ces chiffres soient faibles, nous avons pu mesurer les effets significatifs de l'emploi local sur les heures de soins aux personnes âgées, comme le montre le tableau ci-dessous.

Tableau 14 – Indicateurs du marché du travail local, 2014–2018

<i>Indicateurs</i>	<i>Notation</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart type</i>
taux d'emploi relatif	$e_{j,t}$	0,985	0,072
croissance du taux d'emploi relatif	$\Delta e_{j,t}$	-0,005	0,016
croissance de l'emploi	$\Delta \mathcal{E}_{j,t}$	-0,011	0,022

Remarque : Le tableau montre la moyenne et l'écart type des indicateurs du marché du travail.

4. Le coefficient de variation est la variance par rapport à la moyenne.

7.2 Données empiriques

Pour examiner si les dispositions relatives aux soins aux personnes âgées réagissent aux conditions du marché du travail local, nous envisageons des régressions logistiques pour la variable *prestataire de soins* et une régression MCO pour le logarithme des heures de soins aux personnes âgées, en incluant un des indicateurs ci-dessus comme variable indépendante, ainsi que d'autres caractéristiques observables. Plus précisément, nous considérons les mêmes modèles que dans les tableaux C.4 et C.6, en remplaçant les variables muettes provinciales par un indicateur du marché du travail local.

Les résultats sont résumés dans le tableau 15, qui ne présente que les coefficients relatifs aux conditions du marché du travail. Les principales conclusions sont les suivantes :

1. Aucune des variables relatives aux conditions du marché du travail régional n'a d'effet significatif sur la probabilité de fournir des soins aux personnes âgées (voir la partie supérieure du tableau 15).
2. Les trois variables des conditions régionales du marché du travail ont des effets significatifs et négatifs sur les heures de soins dans l'échantillon uniquement composé de femmes ; pour les autres échantillons, les coefficients ne sont pas significatifs.

Nos conclusions selon lesquelles des taux d'emploi et une croissance régionale plus élevés pourraient réduire les heures de soins pour les femmes, mais pas pour les hommes, pourraient potentiellement être liées aux différences entre les sexes dans les heures de soins fournies, une conclusion qui fait écho à celles trouvées ailleurs dans la littérature (voir la discussion dans la section 2)). Dans notre échantillon, les hommes fournissent en moyenne 9,7 heures de soins par semaine, contre 14,4 heures pour les femmes. Cette plus grande quantité de soins prodigués par les femmes pourrait entraîner une plus grande variation de leurs heures de soins, ce qui pourrait se traduire par un impact plus prononcé des conditions du marché local sur leurs heures de soins.

Tableau 15 – Marché du travail régional et soins aux personnes âgées

Variable dépendante	Variable indépendante clé	Hommes et Femmes		Hommes		Femmes	
		Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Prestataire de soins	taux d'emploi relatif	0,416	0,431	0,366	0,433	-0,331	0,377
	croissance du taux d'emploi relatif	-0,750	1,806	-0,479	1,811	2,362	1,678
	croissance de l'emploi	0,951	1,419	0,828	1,427	1,611	1,326
Log des heures de soins	taux d'emploi relatif	-0,241	0,422	-0,214	0,418	-1,207***	0,445
	croissance du taux d'emploi relatif	-1,246	1,821	-1,502	1,829	-3,365*	1,860
	croissance de l'emploi	-1,658	1,457	-1,776	1,465	-4,915***	1,488

Remarque : Ce tableau examine les régressions logistiques pour les *prestataires de soins* et les régressions MCO pour le logarithme des heures de soins aux personnes âgées, tout en incluant les indicateurs du marché du travail comme variables indépendantes, ainsi que d'autres caractéristiques observables. Plus précisément, nous considérons les mêmes modèles que dans les tableaux C.4 et C.6, sauf que nous remplaçons les variables muettes provinciales par un indicateur du marché du travail régional.

7.3 Résumé

Bien que l'ELIA 2014–2018 ne couvre aucune récession canadienne, les différences entre les provinces canadiennes nous donnent quelques indices sur les effets des cycles économiques sur les décisions en matière de soins aux aînés. Dans l'ensemble, les résultats du tableau 15 montrent que lorsque le marché du travail – et, par extension, l'économie dans son ensemble – se porte bien, les femmes réduisent le temps qu'elles consacrent aux soins aux aînés. Il n'existe aucune preuve statistiquement significative que les décisions des femmes ou des hommes en matière de soins aux personnes âgées soient influencées par la situation économique. La non-significativité de certains effets présentés dans le tableau 15 peut s'expliquer en grande partie par le fait que l'analyse porte sur une période relativement courte, correspondant aux vagues 2014–2018 de l'ELIA, au cours de laquelle les économies régionales ont été relativement stables.

8 Conclusion

Il est généralement admis que les soins formels aux personnes âgées fournis par des établissements tels que les centres d'hébergement et de soins de longue durée sont non seulement coûteux, mais aussi inférieurs aux soins de proximité. Étant donné qu'une grande partie du coût des soins formels aux personnes âgées est assumée par les provinces, des pressions fiscales s'exercent pour que les soins formels soient remplacés par des soins de proximité. Jusqu'à présent, l'essentiel des soins de proximité a été pris en charge par des prestataires de soins informels non rémunérés. Le présent rapport a utilisé les données canadiennes de l'ELIA pour évaluer certaines des implications de la prestation de soins informels sur le marché du travail.

Il en ressort, tout d'abord, que 3,5 % des aidants naturels déclarent avoir cessé de travailler en raison de leur rôle d'aidant. Le fait que les aidants réduisent leur participation au marché du travail est conforme aux conclusions de la littérature. Sur le plan empirique, nous

constatons un effet négatif mais non significatif de la prestation de soins sur la probabilité d'emploi. Il est possible que nos estimations soient statistiquement non significatives en raison du petit nombre d'aidants de l'échantillon qui arrêtent de travailler.⁵ Il est également possible que certaines caractéristiques individuelles – que nous contrôlons – expliquent la propension à arrêter de travailler pour s'occuper de personnes âgées.

Deuxièmement, 14 % des prestataires de soins déclarent avoir réduit leurs heures de travail en raison de la prestation de soins. Empiriquement, nous constatons que les prestataires de soins travaillent, en moyenne, 2,7 % à 4 % d'heures en moins que les non-aidants et que cet effet est statistiquement significatif. Enfin, nous constatons que les prestataires de soins ont un revenu salarial plus élevé, de 4,4 % à 6,5 %, et que, parmi les prestataires de soins, ceux qui gagnent un salaire plus élevé fournissent moins d'heures de soins aux personnes âgées.

Bien que notre analyse ait examiné les effets sur les marges extensive et intensive (c'est-à-dire l'emploi et les heures travaillées), les vagues de l'ELIA relativement peu nombreuses et la taille limitée de l'échantillon rendent difficile l'analyse de la marge extensive, étant donné qu'il n'y a pas beaucoup de personnes qui changent de statut d'emploi. Néanmoins, l'analyse révèle des effets significatifs dans la marge extensive, concernant en particulier les personnes qui prodiguent des soins aux personnes âgées et les charges économiques associées.

Les effets de la prestation de soins aux personnes âgées sur l'emploi peuvent être durables. La recherche montre que certaines des personnes qui quittent le marché du travail pour s'occuper de personnes âgées le font en prenant leur retraite. En outre, il est bien connu que les travailleurs âgés – qui caractérisent les prestataires de soins – ont des taux de recherche d'emploi plus faibles et qu'il leur faudra donc plus de temps pour retrouver un emploi une fois leur période de soins terminée. Quitter un emploi entraîne la perte d'avantages sociaux, la diminution des pensions futures, tant privées que publiques, et peut avoir une incidence sur l'admissibilité à l'assurance-emploi et sur le montant des prestations. Par ailleurs, le simple

5. Parmi les répondants, 17,3 % sont des prestataires de soins, dont 3,5 % déclarent avoir cessé de travailler en raison de leurs tâches de soins. Cela signifie que 0,6 % des personnes interrogées sont des prestataires de soins qui ont cessé de travailler.

fait de travailler moins d'heures peut être considéré par un employeur comme reflétant un engagement moindre dans le travail, ce qui entraîne une plus grande insécurité de l'emploi et moins de promotions. En raison de ces facteurs et du peu d'économies réalisées, les aidants actuels pourraient à l'avenir dépendre davantage des compléments de revenus et des soins fournis par l'État.

Il y a trois considérations notables que notre rapport n'aborde pas directement. Premièrement, nous ne disposons d'aucune mesure des dépenses encourues par les prestataires de soins. Le fait que 9 % des prestataires de soins fassent état de difficultés financières liées à la prestation de soins sous-estime sans aucun doute la mesure dans laquelle les prestataires de soins supportent des coûts financiers directs. Deuxièmement, on sait que la prestation de soins entraîne un certain nombre de problèmes de santé. Dans une étude portant sur une entreprise ayant son siège dans le nord-est des États-Unis, METLIFE (2010) a constaté que les prestataires de soins sont plus susceptibles de déclarer un état de santé moyen ou médiocre, dont des problèmes de dépression, de diabète, d'hypertension ainsi que des maladies pulmonaires. Dans l'ensemble, les coûts de santé des aidants naturels sont supérieurs de 8 %. Dans le contexte canadien, une grande partie de ces coûts de santé plus élevés sera payée par les gouvernements provinciaux. Troisièmement, un ensemble de données idéal comprendrait des informations appariées sur les prestataires et les bénéficiaires de soins. Malheureusement, l'ELIA ne porte que sur les prestataires de soins et ne fournit donc aucune information sur les caractéristiques des bénéficiaires de soins, telles que le revenu, le patrimoine, l'état civil, la présence d'autres prestataires de soins potentiels et les besoins en matière de soins. C'est en raison de ces limitations que nous nous sommes concentrés sur l'incidence de la prestation de soins et sur les heures de soins. Parmi les avantages de l'ELIA, citons : un lien avec les indicateurs du marché du travail ; des questions concernant la charge financière, l'emploi et les heures de travail liées à la prestation de soins ; et un ensemble de données de panel (observations répétées sur les individus au fil du temps).

