Institut sur la retraite
et l'épargne
HEC MONTRÉAL

Les déterminants socio-démographiques de la prise en charge des personnes âgées en situation de perte d'autonomie

CAHIER DE RECHERCHE Nº 23
WORKING PAPER No. 23

Witnie Compere, Bertrand Achou, Philippe De Donder, Raquel Fonseca,
Franca Glenzer, Minjoon Lee et Marie-Louise Leroux

Février / *February* 2026

Retirement and Savings Institute

Les opinions et analyses contenues dans les cahiers de recherche de l'Institut ne peuvent en aucun cas être attribuées aux partenaires ni à l'Institut lui-même et elles n'engagent que leurs auteurs.

Opinions and analyses contained in the Institute's working papers cannot be attributed to the Institute or its partners and are the sole responsibility of the authors.

©2026 Witnie Compere, Bertrand Achou, Philippe De Donder, Raquel Fonseca, Franca Glenzer, Minjoon Lee et Marie-Louise Leroux. 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.

Dépôt légal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec et Bibliothèque et Archives Canada, 2026.
ISSN 2561-9039

SDG-13359

Les déterminants socio-démographiques de la prise en charge des personnes âgées en situation de perte d'autonomie.*

Witnie Compere[†] Bertrand Achou[‡] Philippe De Donder[§]
Raquel Fonseca[¶] Franca Glenzer[‖] Minjoon Lee[**]
Marie-Louise Leroux[††]

Février 2026

Papier préparé pour le
numéro spécial consacré à "L'économie du grand âge" de la
Revue Française dÉconomie

*Cet article s'appuie sur des travaux de recherche financés par le Fonds de recherche du Québec – Société et culture (subvention 2024-SE3-328700). De Donder reconnaît également le soutien financier de l'ANR au titre de la subvention ANR-17-EURE-0010 (programme Investissements d'Avenir), ainsi que celui de la chaire "Marché des risques et création de valeurs, Fondation du risque/Scor".

[†]Département des Sciences Économiques, ESG-UQAM, Montréal, Canada.

[‡]University of Groningen, Groningen, The Netherlands; Netspar, Tilburg, The Netherlands. E-mail: b.j.p.achou@rug.nl

[§]Toulouse School of Economics, CNRS, University of Toulouse, Toulouse, France. E-mail: philippe.dedonder@tse-fr.eu

[¶]Département des Sciences Économiques, ESG-UQAM, Montréal, Canada. E-mail: fonseca.raquel@uqam.ca

[‖]Department of Finance and Retirement and Savings Institute, HEC Montréal, Montréal, Canada. E-mail: franca.glenzer@hec.ca

[**]Department of Economics, Carleton University, Ottawa, Canada. E-mail: minjoon.lee@carleton.ca

[††]Département des Sciences Économiques, ESG-UQAM, Montréal, Canada. E-mail: leroux.marie-louise@uqam.ca

Abstract

Ce papier examine les principaux déterminants socio-économiques et démographiques susceptibles d'influencer la décision des individus d'offrir des soins de longue durée à leurs parents. Pour ce faire, nous nous appuyons sur des données originales issues d'une enquête menée en 2023 auprès de 2300 personnes résidant au Québec et en Ontario, âgées de 45 à 58 ans. Nous analysons successivement trois dimensions de la décision d'aide anticipée (le choix du bénéficiaire potentiel, le type de soins et l'intensité hebdomadaire envisagés) afin de saisir la complexité du processus décisionnel en amont de l'engagement dans l'aide informelle. Nous montrons que ces déterminants reposent sur des arbitrages distincts. Le choix de mode de prise en charge est principalement structuré par les contraintes organisationnelles (selon que l'aidant travaille à temps plein ou non) et la charge anticipée (selon l'espérance de vie du proche aidé), tandis que l'intensité d'aide envisagée dépend de norme de genre, des contraintes de temps (notamment liées à l'emploi à temps plein et au départ à la retraite), de l'état de santé perçu du proche et de la relation de filiation. Cette hétérogénéité souligne que la volonté d'aider ne relève ni d'une logique purement affective ni d'un calcul strictement économique.

Mots clés: Dépendance, perte d'autonomie, aide formelle et informelle.

Codes JEL: D14, E21, G51, I10

1 Introduction

Le vieillissement démographique, porté par l'allongement de l'espérance de vie et la baisse durable de la fécondité, constitue un défi socio-économique majeur. À l'échelle mondiale, la part des personnes âgées de 65 ans et plus devrait passer de 10% en 2022 à près de 16% en 2050 (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2022), et de 19% à environ 27% dans les pays de l'OCDE (OCDE, 2024). Au Canada, cette proportion atteignait près de 19% en 2023 et pourrait atteindre 21,4% à 23,4% de la population d'ici 2030, avec une forte progression des 85 ans et plus (Statistique Canada, 2024). Or, c'est précisément dans ce groupe d'âge que les besoins en soins de santé et en soins de longue durée (SLD) sont les plus élevés, du fait d'une dépendance fonctionnelle accrue. L'allongement de l'espérance de vie accroît ainsi la probabilité de recours aux SLD, rendant indispensable l'adaptation des dispositifs de prise en charge.