A Une théorie simple des décisions en matière de soins aux aînés

Considérons le cas d'une famille composée d'un enfant d'âge moyen et d'un parent âgé qui a besoin de soins.⁶ Pour l'analyse graphique qui suit, le problème est statique : il se produit à un moment donné. L'enfant peut travailler à temps plein (noté F), à temps partiel (P) ou pas du tout (N).

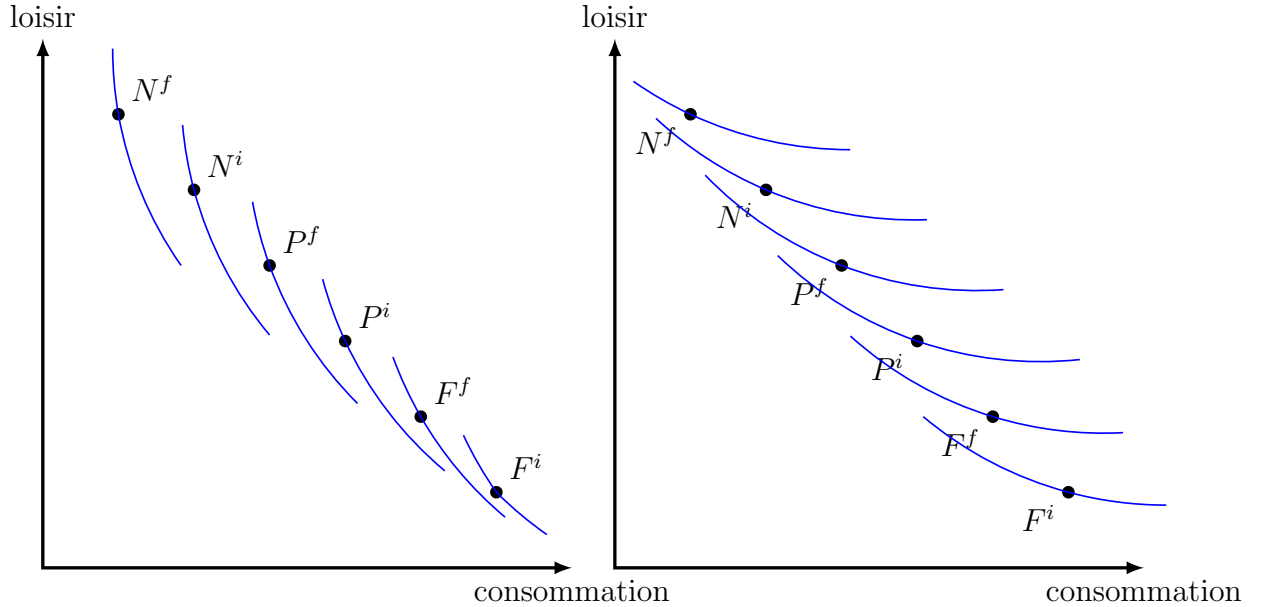
Si l'enfant travaille à temps plein (ce qui correspond, par exemple, à une semaine de 40 heures), il perçoit un revenu salarial « complet » ; s'il travaille à temps partiel (20 heures par semaine), il perçoit la moitié de son revenu salarial. Bien entendu, si l'enfant ne travaille pas, il ne perçoit aucun revenu salarial. Toutefois, l'enfant perçoit également un revenu extérieur, non salarial, de sorte qu'une consommation positive est possible même si l'enfant ne travaille pas.

L'enfant prend également une décision concernant la prise en charge de son parent, qu'elle soit formelle (notée f) ou informelle (i). Si l'enfant choisit d'assumer lui-même la prestation de soins, il n'a pas à déboursier d'argent, mais doit renoncer à des loisirs. Dans le cas contraire, le choix d'une prise en charge formelle n'utilise pas le temps de l'enfant, mais entraîne une dépense (et donc une réduction de la consommation).

Dans les figures de cette section, nous supposons que la seule façon de varier les heures de travail est de passer d'un emploi à temps plein à un emploi à temps partiel ou à un non-emploi. De même, les soins formels aux personnes âgées entraînent une dépense fixe, tandis que les soins informels requièrent une quantité fixe de temps de la part de l'enfant. Comme le montre la figure [A.1](#), six combinaisons de consommation et de loisirs s'offrent

6. Pour l'analyse graphique qui suit, nous assumons que les préférences sont celles de la famille et que l'enfant et le parent prennent des décisions conjointement ; voir SKIRA (2015) pour une approche similaire. Alternativement, on pourrait envisager un cadre dans lequel le parent et l'enfant ont des préférences distinctes avec des intérêts potentiellement conflictuels. Ce cadre introduit des éléments de négociation et la possibilité de multiples équilibres comme dans SLOAN, PICONE et HOERGER (1997). La présence de plusieurs enfants introduit aussi des considérations stratégiques, y compris des décisions de localisation des enfants, comme dans RAINER et SIEDLER (2012).

Figure A.1 – Problème de l'enfant

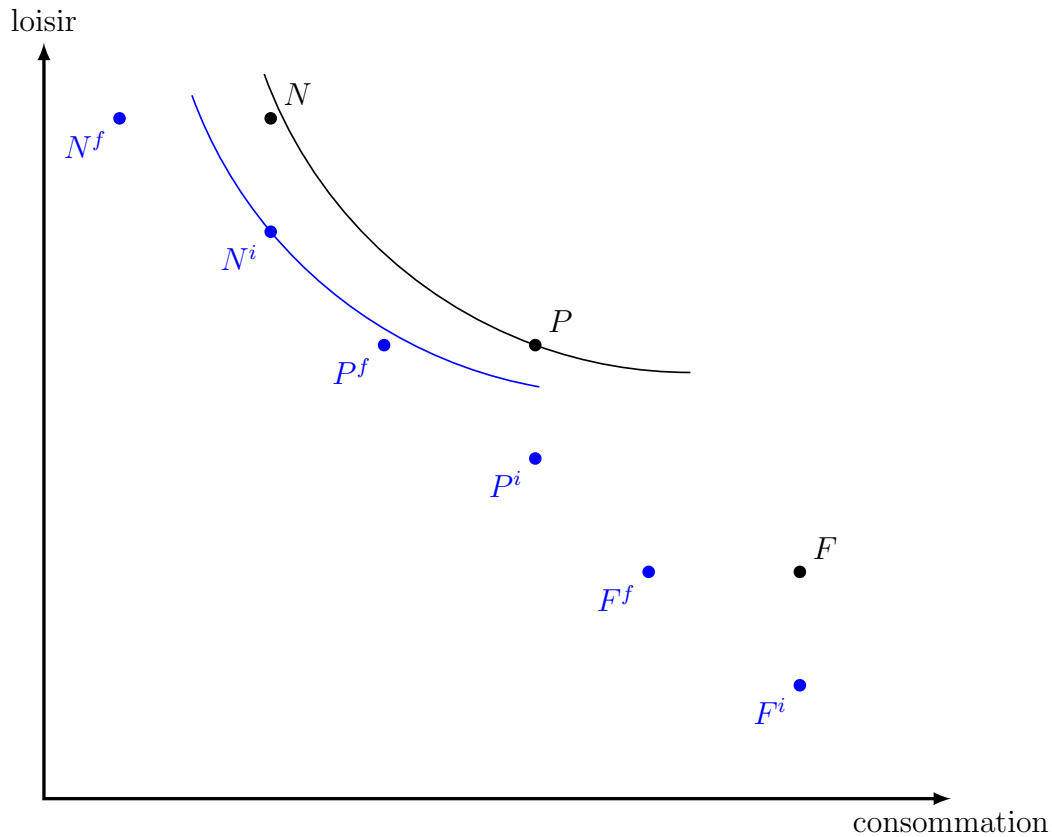


à l'enfant. Les points sont étiquetés, tout d'abord, en fonction du statut de l'emploi, puis, à l'aide d'un exposant, en fonction du type de prise en charge des soins. Par exemple, P^f indique un emploi à temps partiel et le recours à des soins formels.

Le premier résultat est que, compte tenu de son salaire, du temps requis pour les soins informels et du coût des soins formels, la combinaison optimale de consommation et de loisirs de l'enfant dépend de ses préférences. En supposant des préférences en matière de consommation et de loisirs standards, il y aura une famille de courbes d'indifférence passant par les points de la figure A.1. L'utilité est croissante vers le haut et vers la droite : plus de consommation étant préférable à moins de consommation ; et plus de loisirs étant préférables à moins de loisirs. La figure A.1 illustre deux familles de courbes d'indifférence. Pour l'ensemble le plus raide du panneau de gauche, le choix optimal est associé au point F^i : l'enfant travaille à temps plein et fournit des soins informels. Dans ce cas, les biens ont plus de valeur que le temps dans la mesure où l'enfant doit recevoir beaucoup plus de temps de loisir pour renoncer à une unité de consommation. Par conséquent, il choisit de travailler à temps plein, car il accorde plus de valeur aux biens reçus qu'au temps de loisir sacrifié (par rapport au travail à temps partiel ou au non-emploi). De même, l'enfant choisit

les soins informels plutôt que les soins formels parce qu'il accorde plus de valeur aux biens sacrifiés en recourant aux soins formels qu'au temps consacré aux soins informels. L'inverse se produit lorsque les courbes d'indifférence sont beaucoup plus plates : le temps de loisir a plus de valeur que les biens, alors l'enfant préfère ne pas travailler du tout et acheter des soins formels (point N^f).