Cette transformation démographique entraîne des conséquences majeures sur les systèmes de santé, sur les finances publiques, l'organisation des solidarités intergénérationnelles, renforçant la nécessité d'adapter les politiques publiques aux nouvelles réalités démographiques. Premièrement, cette évolution accroît considérablement les besoins en hébergement adaptés. Selon l'étude menée par Laliberté-Auger et al. (2015), le nombre de personnes hébergées en établissement de SLD au Québec devrait passer d'environ 75 100 en 2010 à près de 196 900 en 2050, augmentant les coûts associés de 3,2 à 8,4 milliards de dollars constants. De manière générale, les dépenses en SLD au Canada pourraient presque tripler, passant de 69 milliards de dollars en 2014 à 188 milliards de dollars en 2050 (Blomqvist and Busby, 2014).

Face à l'ampleur des défis financiers et organisationnels nécessaires pour répondre aux besoins de cette population, les soins à domicile fournis par la famille apparaissent comme une alternative à la fois plus économique que les soins institutionnels et potentiellement plus favorable au bien-être des aînés. D'abord, ils peuvent contribuer à réduire les coûts associés aux SLD pour les finances publiques. Ensuite, le fait que les aînés reçoivent des soins de leurs proches et puissent demeurer dans un environnement familier est susceptible de leur procurer un confort accru(Ducharme, 2006; Bolin et al., 2008). Cependant, les soins à domicile reposent largement sur l'engagement des proches aidants, en particulier des enfants adultes, qui assurent l'essentiel de l'aide quotidienne aux personnes âgées en perte d'autonomie. Cet engagement résulte d'une décision individuelle influencée par de

multiples facteurs, notamment les caractéristiques socio-économiques (emploi, revenu, temps de travail) et les motivations personnelles des aidants (altruisme, sens du devoir, attentes successorales) (Bolin et al., 2008; Haberkern and Szydlik, 2010).

Au Canada, l'aide informelle constitue un pilier central du continuum de soins. En 2018, près de 7,8 millions de Canadiens, soit environ un quart de la population de 15 ans et plus, ont apporté un soutien à un proche en raison d'un problème de santé ou d'une perte d'autonomie (Statistique Canada, 2020). L'intensité de l'aide varie fortement : plus de la moitié des aidants fournissent cinq heures ou moins de soutien par semaine, tandis qu'environ 20 % y consacrent au moins 20 heures hebdomadaires. Les femmes sont surreprésentées, et les adultes de 45 à 64 ans constituent la majorité des aidants, dont plus de 60% sont en emploi, soulignant les défis de conciliation entre travail et engagement auprès d'un proche (Statistique Canada, 2020).

Ce papier examine les principaux déterminants socio-économiques et démographiques susceptibles d'influencer la décision des individus d'offrir des SLD à leurs parents. Pour ce faire, nous nous appuyons sur des données originales issues d'une enquête menée en 2023 auprès de 2300 personnes résidant au Québec et en Ontario. Nous analysons successivement trois dimensions de la décision d'aide anticipée: (i) le choix du bénéficiaire principal, entre parents et beaux-parents ; (ii) le type de soins envisagé, distinguant soins à domicile, soins à domicile avec soutien professionnel et soins en CHSLD ; et (iii) l'intensité de l'aide, mesurée par le nombre d'heures hebdomadaires que les aidants potentiels prévoient d'allouer.

Le papier s'organise de la manière suivante. La section suivante situe notre recherche dans la littérature existante. Dans la Section 3, nous décrivons les données de notre enquête et déterminons le choix du bénéficiaire potentiel de soins. La Section 4 se concentre sur les déterminants du mode de prise en charge, alors que la Section 5 étudie les déterminants du nombre d'heures dispensé anticipé. La dernière section conclue.

2 Lien avec la littérature

La littérature sur l'aide informelle aux personnes âgées s'articule autour de trois approches complémentaires. L'approche économique repose sur les modèles d'altruisme, de réciprocité et d'échange intergénérationnel, qui interprètent l'aide familiale comme le résultat d'arbitrages entre intérêt individuel et collectif (Becker, 1974; Cox, 1987; Cox and Rank, 1992). L'aide

peut ainsi refléter un attachement moral, une anticipation de transferts futurs ou des motivations stratégiques liées aux ressources des parents et aux attentes successorales (Szydlik, 2004; Bolin et al., 2008). L'approche sociologique met en avant le rôle central des normes sociales, culturelles et genrées dans la répartition des responsabilités de soins. La piété filiale, les valeurs collectivistes et les croyances religieuses renforcent l'obligation perçue d'aider, tandis que les femmes demeurent les principales aidantes en raison de normes de genre persistantes (Navaie-Waliser et al., 2002; Zarzycki et al., 2022). Enfin, l'approche institutionnelle souligne l'influence déterminante des systèmes de protection sociale : lorsque l'offre publique de soins est limitée ou coûteuse, l'aide informelle tend à se substituer aux services formels, alors que des systèmes plus généreux réduisent la charge pesant sur les familles (Brandt et al., 2009; Haberkern and Szydlik, 2010).

Les déterminants de l'engagement des aidants combinent facteurs socio-démographiques, économiques et normatifs. Le genre, le statut matrimonial, le niveau d'éducation, le revenu et la proximité géographique influencent fortement la disponibilité à aider. Ainsi, un niveau d'éducation et de revenu élevés accroît le coût d'opportunité du temps consacré aux soins et favorise le recours aux services formels (Ettner, 1996; Bolin et al., 2008; Niimi, 2016). Les normes sociales et religieuses structurent les attentes familiales et façonnent la perception morale de l'aide, tandis que les motivations personnelles – satisfaction, sentiment d'utilité et réciprocité affective – contribuent au bien-être subjectif des aidants lorsque certaines conditions d'autonomie et de reconnaissance sont réunies (Charenkova, 2023).

Malgré ces dimensions positives, la prise en charge informelle engendre des coûts économiques et professionnels significatifs. Elle se traduit fréquemment par une réduction de la participation au marché du travail, des interruptions de carrière et des pertes de revenus, touchant de manière disproportionnée les femmes et s'accentuant avec l'intensité et la durée des soins (Fast et al., 2013; Skira, 2015; Simard-Duplain, 2022). Ces résultats soulignent que l'aide informelle, loin d'être uniquement une ressource privée, constitue un enjeu central pour les politiques sociales et d'égalité sur le marché du travail.

3 Données

Les données utilisées proviennent d'une enquête menée dans le cadre du projet de recherche "Offrir des soins de longue durée et arrangements famille-travail", conduit par l'Institut

de recherche sur la retraite et l'épargne (HEC Montréal).[1] Administrée en décembre 2023, l'enquête visait à analyser la manière dont les adultes anticipent la conciliation entre activité professionnelle et prise en charge d'un parent en perte d'autonomie, ainsi que les effets attendus de cette responsabilité sur leur trajectoire professionnelle.

L'enquête repose sur un dispositif de présélection visant à ne retenir que les individus répondant aux critères de l'étude. L'échantillon final comprend 2 300 répondants âgés de 45 à 58 ans, résidant en Ontario ou au Québec, occupant actuellement un emploi et se déclarant disposés à offrir des soins à un parent ou à un beau-parent en cas de perte d'autonomie.

Le questionnaire comporte 52 questions organisées en plusieurs sections. Il recueille d'abord des informations socio-démographiques et de santé des répondants. Il documente ensuite l'état de santé du parent ou du beau-parent le plus susceptible d'être aidé, ainsi que les anticipations subjectives des répondants concernant son espérance de vie et la durée potentielle des besoins d'aide.

Les sections suivantes portent sur la situation professionnelle et financière du répondant (et de son conjoint le cas échéant), celle des parents et beaux-parents, les connaissances et préférences relatives aux systèmes de SLD, le volume d'heures de soins que les répondants seraient prêts à fournir, ainsi que les normes sociales et motivations altruistes susceptibles d'influencer l'engagement en tant que proche aidant.

3.1 Analyse descriptive de l'échantillon

3.1.1 Caractéristiques socio-démographiques et de santé des répondants

Le Tableau 1 ci-dessous présente la répartition des répondants de l'échantillon selon les deux provinces. L'échantillon est constitué pour moitié de femmes (50,96 %) et d'hommes (49,04 %). L'âge moyen (51,2 ans) est légèrement inférieur au Québec (51 ans) qu'en Ontario (51,3 ans). La majorité des répondants (68,00 %) sont mariés ou vivent en union de fait. Le niveau d'éducation observé pour l'ensemble des répondants est globalement élevé : plus de quatre répondants sur cinq (80,78 %) détiennent un diplôme supérieur à un diplôme d'études secondaires. Cette proportion est légèrement plus élevée en Ontario (82,33 %) qu'au Québec (79,24 %). En outre, un peu plus de la moitié des proches aidants potentiels (53,00 %) vivent

[1] L'enquête a été conçue par nos soins et réalisée en ligne et de manière anonyme par la firme de sondages "Asking Canadians/Qu'en pensez-vous ?". Le questionnaire complet est disponible à l'adresse suivante https://drive.google.com/file/d/1Zbl4R2LZaHUeujf7eX-PMr3a8ohGHCPN/view

à une distance géographique inférieure à 20 kilomètres de leurs parents ou beaux-parents, ce qui pourrait influencer leur disponibilité et leur propension à offrir des soins en cas de perte d'autonomie. Cette proportion est légèrement plus élevée au Québec (55,78 %) qu'en Ontario (50,22 %).

Les répondants ont une perception globalement positive de leur état de santé. Plus de 90 % déclarent avoir un état de santé bon, très bon ou excellent, alors que seuls 8,17 % considèrent avoir un état de santé passable ou faible. Cette distribution est comparable entre l'Ontario et le Québec.