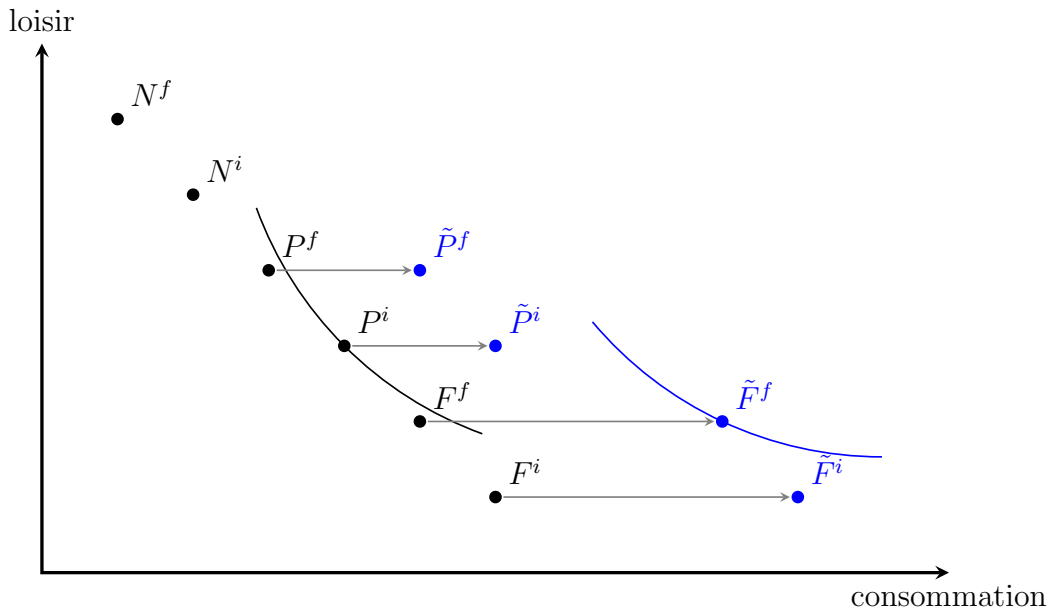
Figure A.2 – L'effet des soins aux personnes âgées sur la participation à la force de travail



Ce cadre simple peut être utilisé pour réfléchir à un certain nombre de scénarios. Pour commencer, considérons deux personnes identiques à tous les égards, à une exception près : Marie doit s'occuper d'une personne âgée, alors que Judy, non. Dans la figure A.2, Marie choisit parmi les points noirs ; comme le montre le graphique, elle choisit de travailler à temps partiel (point P). Judy, quant à elle, choisit parmi les points bleus. Remarquez que, pour travailler à temps partiel, Judy devrait soit renoncer à une partie de sa consommation pour acheter des soins formels (point P^f), soit renoncer à une partie de son temps libre pour

fournir des soins informels (point P^i). Il s'avère que Judy a tout intérêt à ne pas travailler et à consacrer du temps aux soins informels (point N^i). Cette analyse montre que les exigences en matière de soins aux personnes âgées peuvent influencer sur la participation d'un individu au marché du travail.

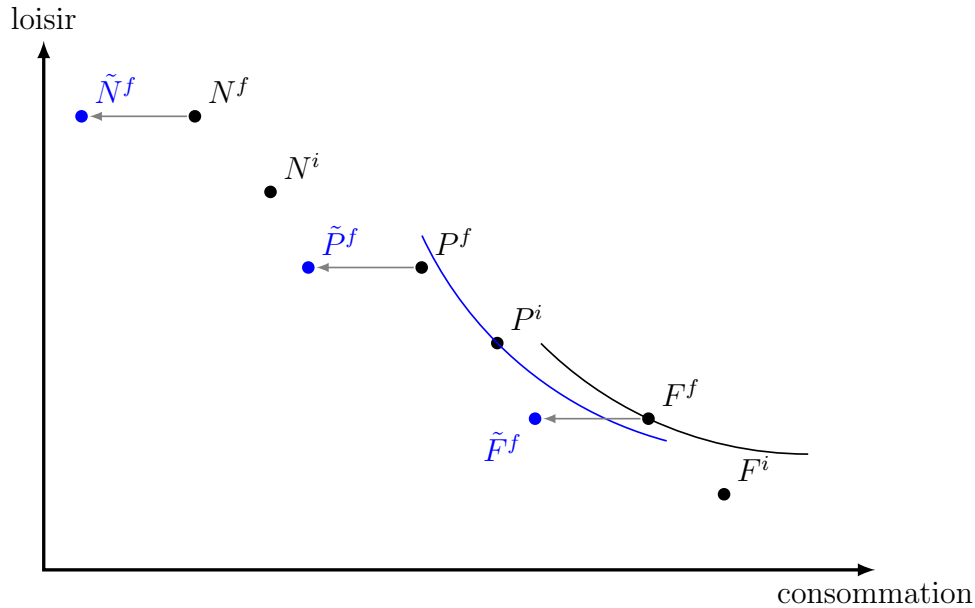
Figure A.3 – Salaire plus élevé



Maintenant, quels sont les effets des changements de salaire ou de revenu sur l'offre de soins et d'heures de travail? Dans un premier temps, les choix de l'enfant sont représentés par les points noirs de la figure A.3. Dans ce cas, la maximisation de l'utilité implique que l'enfant choisira le point P^i : travailler à temps partiel et fournir des soins informels aux personnes âgées. Supposons maintenant que le salaire de l'enfant double, de sorte que son revenu double. Les nouvelles possibilités qui s'offrent à lui sont résumées par les points bleus de la figure A.3. Les combinaisons de consommation-loisirs associées au non-emploi, N^f et N^i , ne changent pas ; celles correspondant au travail à temps partiel, \tilde{P}^f et \tilde{P}^i , se déplacent vers la droite ; et le travail à temps plein déplace les points F^f et F^i plus à droite vers \tilde{F}^f et \tilde{F}^i . Étant donné ces préférences, l'enfant maximise maintenant son utilité en choisissant le point \tilde{F}^f : travailler à temps plein et recourir à des soins formels aux personnes âgées. En d'autres termes, non seulement une augmentation du salaire peut induire une réponse

de l'offre de travail (passage du temps partiel au temps plein), mais elle peut aussi susciter un changement dans le mode de prestation des soins aux personnes âgées (passage des soins informels aux soins formels).

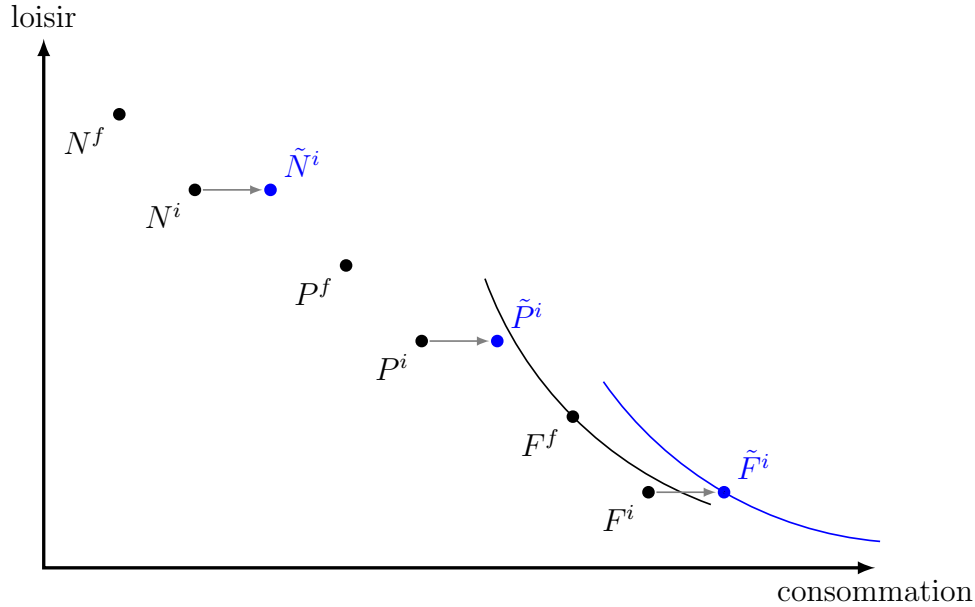
Figure A.4 – Soins formels plus coûteux



Considérons ensuite les effets d'une hausse des prix des soins formels. Comme le montre la figure A.4, une telle augmentation déplace vers la gauche les points associés au recours aux soins formels (N^f , P^f et F^f). Si cette augmentation est suffisamment importante, l'enfant préférera les soins informels aux soins formels. Comme indiqué, l'enfant passera également d'un emploi à temps plein à un emploi à temps partiel. Toutefois, si les courbes d'indifférence sont plus raides, l'enfant choisira le travail à temps plein (et les soins informels aux personnes âgées).

Enfin, supposons que le gouvernement offre un crédit d'impôt aux personnes qui fournissent des soins informels aux personnes âgées. Dans ce cas, les points correspondant à la fourniture de soins informels (N^i , P^i et F^i) se déplacent vers la droite, comme le montre la figure A.5. Une telle politique fait passer l'enfant de l'utilisation des soins formels à la fourniture de soins informels (du point F^f au point \tilde{F}^i). Comme indiqué ci-dessus, le choix entre le travail à temps plein et le travail à temps partiel dépend en partie des préférences (la pente