Table 1: Caractéristiques socio-démographiques et de santé des aidants selon la province de résidence

Variables		Ontario(%)	Québec(%)	Total
Sexe	Homme	52,57	45,53	49,04
	Femme	47,43	54,47	50,96
Groupe d'âge	45 - 49	36,47	41,44	38,96
	50 - 53	31,51	25,89	28,70
	54 - 58	32,03	32,67	32,35
Statut matrimonial	Marié / conjoint de fait	69,54	66,46	68,00
	Non marié(e)	30,46	33,54	32,00
Niveau d'éducation	< Secondaire	0,96	1,13	1,04
	Secondaire	16,71	19,64	18,17
	> Secondaire	82,33	79,24	80,78
Proximité géographique	Oui ($\leq$ 20 km)	50,22	55,78	53,00
	Non	49,78	44,22	47,00
État de santé	Excellent	18,71	18,85	18,78
	Très bon	40,73	44,22	42,48
	Bon	30,81	30,32	30,57
	Passable/faible	9,75	6,60	8,17

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne

3.2 Profil économique et financier des répondants

Le Tableau 2 présente les caractéristiques d'emploi et de logement des répondants de l'enquête. La grande majorité (87,26 %) d'entre eux occupe un emploi salarié. Les répondants travaillent essentiellement à temps plein, avec une proportion légèrement plus élevée au Québec (84,71 %) qu'en Ontario (81,20 %). Parmi les répondants qui sont en couples, 81,59 % déclarent que leur conjoint est actif sur le marché du travail, avec un écart marqué entre le

Québec (85,62 %) et l'Ontario (77,72 %).

La majorité des répondants ont aussi indiqué être propriétaires de leur résidence principale (74,04 %), une proportion légèrement plus élevée au Québec (75,15 %) qu'en Ontario (72,93 %). Environ 12 % d'entre eux possèdent également un logement secondaire, une tendance quasiment identique entre les deux provinces.

Table 2: Caractéristiques d'emploi et de logement des répondants et ménages selon la province

Variables		Ontario(%)	Québec(%)	Total
Emploi	Salarié	85,47	89,05	87,26
	Travailleur autonome	14,53	10,95	12,74
Travail à temps plein	Oui	81,20	84,71	82,96
	Non	18,80	15,29	17,04
Emploi conjoint	Oui	77,72	85,62	81,59
	Non	22,28	14,38	18,41
Propriété de domicile	Primaire	72,93	75,15	74,04
	Secondaire	11,92	11,90	11,91
	Non propriétaire	24,98	22,59	23,79

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne

Dans le Tableau A.1 en Appendice A.1, nous présentons les données sur la situation financière des répondants. Le revenu moyen des répondants s'élève à $78,809 CAD.[2] Les Ontariens déclarent en moyenne un revenu supérieur d'environ 7 8% à celui des Québécois, avec des montants de $81,767 CAD et $75,873 CAD respectivement.La dispersion est également plus forte en Ontario, où l'écart-type atteint $52,593 CAD, contre $47,006 CAD au Québec. L'écart interprovincial est encore plus marqué pour l'épargne, avec une épargne des Ontariens en moyenne 16% plus élevée que celle des Québécois (293 013 $ contre 251 208 $).

3.3 Caractéristiques socio-démographiques et de santé des personnes susceptibles d'être aidées

Le Tableau 3 ci-dessous détaille les principales caractéristiques socio-démographiques et de santé des personnes âgées identifiées par les répondants comme bénéficiaires potentielles de

[2]Ceci correspond au revenu brut individuel déclaré de l'année précédant l'enquête.

soins, à savoir soit leurs parents soit leurs beaux-parents. En effet, l'âge moyen varie peu selon le lien de parenté : les mères ont en moyenne 76,9 ans, les belles-mères 76,2 ans, les pères 78,4 ans et les beaux-pères 76,9 ans. Ces résultats suggèrent que les personnes potentiellement aidées sont dans une période de leur vie au cours de laquelle le risque de perte d'autonomie fonctionnelle devient plus fréquent.

Les informations recueillies démontrent aussi que l'état de santé des parents et beaux-parents se caractérise par une forte prévalence de maladies chroniques. Près de 16% ont été diagnostiqués d'une cardiopathie et environ 5% ont déjà subi un accident vasculaire cérébral (AVC). Environ 20 % souffrent de diabète; près de 27% d'hypertension, et 13% ont déjà eu un cancer. Ce profil reflète les enjeux de santé typiques du vieillissement, marqués par des pathologies chroniques susceptibles de limiter l'autonomie fonctionnelle.

La perception qu'ont les répondants de l'état de santé des personnes qu'ils pourraient potentiellement aider est globalement positive. Environ 66% jugent que la santé de leurs proches est relativement bonne, très bonne ou excellente.

Deux tiers des bénéficiaires potentiels de soins sont propriétaires. Cette proportion est plus élevée en Ontario (72 %) qu'au Québec (61 %). Le statut de propriétaire est pertinent pour l'analyse des préférences de soins, puisqu'il pourrait influencer la possibilité d'offrir des soins à domicile dans un environnement stable et potentiellement aménageable. Les propriétaires disposent aussi généralement d'une plus grande latitude financière et matérielle pour soutenir le maintien à domicile, notamment en assumant des adaptations résidentielles ou en recourant à des services privés.