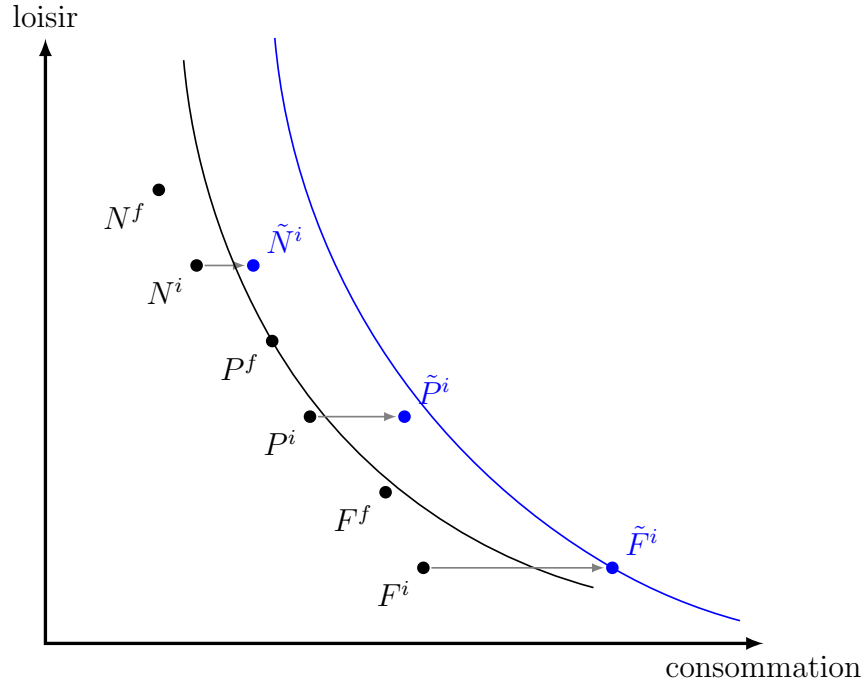
Figure A.5 – Crédit d'impôt pour les soins informels



des courbes d'indifférence). Naturellement, le degré de déplacement des différents points de la figure A.5 dépend de la manière dont la politique est mise en œuvre. Le cas dessiné correspond à une augmentation forfaitaire (fixe) du revenu (et donc de la consommation) pour ceux qui consacrent du temps aux soins informels. Si le crédit d'impôt est proportionnel au revenu, le déplacement horizontal du point F^i sera plus important que celui du point P^i , et tous deux seront plus importants que le déplacement du point N^i . C'est le cas décrit dans la figure A.6, où l'enfant passe d'un travail à temps partiel et d'un recours aux soins formels à un travail à temps plein et à des soins informels.

En résumé : Premièrement, les soins aux personnes âgées peuvent affecter la participation au marché du travail, entraînant le passage d'un travail à temps plein à un travail à temps partiel, voire à la non-participation. Deuxièmement, un salaire plus élevé peut entraîner le passage d'un travail à temps partiel à un travail à temps plein, ou d'une non-participation à un travail à temps partiel, et celui des soins formels aux soins informels. Troisièmement, des soins formels plus coûteux devraient conduire à une substitution des soins informels aux soins formels, ainsi qu'à un passage du travail à temps plein au travail à temps partiel (ou, peut-être, à la non-participation). Enfin, un crédit d'impôt accordé aux prestataires de soins

Figure A.6 – Crédit d’impôt pour les soins informels



informels peut, s’il est suffisamment important, induire l’échange des soins informels contre des soins formels. Ces deux dernières prédictions peuvent révéler des différences dans les politiques publiques des différentes provinces en matière de soins aux personnes âgées.

L’Annexe B développe des prédictions à partir d’une approche plus mathématique de l’analyse des soins aux personnes âgées dans laquelle les heures travaillées, les soins formels et le temps consacré aux soins informels peuvent varier de façon continue. Nous y montrons qu’un salaire plus élevé augmente le nombre d’heures travaillées, réduit le temps consacré aux soins informels aux personnes âgées et augmente le recours aux soins formels ; et qu’un revenu exogène ou un patrimoine plus élevé réduit le nombre d’heures travaillées tout en augmentant les soins formels et informels.

B Une théorie plus mathématique des décisions en matière de soins aux personnes âgées

La présente annexe développe les prévisions économiques d'un modèle plus complexe de choix du consommateur et de soins aux personnes âgées que celui de l'annexe A. Nous nous intéressons particulièrement aux effets des changements de salaire sur les heures travaillées et le temps consacré aux soins aux personnes âgées, mais nous développons aussi un certain nombre de prédictions supplémentaires.

Une fois de plus, nous considérons le cas d'une famille composée d'un enfant d'âge moyen et d'un parent âgé nécessitant des soins. Comme dans l'annexe A, l'analyse est simplifiée par l'examen d'un problème statique. Les préférences de l'enfant sont résumées par

$$U = u(c) + v(1 - h - x) + z(x, k), \quad (\text{B.1})$$

où c représente la consommation de l'enfant, h son temps de travail, x le temps consacré aux soins aux personnes âgées et k les intrants achetés sur le marché des soins aux personnes âgées, qui peuvent inclure des soins formels. Les fonctions u , v et z déterminent la valeur que l'enfant accorde respectivement à la consommation, aux loisirs et aux soins aux personnes âgées. Ces fonctions sont strictement concaves, croissantes par rapport à leurs arguments, au moins deux fois continûment différentiables, et satisfont aux conditions d'Inada.

Le problème de l'enfant est de maximiser son utilité dans B.1 compte tenu de sa contrainte budgétaire,

$$c = y + wh - k \quad (\text{B.2})$$

où y est le revenu non lié au travail—en général, celui-ci reflète le patrimoine de la famille.

Si l'on remplace par B.2 la consommation, c , dans B.1, le problème de l'enfant peut être exprimé comme suit :

$$\max_{h,x,k} \{u(y + wh - k) + v(1 - h - x) + z(x, k)\}. \quad (\text{B.3})$$

Les conditions de premier ordre associées sont les suivantes :

$$h : \quad wu'(y + wh - k) - v'(1 - h - x) = 0 \quad (\text{B.4})$$

$$x : \quad -v'(1 - h - x) + z_1(x, k) = 0 \quad (\text{B.5})$$

$$k : \quad -u'(y + wh - k) + z_2(x, k) = 0 \quad (\text{B.6})$$

où ' représente la dérivée première d'une fonction d'une seule variable, et z_i est la dérivée de la fonction z par rapport à sa $i^{\text{ème}}$ entrée.

En fait, B.4, B.5 et B.6 définissent des solutions pour les heures travaillées, h , le temps consacré aux soins aux personnes âgées, x , et les biens utilisés pour les soins aux personnes âgées, k . Par conséquent, nous pouvons différencier ce système d'équations, qui peut être écrit de manière concise à l'aide de la notation matricielle :

$$\underbrace{\begin{bmatrix} w^2u'' + v'' & v'' & -wu'' \\ v'' & v'' + z_{11} & z_{12} \\ 0 & z_{12} & u'' + z_{22} \end{bmatrix}}_A \begin{bmatrix} dh \\ dx \\ dk \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -(u' + wu'')dw - wu''dy \\ 0 \\ (h + w)u''dw + u''dy \end{bmatrix} \quad (\text{B.7})$$

où les arguments des différentes fonctions ont été supprimés pour éviter des expressions trop longues. Supposons que les conditions de second ordre pour un maximum soient respectées : les éléments diagonaux de A sont négatifs, le déterminant, $|A|$, est négatif et les mineurs principaux de second ordre sont positifs :

$$(w^2u'' + v'')(v'' + z_{11}) - (v'')^2 > 0 \quad (\text{B.8})$$

$$(w^2u'' + v'')(u'' + z_{22}) > 0 \quad (\text{B.9})$$

$$(v'' + z_{11})(u'' + z_{22}) - z_{12}^2 > 0 \quad (\text{B.10})$$

En utilisant des méthodes standard de l'algèbre matricielle,

$$\frac{\partial h}{\partial w} = \frac{-(u' + whu'')[(v'' + z_{11})(u'' + z_{22}) - z_{12}^2] + v''z_{12}(h + w)u'' + wu''(v'' + z_{11})(h + w)u''}{|A|} \quad (\text{B.11})$$

$$\frac{\partial x}{\partial w} = \frac{-wu''v''(h + w)u'' - (h + w)u''z_{12}(w^2u'' + v'') + (u' + whu'')v''(u'' + z_{22})}{|A|} \quad (\text{B.12})$$

$$\frac{\partial k}{\partial w} = \frac{(h + w)u''[(w^2u'' + v'')(v'' + z_{11}) - (v'')^2] - (u' + whu'')v''z_{12}}{|A|} \quad (\text{B.13})$$

Concernant le signe de ces expressions, rappelons que toutes les fonctions sont strictement concaves et que leurs dérivées secondes sont donc négatives. Pour signer ces expressions sans ambiguïté, nous avançons deux hypothèses supplémentaires :

1. $z_{12} = 0$. Cette condition est certainement respectée si les soins aux personnes âgées sont un agrégat Cobb-Douglas de temps, x , et de facteurs de marché, k , et si l'utilité des soins aux personnes âgées est logarithmique : $z(x, k) = \ln(x^\alpha k^\theta) = \alpha \ln x + \theta \ln k$ avec $\alpha, \theta > 0$.
2. $u' + whu'' > 0$. Quand l'utilité de consommation est $u(c) = \frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}$,

$$u' + whu'' = c^{-\sigma} \left(1 - \sigma \frac{wh}{c} \right), \quad (\text{B.14})$$

Cette expression est positive lorsque :

- (a) $wh < c$, ce qui est probablement vrai lorsque le revenu non lié au travail, y , est suffisamment important ; et
- (b) σ n'est pas beaucoup plus grand que 1. Par convention, le paramètre σ est appelé coefficient d'aversion relative au risque. $\sigma = 1$ correspond à des préférences logarithmiques, une fonction d'utilité couramment utilisée.

Étant donné ces hypothèses,

1. $\partial h / \partial w > 0$: les heures travaillées augmentent avec le salaire. Dans l'analyse conventionnelle (c'est-à-dire sans les soins aux personnes âgées), l'effet d'une augmentation du salaire peut être décomposé en un effet de revenu (qui réduit le nombre d'heures

travaillées) et un effet de substitution (qui augmente le nombre d'heures travaillées). Les économistes du travail constatent généralement que l'effet de substitution domine l'effet de revenu.

2. $\partial x/\partial w < 0$: le temps consacré aux soins aux personnes âgées diminue avec le salaire.
3. $\partial k/\partial w > 0$: l'utilisation des intrants pour les soins aux personnes âgées, comme les soins formels, augmente avec le salaire.

Il convient de noter que les deux dernières prédictions sont valables sous les mêmes hypothèses que celles qui impliquent que les heures travaillées augmentent avec le salaire.

Nous pouvons obtenir des prévisions similaires pour les effets d'un changement de y , qui représente soit le revenu non salarial, soit le patrimoine :

$$\frac{\partial h}{\partial y} = \frac{-wu''(v'' + z_{11})z_{22} + u''v''z_{12} + wu''z_{12}^2}{|A|} \quad (\text{B.15})$$

$$\frac{\partial x}{\partial y} = \frac{wu''v''z_{22} - (w^2u'' + v'')u''z_{12}}{|A|} \quad (\text{B.16})$$

$$\frac{\partial k}{\partial y} = \frac{u''[(w^2u'' + v'')(v'' + z_{11}) - (v'')^2] - wu''v'' + z_{12}}{|A|}. \quad (\text{B.17})$$

En invoquant à nouveau les hypothèses ci-dessus, y compris les conditions de second ordre :

1. $\partial h/\partial y < 0$: l'effet de revenu « pur » implique qu'une augmentation du revenu non salarial réduit le nombre d'heures travaillées.
2. $\partial x/\partial y > 0$: dans les familles plus riches, davantage de temps sera consacré aux soins aux personnes âgées.
3. $\partial k/\partial y > 0$: les familles plus aisées recourront davantage aux intrants du marché des soins aux personnes âgées, y compris les soins formels.

C Tableaux complémentaires

L'annexe contient des détails supplémentaires sur les variables utilisées dans l'analyse ainsi que des tableaux complets et complémentaires.

Tableau C.1 – Classification du plus haut niveau de scolarité achevé

Catégorie de niveau de scolarité	Niveau de scolarité consigné par l'ELIA
Niveau inférieur au diplôme d'études secondaires	<ul style="list-style-type: none"> — aucune scolarité — niveau inférieur au diplôme d'études secondaires
Diplôme d'études secondaires	<ul style="list-style-type: none"> — diplôme d'études secondaires ou l'équivalent
Diplôme d'études collégiales (cégep) ou professionnelles	<ul style="list-style-type: none"> — certificat d'apprenti — diplôme ou certificat d'un cégep — certificat d'études professionnelles (attestation de formation professionnelle, diplôme d'études professionnelles ou attestation de spécialisation professionnelle offerte au Québec)
Diplôme de niveau inférieur au baccalauréat	<ul style="list-style-type: none"> — certificat ou diplôme universitaire de niveau inférieur au baccalauréat — certificat non universitaire ou diplôme d'un collège, d'une école de sciences infirmières ou d'un institut technique — programme de passage à l'université
Baccalauréat	<ul style="list-style-type: none"> — baccalauréat
Cycles universitaires supérieurs	<ul style="list-style-type: none"> — certificat universitaire de niveau supérieur au baccalauréat — premier diplôme spécialisé (diplôme en droit [LL.B.], en médecine [M.D.], en médecine dentaire [D.D.S., D.M.D.], en médecine vétérinaire [D.V.M.], en optométrie [O.D.], théologie) — maîtrise — doctorat

Remarques : Ce tableau définit les catégories de niveau d'éducation considérées dans l'analyse. La figure 1 présente la composition de l'échantillon par niveau d'éducation, montrant les parts relatives de chaque groupe.

Tableau C.2 – Définition des variables muettes relatives au groupe de population

Groupes de population	Groupes ethniques
Blanc	— Blancs
Asiatique	— Sud-Asiatiques (p. ex., Indiens, Pakistanais, Sri-Lankais) — Chinois — Philippins — Asiatiques du Sud-Est (p. ex., Vietnamiens, Cambodgiens, Malaisiens, Laotiens) — Asiatiques de l’Ouest (p. ex., Iraniens, Afghans) — Coréens — Japonais
Autre	— Noirs — Latino-américains — Arabes — Autres
Manquant	— Inconnu — Non précisé

Remarque : Ce tableau définit les catégories de race prises en compte dans l’analyse. La figure 1 présente la composition de l’échantillon selon les quatre principaux groupes ethniques, en indiquant la part relative de chaque groupe.

Tableau C.3 – Qui fournit les soins aux personnes âgées? Version intégrale du tableau 2

Variable	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	0,0306	0,0406	0,0254	0,0625	0,0384	0,0532
2018	0,0184	0,0425	0,0059	0,0661	0,0309	0,0551
<i>Province</i>						
PE	0,2561**	0,1113	0,2846	0,1782	0,2374*	0,1406
NS	0,2413***	0,0879	0,2785**	0,1360	0,2177*	0,1141
NB	0,1220	0,0894	0,2724*	0,1398	-0,0007	0,1145
QC	0,0075	0,0770	0,0050	0,1229	0,0089	0,0968
ON	0,1132	0,0765	0,1520	0,1218	0,0937	0,0964
MB	0,1509*	0,0887	0,1727	0,1383	0,1449	0,1139
SK	0,0435	0,0893	0,0852	0,1398	0,0126	0,1147
AB	0,0609	0,0843	0,1700	0,1329	-0,0252	0,1067
BC	0,2265***	0,0824	0,1549	0,1302	0,3012***	0,1042
femme	0,1910***	0,0353				
marié	0,1976***	0,0449	0,1532**	0,0754	0,2338***	0,0531
âge	0,0088***	0,0010	0,0085***	0,0017	0,0094***	0,0013
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	-0,2852***	0,0683	-0,1706	0,1097	-0,3962***	0,0758
autre	-0,5203***	0,0948	-0,5314***	0,1415	-0,5129***	0,1272
manquant	0,0156	0,1161	0,2187	0,1583	-0,1412	0,1682
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	0,2017***	0,0677	0,1258	0,1034	0,2593***	0,0898
cégep/école de métiers	0,4178***	0,0690	0,2777***	0,0992	0,5747***	0,0957
niveau inf. au bacc.	0,5299***	0,0659	0,4410***	0,1017	0,6002***	0,0871
baccalauréat	0,5110***	0,0717	0,4304***	0,1090	0,5857***	0,0956
cycles supérieurs	0,6332***	0,0779	0,5502***	0,1188	0,7050***	0,1013
constante	-2,7168***	0,1200	-2,6208***	0,1845	-2,6334***	0,1466
Wald	$\chi^2(22)$	342,280***	$\chi^2(21)$	147,350***	$\chi^2(21)$	231,680***
Pseudo R^2	0,0162		0,0131		0,0181	

Tableau C.4 – Qui fournit des soins aux personnes âgées : Analyse du tableau C.3 avec variables explicatives supplémentaires

Variable	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	0,0407	0,0409	0,0365	0,0625	0,0471	0,0540
2018	0,0310	0,0425	0,0196	0,0659	0,0424	0,0552
<i>Province</i>						
PE	0,2826**	0,1123	0,2692	0,1778	0,2987**	0,1433
NS	0,2701***	0,0884	0,3008**	0,1349	0,2465**	0,1161
NB	0,1560*	0,0901	0,2913**	0,1390	0,0399	0,1164
QC	0,0457	0,0767	0,0233	0,1213	0,0609	0,0972
ON	0,1614**	0,0762	0,1860	0,1202	0,1494	0,0967
MB	0,2074**	0,0892	0,2104	0,1388	0,2135*	0,1148
SK	0,1278	0,0896	0,1344	0,1393	0,1250	0,1154
AB	0,1213	0,0846	0,1945	0,1322	0,0583	0,1080
BC	0,2853***	0,0823	0,2039	0,1294	0,3653***	0,1048
femme	0,1185	3,5407				
marié	3,6756	4,7666	3,6763	4,7722	9,1884**	3,8245
femme×marié	5,6113	6,0900				
âge	-0,5671**	0,2574	-0,5783**	0,2560	-0,6139***	0,2062
âge ²	1,7374**	0,8287	1,7790**	0,8236	2,0092***	0,6349
âge ³	-0,2064*	0,1093	-0,2122*	0,1086	-0,2496***	0,0813
âge ⁴	0,0081	0,0051	0,0084*	0,0050	0,0102***	0,0037
femme×âge	-0,0499	0,3310				
femme×âge ²	0,2843	1,0481				
femme×âge ³	-0,0449	0,1367				
femme×âge ⁴	0,0021	0,0063				
marié×âge	-0,4195	0,3893	-0,4117	0,3899	-0,8740***	0,3175
marié×âge ²	1,4676	1,1411	1,4261	1,1416	2,7717***	0,9383
marié×âge ³	-0,2026	0,1420	-0,1957	0,1419	-0,3644***	0,1176
marié×âge ⁴	0,0098	0,0063	0,0094	0,0063	0,0172***	0,0053
femme×marié×âge	-0,4591	0,5004				
femme×marié×âge ²	1,3085	1,4719				
femme×marié×âge ³	-0,1614	0,1838				
femme×marié×âge ⁴	0,0074	0,0082				
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	-0,2921***	0,0688	-0,1890*	0,1103	-0,3944***	0,0769
autre	-0,5564***	0,0954	-0,5581***	0,1411	-0,5574***	0,1288
manquant	-0,0210	0,1150	0,1663	0,1618	-0,1788	0,1635
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	0,0347	0,0685	-0,0014	0,1041	0,0621	0,0910
cégep/école de métiers	0,2495***	0,0691	0,1547	0,0995	0,3628***	0,0957
niveau inf. au bacc.	0,3579***	0,0660	0,3221***	0,1011	0,3870***	0,0875
baccalauréat	0,3805***	0,0709	0,3378***	0,1080	0,4211***	0,0947
cycles supérieurs	0,4860***	0,0803	0,4364***	0,1223	0,5234***	0,1010
Taille N pondérée	73 594 236		36 262 724		37 331 512	
Statistique F	F(38)	26,690***	F(28)	12,810***	F(28)	23,610***

Tableau C.5 – Qui fournit le plus d’heures de soins? Version intégrale du tableau 3