Table 3: Caractéristiques sociodémographiques et de santé des personnes susceptibles d'être aidées selon le lieu de résidence

Caractéristiques sociodémographiques et de santé		Ontario(%)	Québec(%)	Total
Moyenne d'âge des personnes potentiellement aidées	Mère	76,80	77,03	76,92
	Père	78,66	78,20	78,43
	Belle-mère	76,45	75,88	76,17
	Beau-père	77,01	76,75	76,88
Maladie diagnostiquée	Cardiopathie	15,58	15,90	15,74
	AVC	5,92	4,95	5,43
	Maladie pulmonaire	3,57	7,65	5,61
	Diabète	21,67	17,37	19,52
	Hypertension	23,59	29,89	26,74
	Dépression ou autres	13,84	11,64	12,74
	Cancer	11,92	14,68	13,30
État de santé générale	Excellent	4,79	5,30	5,04
	Très bon	23,24	23,37	23,30
	Bon	36,21	39,97	38,09
	Assez bon	28,11	25,28	26,70
	Faible	7,66	6,08	6,87
Propriété de domicile	Propriétaire	71,80	60,99	66,39
	Non propriétaire	28,20	39,01	33,61

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne

3.4 Préférence pour le bénéficiaire des soins

Avant d'examiner les modalités spécifiques de prise en charge, nous analysons le choix du bénéficiaire potentiel de SLD privilégié par les répondants. L'enquête leur demandait d'indiquer s'ils seraient plus susceptibles d'aider leurs propres parents ou ceux de leur conjoint(e) en cas de besoins futurs : "Lequel ou laquelle, parmi vos parents ou ceux de votre conjoint(e), seriez-vous le plus susceptible d'aider dans ses activités de la vie quotidienne à l'avenir ? "

L'échantillon initial comprend 2 300 répondants, incluant des personnes en couple et hors couple. Toutefois, l'analyse des préférences entre parents et beaux-parents conduit à exclure les individus célibataires, qui ne sont pas confrontés à cet arbitrage. L'échantillon est

donc restreint aux personnes actuellement en couple (mariées ou en union libre) ainsi qu'à celles ayant déjà été en couple (divorcées, séparées ou veuves). Cette restriction permet de tenir compte d'une exposition présente ou passée aux liens de belle-famille, tout en intégrant l'hétérogénéité des obligations envers les beaux-parents, lesquelles tendent à s'atténuer après la dissolution de l'union.

Après application de ce critère, l'échantillon final compte 1 837 observations. Les résultats du Tableau 4 mettent en évidence des différences marquées selon le genre dans le choix du bénéficiaire potentiel de soins. Les femmes expriment plus fréquemment une préférence pour leurs parents (79,4%) que les hommes, tant en Ontario qu'au Québec. Bien que cette préférence demeure majoritaire chez les hommes (68,1%), elle est inférieure d'environ dix points de pourcentage à celle observée chez les femmes.

Table 4: Préférence déclarée pour les bénéficiaires potentiels de soins selon la province et le genre

	Ontario (%)		Québec (%)		Total (%)	
Bénéf. de soins	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Parents	69,01 (343)	78,29 (357)	67,08 (273)	80,50 (384)	68,14 (616)	79,42 (741)
Beaux-parents	30,99 (154)	21,71 (99)	32,92 (134)	19,50 (93)	31,86 (288)	20,58 (192)
Total (n)	497	456	407	477	904	933

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne.
Note : Les pourcentages sont calculés par colonne. Les nombres entre parenthèses indiquent les effectifs.

Les résultats du Tableau 5 soulignent le rôle déterminant du statut matrimonial dans la préférence pour les bénéficiaires potentiels de soins. Parmi les personnes mariées, une majorité déclare être plus encline à aider ses parents plutôt que ses beaux-parents, une répartition similaire en Ontario et au Québec. En revanche, chez les personnes non mariées (séparées, divorcées ou veuves), cette préférence est nettement plus marquée : près de 90 % indiquent qu'elles privilégieraient leurs parents, reléguant les beaux-parents à un rôle marginal. Cette différence souligne le rôle central du lien conjugal : lorsqu'il est actif, les obligations s'étendent à la belle-famille, tandis qu'en son absence, la solidarité se concentre sur les parents. La similarité des profils entre l'Ontario et le Québec suggère des normes

familiales largement partagées entre ces deux provinces.

Table 5: Préférence déclarée pour les bénéficiaires potentiels de soins selon le statut matrimonial du proche aidant et la province

	Ontario (%)		Québec (%)		Total (%)	
Bénéf. de soins	Mariés	Non mariés	Mariés	Non mariés	Mariés	Non mariés
Parents	70,09 (560)	90,91 (140)	71,90 (550)	89,92 (107)	70,97 (1110)	90,48 (247)
Beaux-parents	29,91 (239)	9,09 (14)	28,10 (215)	10,08 (12)	29,03 (454)	9,52 (26)
Total (n)	799	154	765	119	1564	273

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne.
Note : Les pourcentages sont calculés par colonne. Les nombres entre parenthèses indiquent les effectifs.