Variable	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	0,029	0,041	0,093	0,059	-0,022	0,057
2018	-0,025	0,044	0,054	0,064	-0,088	0,060
<i>Province</i>						
PE	-0,191	0,121	-0,091	0,168	-0,290*	0,169
NS	-0,241**	0,102	-0,220*	0,131	-0,258*	0,150
NB	-0,063	0,098	-0,092	0,131	-0,035	0,143
QC	-0,463***	0,083	-0,465***	0,115	-0,473***	0,120
ON	-0,405***	0,083	-0,417***	0,115	-0,397***	0,120
MB	-0,550***	0,095	-0,550***	0,131	-0,549***	0,136
SK	-0,597***	0,093	-0,531***	0,130	-0,641***	0,134
AB	-0,356***	0,092	-0,255**	0,122	-0,444***	0,135
BC	-0,488***	0,090	-0,387***	0,126	-0,563***	0,128
femme	0,342***	0,035				
marié	-0,219***	0,045	-0,383***	0,074	-0,107*	0,057
âge	0,020***	0,001	0,020***	0,002	0,020***	0,002
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	0,415***	0,064	0,362***	0,094	0,432***	0,090
autre	0,531***	0,128	0,532***	0,196	0,539***	0,160
manquant	0,537***	0,156	0,496**	0,198	0,580**	0,237
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	-0,107	0,077	-0,084	0,110	-0,122	0,106
cégep/école de métiers	-0,124	0,078	-0,085	0,111	-0,154	0,108
niveau inf. au bacc.	-0,249***	0,074	-0,244**	0,107	-0,252**	0,103
baccalauréat	-0,263***	0,078	-0,186*	0,110	-0,316***	0,110
cycles supérieurs	-0,358***	0,079	-0,246**	0,115	-0,452***	0,109
constante	1,023***	0,126	1,035***	0,165	1,366***	0,187
Taille N pondérée	12 743 163		5 758 516		6 984 647	
R^2	0,0964		0,0884		0,0818	
Statistique F	F(22)	23,180***	F(21)	9,150***	F(21)	11,980***

Tableau C.6 – Qui fournit le plus d’heures de soin ? Analyse du tableau 3 avec variables explicatives supplémentaires

Variable	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	0,046	0,040	0,109*	0,058	-0,010	0,056
2018	-0,019	0,043	0,057	0,063	-0,082	0,059
<i>Province</i>						
PE	-0,225*	0,120	-0,107	0,173	-0,324*	0,167
NS	-0,240**	0,100	-0,222*	0,128	-0,257*	0,150
NB	-0,065	0,097	-0,089	0,130	-0,038	0,142
QC	-0,462***	0,083	-0,453***	0,113	-0,483***	0,120
ON	-0,392***	0,082	-0,395***	0,113	-0,394***	0,119
MB	-0,553***	0,093	-0,535***	0,128	-0,568***	0,135
SK	-0,601***	0,092	-0,540***	0,125	-0,650***	0,134
AB	-0,332***	0,090	-0,236**	0,120	-0,423***	0,134
BC	-0,480***	0,089	-0,380***	0,124	-0,563***	0,128
femme	2,434	3,277				
marié	-0,707	4,522	-0,503	4,513	-4,598	4,397
femme×marié	-4,000	6,306				
âge	-0,176	0,226	-0,204	0,228	-0,365*	0,213
âge ²	0,680	0,743	0,769	0,749	1,286*	0,667
âge ³	-0,087	0,101	-0,099	0,101	-0,169*	0,087
âge ⁴	0,004	0,005	0,004	0,005	0,007*	0,004
femme×âge	-0,200	0,308				
femme×âge ²	0,637	0,990				
femme×âge ³	-0,085	0,132				
femme×âge ⁴	0,004	0,006				
marié×âge	0,006	0,380	-0,004	0,380	0,426	0,371
marié×âge ²	0,120	1,149	0,132	1,150	-1,385	1,109
marié×âge ³	-0,043	0,148	-0,042	0,148	0,177	0,141
marié×âge ⁴	0,004	0,007	0,004	0,007	-0,007	0,006
femme×marié×âge	0,430	0,530				
femme×marié×âge ²	-1,532	1,593				
femme×marié×âge ³	0,223	0,203				
femme×marié×âge ⁴	-0,011	0,009				
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	0,413***	0,063	0,379***	0,089	0,438***	0,090
autre	0,513***	0,121	0,494***	0,186	0,531***	0,157
manquant	0,528***	0,151	0,495**	0,206	0,555**	0,215
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	-0,114	0,076	-0,068	0,110	-0,155	0,104
cégep/école de métiers	-0,140*	0,075	-0,101	0,108	-0,176*	0,104
niveau inf. au bacc.	-0,273***	0,073	-0,254**	0,106	-0,296***	0,101
baccalauréat	-0,284***	0,076	-0,196*	0,110	-0,356***	0,108
cycles supérieurs	-0,360***	0,078	-0,241**	0,115	-0,468***	0,107
constante	2,824	2,372	3,022	2,403	5,244**	2,321
Taille N pondérée	12 743 163		5 758 516		6 984 647	
R ²	0,119		0,106		0,104	
Statistique F	F(38)	18,050***	F(28)	8,850***	F(28)	11,900***

Tableau C.7 – Régression logistique : Emploi

Variable	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	-0,038	0,039	-0,101*	0,060	0,017	0,052
2018	0,061	0,041	0,007	0,060	0,110*	0,056
<i>Province</i>						
PE	0,409***	0,112	0,587***	0,171	0,226	0,145
NS	0,479***	0,079	0,506***	0,120	0,438***	0,103
NB	0,297***	0,081	0,200	0,124	0,378***	0,103
QC	0,601***	0,067	0,739***	0,101	0,459***	0,089
ON	0,715***	0,068	0,849***	0,102	0,577***	0,091
MB	0,993***	0,080	1,347***	0,119	0,672***	0,108
SK	1,155***	0,084	1,530***	0,128	0,802***	0,111
AB	0,915***	0,075	1,133***	0,113	0,713***	0,100
BC	0,679***	0,074	0,893***	0,112	0,480***	0,097
femme	8,832***	2,905				
marié	1,621	3,577	1,715	3,572	20,061***	3,377
femme×marié	18,419***	4,904				
âge	0,485**	0,199	0,505**	0,201	-0,361*	0,192
âge ²	-1,102*	0,660	-1,155*	0,666	1,674***	0,607
âge ³	0,094	0,091	0,101	0,092	-0,278***	0,080
âge ⁴	-0,003	0,004	-0,004	0,005	0,014***	0,004
femme×âge	-0,837***	0,275				
femme×âge ²	2,757***	0,893				
femme×âge ³	-0,370***	0,121				
femme×âge ⁴	0,017***	0,006				
marié×âge	-0,240	0,303	-0,241	0,304	-1,829***	0,291
marié×âge ²	1,234	0,920	1,228	0,922	5,755***	0,888
marié×âge ³	-0,213*	0,119	-0,211*	0,119	-0,752***	0,115
marié×âge ⁴	0,012**	0,006	0,012**	0,006	0,035***	0,005
femme×marié×âge	-1,582***	0,419				
femme×marié×âge ²	4,484***	1,275				
femme×marié×âge ³	-0,534***	0,164				
femme×marié×âge ⁴	0,023***	0,008				
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	-0,125**	0,055	0,049	0,089	-0,259***	0,069
autre	-0,273***	0,077	-0,120	0,124	-0,402***	0,094
manquant	-0,582***	0,113	-0,668***	0,157	-0,518***	0,159
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	0,590***	0,063	0,528***	0,090	0,645***	0,089
cégep/école de métiers	0,735***	0,064	0,598***	0,089	0,886***	0,094
niveau inf. au bacc.	0,942***	0,065	0,769***	0,096	1,081***	0,089
baccalauréat	1,099***	0,067	1,021***	0,100	1,180***	0,092
cycles supérieurs	1,317***	0,077	1,167***	0,115	1,445***	0,104
prestataire de soins	-0,049	0,070	-0,036	0,070	0,013	0,054
femme×prestataire de soins	0,077	0,088				
constante	-7,195***	2,065	-7,535***	2,086	1,841	2,086
Taille N pondérée	73 594 236		36 262 724		37 331 512	
Statistique F	F(40)	117,340***	F(29)	84,570***	F(29)	78,370***

Tableau C.8 – Régression linéaire : logarithme des heures

Variable	Hommes et Femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	-0,009	0,009	-0,006	0,012	-0,014	0,015
2018	0,010	0,009	0,005	0,011	0,014	0,014
<i>Province</i>						
PE	-0,025	0,024	-0,072*	0,038	0,019	0,030
NS	-0,071***	0,020	-0,068**	0,030	-0,079***	0,026
NB	-0,064***	0,021	-0,056*	0,032	-0,077***	0,028
QC	-0,091***	0,017	-0,113***	0,028	-0,063***	0,021
ON	-0,087***	0,018	-0,077***	0,028	-0,106***	0,021
MB	-0,070***	0,019	-0,065**	0,030	-0,084***	0,025
SK	-0,056***	0,020	-0,043	0,030	-0,076***	0,027
AB	-0,073***	0,018	-0,071**	0,029	-0,081***	0,022
BC	-0,104***	0,019	-0,080***	0,029	-0,140***	0,025
femme	-0,826	0,998				
marié	6,888***	1,157	6,826***	1,156	8,088***	1,672
femme×marié	1,046	2,030				
âge	0,238***	0,073	0,251***	0,073	0,278***	0,067
âge ²	-0,686***	0,256	-0,726***	0,256	-0,802***	0,224
âge ³	0,088**	0,037	0,093**	0,037	0,105***	0,031
âge ⁴	-0,004**	0,002	-0,005**	0,002	-0,005***	0,002
femme×âge	0,056	0,098				
femme×âge ²	-0,162	0,339				
femme×âge ³	0,023	0,049				
femme×âge ⁴	-0,001	0,002				
marié×âge	-0,576***	0,109	-0,575***	0,109	-0,684***	0,153
marié×âge ²	1,755***	0,365	1,758***	0,365	2,065***	0,503
marié×âge ³	-0,227***	0,052	-0,229***	0,052	-0,266***	0,071
marié×âge ⁴	0,011***	0,003	0,011***	0,003	0,012***	0,004
femme×marié×âge	-0,096	0,187				
femme×marié×âge ²	0,278	0,622				
femme×marié×âge ³	-0,035	0,088				
femme×marié×âge ⁴	0,002	0,005				
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	0,008	0,011	-0,017	0,015	0,042**	0,018
autre	0,013	0,017	-0,004	0,022	0,041	0,027
manquant	-0,023	0,033	-0,090	0,061	0,042	0,030
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	-0,059***	0,021	-0,044	0,029	-0,075**	0,031
cégep/école de métiers	-0,014	0,021	0,013	0,028	-0,062*	0,033
niveau inf. au bacc.	-0,038*	0,021	-0,028	0,029	-0,039	0,030
baccalauréat	-0,034	0,021	-0,033	0,029	-0,032	0,030
cycles supérieurs	-0,035	0,022	-0,071**	0,030	0,011	0,032
prestataire de soins	-0,029**	0,012	-0,028**	0,012	-0,028*	0,017
femme×prestataire de soins	0,001	0,021				
constante	0,688	0,728	0,542	0,729	0,054	0,690
Taille N pondérée	42 725 042		22 561 092		20 163 949	
R ²	0,159		0,142		0,115	
Statistique F	F(40)	61,550***	F(29)	23,990***	F(29)	18,300***

Tableau C.9 – Régression linéaire : logarithme des heures (avec salaire hebdomadaire)

Variable	Hommes et Femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	-0,016**	0,007	-0,016*	0,009	-0,016	0,010
2018	-0,021***	0,007	-0,028***	0,010	-0,013	0,012
<i>Province</i>						
PE	0,037**	0,018	0,036	0,028	0,020	0,024 rest of content...
BC	-0,072***	0,015	-0,067***	0,020	-0,084***	0,022
femme	-0,828	0,891				
marié	2,004	1,254	2,287*	1,277	1,456	1,194
femme×marié	-0,499	1,744				
âge	0,100	0,077	0,127	0,078	0,154***	0,052
âge ²	-0,343	0,292	-0,424	0,294	-0,506***	0,180
âge ³	0,049	0,047	0,061	0,047	0,071***	0,026
âge ⁴	-0,003	0,003	-0,003	0,003	-0,004***	0,001
femme×âge	0,066	0,093				
femme×âge ²	-0,189	0,343				
femme×âge ³	0,024	0,053				
femme×âge ⁴	-0,001	0,003				
marié×âge	-0,165	0,122	-0,188	0,124	-0,100	0,110
marié×âge ²	0,474	0,428	0,549	0,437	0,203	0,372
marié×âge ³	-0,057	0,065	-0,068	0,066	-0,011	0,054
marié×âge ⁴	0,002	0,004	0,003	0,004	0,000	0,003
femme×marié×âge	0,067	0,166				
femme×marié×âge ²	-0,293	0,575				
femme×marié×âge ³	0,052	0,086				
femme×marié×âge ⁴	-0,003	0,005				
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	0,087***	0,010	0,068***	0,012	0,104***	0,015
autre	0,065***	0,016	0,066***	0,022	0,052**	0,021
manquant	0,020	0,018	-0,028	0,035	0,052***	0,019
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	-0,112***	0,015	-0,099***	0,022	-0,124***	0,019
cégep/école de métiers	-0,150***	0,015	-0,118***	0,021	-0,176***	0,022
niveau inf. au bacc.	-0,172***	0,015	-0,132***	0,022	-0,210***	0,020
baccalauréat	-0,266***	0,017	-0,212***	0,022	-0,325***	0,026
cycles supérieurs	-0,345***	0,018	-0,304***	0,025	-0,393***	0,026
salaire hebdomadaire (log)	0,430***	0,013	0,368***	0,018	0,486***	0,019
prestataire de soins	-0,030***	0,009	-0,028***	0,009	-0,040***	0,012
femme×prestataire de soins	-0,007	0,015				
constante	-0,112	0,714	-0,058	0,717	-1,069**	0,532
Taille N pondérée	35 104 473		17 904 857		17 199 615	
R ²	0,520		0,470		0,539	
Statistique F	F(41)	102,470***	F(30)	45,060***	F(30)	61,350***

Tableau C.10 – Régression linéaire : logarithme des heures (avec résidu du salaire)

Variable	Hommes et Femmes		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>						
2016	-0,011	0,007	-0,011	0,009	-0,009	0,010
2018	0,006	0,007	-0,004	0,009	0,018	0,011
<i>Province</i>						
PE	-0,013	0,018	-0,007	0,028	-0,036	0,024
NS	-0,068***	0,014	-0,062***	0,021	-0,081***	0,020
NB	-0,057***	0,015	-0,049**	0,023	-0,073***	0,021
QC	-0,093***	0,013	-0,081***	0,019	-0,120***	0,019
ON	-0,065***	0,013	-0,062***	0,019	-0,076***	0,018
MB	-0,057***	0,014	-0,042**	0,020	-0,085***	0,020
SK	-0,054***	0,014	-0,064***	0,021	-0,046**	0,020
AB	-0,057***	0,014	-0,067***	0,020	-0,048**	0,019
BC	-0,066***	0,014	-0,062***	0,020	-0,077***	0,022
femme	-1,000	0,891				
marié	2,004	1,254	2,287*	1,277	1,456	1,194
femme×marié	-0,499	1,744				
âge	0,236***	0,077	0,243***	0,077	0,307***	0,052
âge ²	-0,683**	0,291	-0,715**	0,292	-0,889***	0,180
âge ³	0,090*	0,046	0,095**	0,047	0,116***	0,026
âge ⁴	-0,005*	0,003	-0,005*	0,003	-0,006***	0,001
femme×âge	0,066	0,093				
femme×âge ²	-0,188	0,343				
femme×âge ³	0,024	0,053				
femme×âge ⁴	-0,001	0,003				
marié×âge	-0,165	0,121	-0,188	0,124	-0,100	0,110
marié×âge ²	0,474	0,428	0,549	0,437	0,203	0,372
marié×âge ³	-0,057	0,065	-0,067	0,066	-0,011	0,054
marié×âge ⁴	0,002	0,004	0,003	0,004	0,000	0,003
femme×marié×âge	0,067	0,166				
femme×marié×âge ²	-0,293	0,575				
femme×marié×âge ³	0,052	0,086				
femme×marié×âge ⁴	-0,003	0,005				
<i>Groupe de population</i>						
Asiatique	-0,010	0,009	-0,015	0,011	-0,005	0,014
autre	-0,021	0,016	-0,007	0,021	-0,046**	0,021
manquant	0,002	0,018	-0,043	0,035	0,032*	0,019
<i>Niveau de scolarité</i>						
école secondaire	-0,064***	0,015	-0,058***	0,022	-0,070***	0,019
cégep/école de métiers	-0,013	0,015	0,000	0,021	-0,021	0,021
niveau inf. au bacc.	-0,003	0,014	0,012	0,022	-0,019	0,018
baccalauréat	-0,006	0,015	0,010	0,022	-0,031	0,020
cycles supérieurs	-0,013	0,015	-0,021	0,023	-0,019	0,020
salaire résiduel	0,430***	0,013	0,368***	0,018	0,486***	0,019
prestataire de soins	-0,030***	0,009	-0,027***	0,009	-0,040***	0,012
femme×prestataire de soins	-0,007	0,015				
constante	0,745	0,715	0,675	0,722	-0,296	0,529
Taille N pondérée	35 104 473		17 904 857		17 199 615	
R ²	0,520		0,470		0,539	
Statistique F	F(41)	102,490***	F(30)	45,060***	F(30)	61,350***

Tableau C.11 – Régression linéaire : logarithme des heures (par genre)

Variable	Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
<i>Année</i>				
2016	-0,014	0,009	-0,008	0,010
2018	-0,007	0,009	0,020*	0,011
<i>Province</i>				
PE	-0,065**	0,028	0,029	0,023
NS	-0,086***	0,021	-0,057***	0,020
NB	-0,069***	0,023	-0,052**	0,021
QC	-0,129***	0,019	-0,059***	0,019
ON	-0,088***	0,019	-0,050***	0,018
MB	-0,080***	0,020	-0,041**	0,020
SK	-0,082***	0,021	-0,028	0,020
AB	-0,084***	0,020	-0,035*	0,019
BC	-0,087***	0,020	-0,056**	0,022
marié	2,287*	1,277	1,456	1,194
âge	0,316***	0,077	0,252***	0,052
âge ²	-0,957***	0,291	-0,720***	0,180
âge ³	0,130***	0,046	0,094***	0,026
âge ⁴	-0,007**	0,003	-0,005***	0,001
marié × âge	-0,188	0,124	-0,100	0,110
marié × âge ²	0,549	0,437	0,203	0,372
marié × âge ³	-0,067	0,066	-0,011	0,054
marié × âge ⁴	0,003	0,004	0,000	0,003
<i>Groupe de population</i>				
Asiatique	-0,016	0,011	0,000	0,014
autre	-0,019	0,021	-0,017	0,021
manquant	-0,064*	0,036	0,057***	0,019
<i>Niveau de scolarité</i>				
école secondaire	-0,054**	0,022	-0,076***	0,019
cégep/école de métiers	0,011	0,021	-0,057***	0,021
niveau inf. au bacc.	0,012	0,022	-0,013	0,018
baccalauréat	-0,011	0,022	-0,006	0,020
cycles supérieurs	-0,050**	0,023	0,019	0,020
résidu salarial homme	0,368***	0,018		
résidu salarial femme			0,486***	0,019
prestataire de soins	-0,027***	0,009	-0,040***	0,012
constante	-0,069	0,717	0,309	0,528
Taille N pondérée	17 904 857		17 199 615	
R ²	0,470		0,539	
Statistique F	F(30)	45,060***	F(30)	61,350***

D Effets régionaux : d'autres indicateurs possibles

Dans cette annexe, nous explorons trois autres indicateurs du marché du travail local, en complément de ceux examinés à la section 7. Ces indicateurs sont :

1. *la croissance de la population active,*
2. *le taux de chômage relatif,*
3. *la variation du taux de chômage relatif.*

D.1 Définition des indicateurs

Ces trois indicateurs sont définis comme suit :

1. Comme pour la croissance relative de l'emploi à la section 7, la croissance relative de la population active est mesurée par la croissance de la population active d'une province par rapport à l'ensemble du Canada. Pour la province j et la période t , l'indicateur est défini comme suit :

$$\Delta\mathcal{L}_{j,t} = \ln\left(\frac{L_{j,t}}{\bar{L}_t}\right) - \ln\left(\frac{L_{j,t-2}}{\bar{L}_{t-2}}\right), \quad (\text{D.1})$$

où $L_{j,t}$ représente la population active de la province j au cours de l'année t et \bar{L}_t la population active totale du Canada au cours de l'année t . Comme le ratio est logarithmique, cet indicateur correspond simplement à l'écart en pourcentage de la population active provinciale par rapport à sa contrepartie nationale.