Cette première section a présenté les principales caractéristiques socio-démographiques, économiques et de santé des répondants et des personnes susceptibles d'être aidées, servant de cadre à l'analyse économétrique des sections suivantes, dans lesquelles des variables explicatives supplémentaires, propres à chaque modèle, seront éventuellement ajoutées.

4 Anticipation du type de prise en charge

Dans cette section, nous décrivons les anticipations déclarées des proches aidants potentiels quant au type de SLD qu'un parent ou beau-parent recevrait en situation de perte d'autonomie. Lors de l'enquête, les répondants étaient invités à se projeter dans un scénario hypothétique où un proche âgé aurait besoin d'aide pour ses activités de la vie quotidienne (AVQ), en répondant à la question suivante: *"Supposez que la personne préférée comme bénéficiaire potentiel de soins a besoin d'aide dans ses activités de la vie quotidienne. Quel type de soins pensez-vous qu'il ou elle va recevoir ?"* Les modalités proposées étaient les suivantes: (i) des soins à domicile principalement assurés par la famille ou les proches, (ii) des soins à domicile principalement assurés par des professionnels, et (iii) des soins en CHSLD.[3] Ils devaient alors répartir dix balles entre ces trois modalités de prise en charge, chaque balle représentant une probabilité relative associée à chaque situation.

[3]Le sigle CHSLD désigne les Centres d'Hébergement et de Soins de Longue Durée au Québec et les foyers de soins de longue durée en Ontario.

À partir de la répartition des réponses entre les trois modalités proposées, l'anticipation principale est définie comme le type de soins ayant recueilli le plus grand nombre de balles. En cas d'égalité du nombre maximal de balles entre deux options, l'anticipation est considérée comme partagée entre ces deux modalités. Dans l'échantillon, 74,13 % des répondants (soit 1705 d'entre eux) expriment ainsi une anticipation principale stricte pour un type de SLD, tandis que 25,70 % présentent une anticipation partagée entre deux modalités.[4]

Le Tableau 6 présente la distribution des anticipations relatives au choix du type de SLD parmi les répondants ayant exprimé une anticipation principale stricte. Près de la moitié d'entre eux (49,79 %) anticipent prioritairement une prise en charge en CHSLD. Les soins à domicile principalement assurés par la famille occupent en deuxième position, représentant 29,27 % des anticipations principales strictes, avec une proportion plus élevée en Ontario qu'au Québec. Les soins à domicile avec assistance professionnelle constituent l'anticipation la moins fréquemment privilégiée (20,94 %), bien qu'ils soient relativement plus souvent mentionnés au Québec (23,30 %) qu'en Ontario (18,39 %).

Table 6: Répartition des anticipations de choix de SLD le plus fréquemment mentionnées en premier, selon la province

Type de soins	Ontario (%)	Québec (%)	Total (%)
Choix clairs	71,45	76,80	74,13
	(821)	(884)	(1705)
Choix clairs détaillés			
Domicile : soins familiaux	32,76	26,02	29,27
Domicile : soins professionnels	18,39	23,30	20,94
Soins en CHSLD	48,84	50,68	49,79

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne.

Nous menons à présent une analyse économétrique afin d'identifier les déterminants individuels et contextuels des anticipations concernant les trois modalités de prise en charge présentées ci-dessus. L'analyse repose sur l'estimation d'un modèle de régression logistique multinomiale, adapté à une variable dépendante qualitative à modalités multiples non ordonnées. La spécification du modèle est donnée par:

[4]Nous exclurons ces cas d'indifférence dans l'analyse économétrique qui suit. Enfin, bien que la consigne recommandait explicitement l'allocation de dix unités entre les trois modalités, les répondants pouvaient passer à la question suivante même lorsque toutes les balles n'étaient pas allouées. Ainsi, quatre répondants (0,17%) ont attribué des scores identiques aux trois options, ce qui ne respecte pas la logique d'arbitrage attendue. Ces observations ont été exclues de l'analyse.

$$\log\left(\frac{P(Y_i = c \mid X_i, Z_j)}{P(Y_i = 0 \mid X_i, Z_j)}\right) = \beta_{0c} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{kc} X_{ki} + \sum_{m=1}^{q} \gamma_{mc} Z_{mj}, \quad \forall c \in \{1, 2\}$$

avec Y_i={0,1,2}, la variable d'anticipation principale du type de SLD par l'aidant potentiel i. La modalité *soins familiaux à domicile* est retenue comme catégorie de référence ($Y_i = 0$), tandis que les modalités $c = 1$ et $c = 2$ correspondent respectivement aux *soins à domicile avec assistance professionnelle* et aux *soins en établissement (CHSLD)*. X_i est un vecteur correspondant aux p caractéristiques de l'aidant potentiel i, telles que ses caractéristiques socio-démographiques (genre, âge, statut matrimonial et niveau d'éducation), sa situation économique (activité professionnelle et épargne) ainsi que son état de santé déclaré. Z_j est un vecteur correspondant aux q caractéristiques du bénéficiaire potentiel de soins j, telles que déclarées par le répondant i. Celles-ci incluent son état de santé perçu (par le répondant) et une mesure subjective de l'espérance de vie anticipée.

Cette dernière variable permet d'approximer l'horizon temporel anticipé de la prise en charge par le répondant et pourrait influencer le type de prise en charge choisi. En Appendice A.2, le Tableau A.2 présente la distribution des perceptions des répondants quant à l'espérance de vie restante du bénéficiaire potentiel. Près d'un tiers des répondants anticipent une espérance de vie moyenne, soit entre 5 et 15 ans. Environ un quart des répondants (25,8 %) estiment que leurs parents ou beaux-parents pourraient ne pas dépasser cinq ans, tandis que 20,0 % envisagent une espérance de vie excédant 15 ans.

Les coefficients β_{kc} et γ_{mc} captent respectivement l'effet des caractéristiques k de l'aidant potentiel et m du bénéficiaire potentiel sur la probabilité relative d'anticiper principalement la modalité de soins c plutôt que la catégorie de référence. Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance et les résultats sont présentés sous forme de rapports de risque relatif (RRR), facilitant l'interprétation économique des coefficients.[5]

[5] L'hypothèse d'indépendance des alternatives pertinentes (IAP) est retenue. Cette hypothèse est plausible dans la mesure où les alternatives considérées correspondent à des configurations distinctes de soins, différant tant par leur intensité que par leur organisation et leur structure de coûts.

Table 7: Résultats du modèle logistique multinomial — Anticipation principale du choix de type de soins

Variables explicatives	**Domicile : Soins professionnels**		**CHSLD**	
	RRR	Erreur. std	RRR	Erreur. std
Caractéristiques socio-démographiques				
Femme	0,964	(0,138)	1,160	(0,135)
Âge (réf. : 45–49 ans)				
50–53 ans	0,886	(0,153)	0,883	(0,126)
54–58 ans	0,768	(0,134)	0,878	(0,124)
Marié·e/conjoint·e de fait (réf. : Non)				
Oui	1,237	(0,190)	1,204	(0,149)
Niveau d'éducation (réf. : < secondaire)				
Secondaire	4,510	(4,961)	1,491	(0,843)
Supérieur au sec.	4,129	(4,498)	1,187	(0,655)
Santé de l'aidant (réf. : très bonne)				
Passable/faible	1,009	(0,284)	1,277	(0,291)
Bonne	0,899	(0,155)	1,197	(0,167)
Excellente	0,871	(0,168)	0,991	(0,157)
Santé du parent (réf. : bonne)				
Passable/faible	1,155	(0,212)	1,143	(0,171)
Très bonne	0,904	(0,169)	0,997	(0,150)
Excellente	1,213	(0,361)	0,991	(0,256)
Situation économique				
Temps plein (réf. : Non)				
Oui	1,485**	(0,289)	1,243	(0,187)
Épargne (réf. : premier tercile)				
Deuxième tercile	0,956	(0,166)	1,130	(0,159)
Troisième tercile	1,001	(0,178)	1,044	(0,152)
Espérance de vie du parent (réf. : survie à 5 ans < 75%)				
Courte : 5–15 ans (peu probable >15 ans)	1,036	(0,212)	1,157	(0,197)
Moyenne : >15 ans (mod. probable)	1,074	(0,214)	1,414**	(0,232)
Longue : probable >15 ans	0,939	(0,228)	1,474**	(0,288)
Constante	0,126*	(0,143)	0,697	(0,428)
Statistiques du modèle				
Chi^2 du modèle (36 ddl) : 38,70	Prob > Chi^2 : 0,3489			
Log-vraisemblance : −1743,9551	Pseudo R^2 : 0,0110			
Nombre d'observations : 1 705				

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne

Notes : La catégorie de référence de la variable dépendante est *"Domicile : soins familiaux"*. Les rapports de risque relatifs (RRR) sont interprétés relativement à cette modalité. *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}10$

Le pouvoir explicatif global demeure limité, comme l'indiquent le test du rapport de vraisemblance et la valeur du pseudo-R^2. Cette faible capacité explicative invite à une interprétation prudente des résultats et suggère que les anticipations en matière de SLD sont influencées par des facteurs difficiles à observer ou à mesurer. Malgré ces limites, certains déterminants ressortent de manière robuste.

Les résultats du Tableau 7 montrent qu'une activité professionnelle à temps plein de l'aidant potentiel est associée à une probabilité significativement plus élevée de privilégier les soins à domicile avec assistance professionnelle par rapport aux soins exclusivement familiaux. Ce résultat met en évidence le rôle des contraintes de temps dans l'arbitrage entre implication familiale et recours à des services professionnels. Par ailleurs, l'espérance de vie anticipée du bénéficiaire potentiel apparaît comme un déterminant central du recours aux soins en établissement (CHSLD). Une espérance de vie perçue comme moyenne ou longue accroît significativement la probabilité de privilégier une prise en charge institutionnelle. Ce résultat suggère que l'anticipation d'un engagement prolongé dans le temps renforce l'attrait des solutions institutionnelles, possiblement en raison de la charge physique et émotionnelle associée à une prise en charge familiale durable.