2. Le taux de chômage relatif de la province j à l'année t est défini comme suit :

$$u_{j,t} = \frac{\tilde{u}_{j,t}}{\bar{u}_t}, \quad (\text{D.2})$$

où $\tilde{u}_{j,t}$ est le taux de chômage de la province j à t et \bar{u}_t le taux de chômage global à t .

3. Il est bien connu que certaines provinces ont de manière générale des taux de chômage plus élevés que d'autres. Pour contrôler cet effet fixe provincial, nous calculons *la variation du taux de chômage relatif*. Plus précisément, la variation du taux de chômage

relatif de la province j à l'année t est définie comme suit :

$$\Delta u_{j,t} = u_{j,t} - u_{j,t-2}. \quad (\text{D.3})$$

Comme l'ELIA est une enquête bisannuelle, ces changements portent sur un horizon de deux ans.

Le tableau D.1 résume le niveau et la variation des indicateurs.

Tableau D.1 – Indicateurs du marché du travail supplémentaires, 2014–2018

<i>Indicateurs</i>	<i>Notation</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart type</i>
Croissance de la population active	$\Delta \mathcal{L}_{j,t}$	-0,008	0,021
Taux de chômage relatif	$u_{j,t}$	1,179	0,390
Variation du taux de chômage relatif	$\Delta u_{j,t}$	0,053	0,151

Remarque : Le tableau montre la moyenne et l'écart-type des indicateurs du marché du travail examinés dans l'annexe D.

D.2 Résultats empiriques : marge extensive

Le panneau supérieur du tableau D.2 indique que l'effet de la croissance de la main-d'œuvre locale sur la probabilité de fournir des soins aux personnes âgées est négatif, bien que non significatif. Néanmoins, le signe négatif constant des coefficients appuie l'idée que des marchés du travail plus forts pourraient diminuer la probabilité de fournir des soins aux personnes âgées.

Le panneau supérieur du tableau D.2 met en évidence une tendance intéressante : un chômage relatif plus élevé et des augmentations du chômage relatif sont en corrélation avec une diminution de la probabilité de fournir des soins aux personnes âgées, en particulier chez les femmes. Dans l'échantillon combiné, le coefficient marginalement significatif pour le chômage relatif est dû à l'effet hautement significatif observé dans l'échantillon des femmes uniquement.

L'effet négatif du chômage sur la probabilité de fournir des soins aux personnes âgées peut sembler inattendu. Pourtant, il pourrait être dû à la répartition de la prestation de soins : sur des marchés du travail locaux robustes, la hausse de l'emploi permet à un plus grand nombre d'individus de partager les tâches de soins aux personnes âgées. En revanche, un marché lent affichant un taux de chômage plus élevé entraîne un moindre partage des responsabilités et, par conséquent, des prestataires de soins moins nombreux mais plus sollicités, ce qui est cohérent avec les effets sur la marge intensive examinés ci-dessous.

D.3 Résultats empiriques : marge intensive

La partie inférieure du tableau [D.2](#) indique clairement que des taux de chômage relatif plus élevés et une croissance réduite de la main-d'œuvre locale entraînent un plus grand nombre d'heures de soins aux personnes âgées, bien que l'importance de ces effets varie d'un échantillon à l'autre.

Les effets du chômage à la marge intensive, ainsi que les effets correspondants à la marge extensive, soutiennent l'idée voulant que, dans un contexte cyclique, les marchés du travail locaux où le chômage est plus élevé entraînent un moindre partage des responsabilités, ce qui se traduit par des prestataires de soins moins nombreux mais plus sollicités.

Nous émettons cependant une mise en garde contre le fait de se fier uniquement au chômage comme indicateur des conditions du marché du travail local. CLEMENS et PALACIOS (2018) affirment que le chômage n'est pas un indicateur fiable pour évaluer les performances du marché du travail au Canada depuis la fin des années 2000. Ils notent que la baisse des taux de participation au marché du travail depuis 2008 a conduit les taux de chômage et d'emploi à véhiculer des récits divergents sur l'état du marché du travail canadien. (Pour les principales conclusions sur les indicateurs du marché du travail local dérivés des données sur l'emploi local, voir l'analyse présentée à la section [7](#).)

Tableau D.2 – Autres indicateurs possibles : population active et chômage régional

Variable dépendante	Variable indépendante clé	Hommes et Femmes		Hommes		Femmes	
		Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Prestataire de soins	croissance de la population active	-0,363	1,597	-0,559	1,608	-1,588	1,440
	taux de chômage relatif	-0,148*	0,090	-0,141	0,089	-0,257***	0,083
	variation du taux de chômage relatif	-0,225	0,184	-0,235	0,182	-0,573***	0,162
Logarithme des heures de soins	croissance de la population active	-0,451	1,562	-0,448	1,552	-4,615***	1,613
	taux de chômage relatif	0,392***	0,092	0,400***	0,092	0,498***	0,094
	variation du taux de chômage relatif	0,288*	0,165	0,311*	0,165	0,184	0,172

Remarque : Ce tableau examine les régressions logistiques pour les *prestataires de soins* et les régressions MCO pour le logarithme des heures de soins aux personnes âgées, tout en incluant la population active et le taux de chômage régionaux comme variables indépendantes, ainsi que d'autres caractéristiques observables. Plus précisément, nous considérons les mêmes modèles que dans les tableaux C.4 et C.6, sauf que nous remplaçons les variables muettes provinciales par un indicateur du marché du travail régional.

Références

- ARRIAGADA, Paula (2020). *The Experiences and Needs of Older Caregivers in Canada*. Insights on Canadian Society 75-006-X. Statistics Canada.
- BLANCHARD, Olivier Jean et Lawrence KATZ (1992). “Regional Evolutions”. In : *Brookings Papers on Economic Activity* 23.1, p. 1-61.
- BOLIN, K., B. LINDGREN et P. LUNDBORG (2008). “Your next of kin or your own career ? : Caring and working among the 50+ of Europe”. In : *Journal of Health Economics* 27.3, p. 718-738.
- CANADA, Statistics (2024). *Table 18-10-0005-01 Consumer Price Index, Annual Average, Not Seasonally Adjusted*. Rapp. tech.
- CLEMENS, Jason et Milagros PALACIOS (2018). *Why the Unemployment Rate is No Longer a Reliable Gauge of Labour Market Performance*.
- CRANSWICK, Kelly et Donna DOSMAN (2008). *Oldercare : What we know today*. Canadian Social Trends 11-008-X. Statistics Canada.
- DO, Young Kyung (2008). “The Effect of Informal Caregiving on Labor Market Outcomes in South Korea”.
- FAHLE, Sean et Kathleen MCGARRY (2017). *Caregiving and Work : The Relationship between Labor Market Attachment and Parental Caregiving*. Working Papers wp356. University of Michigan, Michigan Retirement Research Center.
- FAST, Janet E. et Norah C. KEATING (2001). *Informal Caregivers in Canada : A Snapshot*. Report to the Health Services Division, Health Policy and Communications Branch, Health Canada.
- JACOBS, Josephine Christina (2014). “The Impact of Informal Caregiving Intensity on Labour Market Outcomes”. Thèse de doct. Institute of Health Policy, Management et Evaluation : University of Toronto.

- LILLY, Meredith B., Audrey LAPORTE et Peter C. COYTE (2010). “Do they care too much to work ? The influence of caregiving intensity on the labour force participation of unpaid caregivers in Canada”. In : *Journal of Health Economics* 29.6, p. 895-903.
- MCGREGOR, Margaret J. et Lisa A. RONALD (2011). *Residential Long-Term Care For Canadian Seniors*. Rapp. tech. 14. IRRP Study.
- METLIFE MATURE MARKET INSTITUTE (2010). *The MetLife Study of Working Caregivers and Employer Health Care Costs : New Insights and Innovations for Reducing Health Care Costs for Employers*.
- METLIFE MATURE MARKET INSTITUTE (2011). *The MetLife Study of Caregiving Costs to Working Caregivers : Double Jopardy for Baby Boomers Caring for Their Parents*.
- RAINER, Helmut et Thomas SIEDLER (2012). “Family Location and Caregiving Patterns from an International Perspective”. In : *Population and Development Review* 38.2, p. 337-351.
- SCHMITZ, Hendrik et Matthias WESTPHAL (2017). “Informal care and long-term labor market outcomes”. In : *Journal of Health Economics* 56, p. 1-18.
- SKIRA, Meghan M. (2015). “Dynamic Wage and Employment Effects of Elder Parent Care”. In : *International Economic Review* 56.1, p. 63-93.
- SLOAN, Frank A., Gabriel PICONE et Thomas J. HOERGER (1997). “The Supply of Children’s Time to Disabled Elderly Parents”. In : *Economic Inquiry* 35.2, p. 295-308.
- STUIFBERGEN, Maria C. et Johannes J.M. Van DELDEN (2011). “Filial obligations to elderly parents : a duty to care ?” In : *Medicine, Health Care and Philosophy* 14.1, p. 63-71.