À l'inverse, les variables économiques, notamment le niveau d'épargne, ne présentent pas d'effet statistiquement significatif une fois l'ensemble des contrôles pris en compte. Les coefficients associés au niveau d'éducation sont élevés mais s'accompagnent d'une forte imprécision, limitant la portée des conclusions pouvant être tirées à leur sujet.

5 Anticipation de l'intensité des SLD dispensés

Lors de l'enquête, les répondants étaient invités à se projeter dans le même scénario hypothétique que celui présenté à la section précédente, à savoir une situation où le bénéficiaire potentiel de soins aurait besoin d'aide pour ses AVQ. Ils devaient alors répondre à une question relative au nombre d'heures par semaine qu'ils seraient susceptibles de consacrer à un parent ou à un beau-parent en situation de perte d'autonomie en répartissant dix balles entre quatre plages horaires d'aide hebdomadaire: (i) moins d'une heure par semaine ; (ii) entre une et dix heures par semaine ; (iii) entre onze et vingt heures par semaine ; et (iv) plus de vingt heures par semaine. L'ensemble des balles devant obligatoirement être utilisé, le nombre de balles mises dans une plage horaire représentait alors la probabilité déclarée de ce niveau d'engagement.

L'intensité d'aide préférée correspond à la plage horaire ayant reçu le plus grand nombre de balles. En cas d'égalité entre deux ou plusieurs plages, l'observation est interprétée comme une préférence partagée, reflétant une hésitation ou une flexibilité dans le niveau d'engagement. Enfin, lorsqu'aucune catégorie n'obtient un nombre de balles strictement supérieur aux autres, l'observation est considérée comme révélant l'absence de préférence

nette quant à l'intensité des soins.

Le Tableau 8 présente les choix d'intensité d'aide selon la province pour les répondants ayant exprimé une hiérarchisation claire des plages horaires, soit 1,922 observations sur les 2,300 initiales. Une large majorité des répondants (83,57%) font un choix clair, tandis que 16,43% sont partagés entre plusieurs alternatives.

Parmi les répondants ayant exprimé une préférence stricte, 41,56 % ont préféré la plage de 1 à 10 heures par semaine, avec une proportion nettement plus élevée au Québec (46,57 %) qu'en Ontario (36,54 %). Environ 19,26 % des répondants envisagent une intensité comprise entre 11 et 20 heures par semaine, une proportion légèrement plus importante en Ontario qu'au Québec. Les engagements très élevés, soit plus de 20 heures par semaine, concernent 14,74 % des répondants et sont là encore plus fréquents en Ontario (17,76 %) qu'au Québec (11,73 %). Enfin, les engagements très faibles, de moins d'une heure par semaine, demeurent peu fréquents, représentant seulement 8 % des réponses. Ce type d'engagement s'apparente davantage à une aide ponctuelle ou symbolique qu'à une implication régulière dans les soins, et peut refléter une disponibilité limitée des aidants ou une anticipation d'un recours prédominant aux services formels. Aussi, ces écarts provinciaux suggèrent que les préférences d'intensité ne reflètent pas uniquement des dispositions individuelles, mais s'inscrivent également dans des contextes institutionnels distincts, susceptibles d'influencer la disponibilité perçue de services formels et, en conséquence, le volume d'heures que les aidants anticipent devoir assumer.

Table 8: Répartition des préférences strictes pour le nombre d'heures hebdomadaires alloué aux soins selon la province

Nombre d'heures alloué aux soins	Ontario (%)	Québec (%)	Total (%)
Choix clairs	82,84	84,19	83,57
	(953)	(969)	(1922)
Choix clairs détaillés			
Moins d'une heure/semaine	7,31	8,69	8,00
	(84)	(100)	(184)
1 à 10 heures/semaine	36,54	46,57	41,56
	(420)	(536)	(956)
11 à 20 heures/semaine	21,33	17,20	19,26
	(245)	(198)	(443)
Plus de 20 heures/semaine	17,76	11,73	14,74
	(204)	(135)	(339)

Source: Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne.

Note: Les valeurs entre parenthèses indiquent le nombre d'observations.

Le reste de cette section est consacré à l'analyse des déterminants des choix d'intensité d'aide envisagée par les répondants, et se restreint aux 1922 répondants ayant exprimé un choix clair quant à l'intensité d'aide envisagée. Comme dans la Section 4, l'analyse empirique repose sur un modèle de régression logistique multinomiale appliqué à une variable dépendante catégorielle et non ordonnée. Cette variable distingue quatre catégories d'intensité d'aide correspondant aux heures hebdomadaires de soins que le répondant se dit prêt à fournir, et détaillées ci-dessus.[6] Le modèle est estimé en retenant la catégorie *1 à 10 heures par semaine* comme référence, choix motivé par sa fréquence élevée et son interprétation comme un niveau d'engagement substantiel mais généralement compatible avec des contraintes professionnelles et familiales.

Comme précédemment, les variables explicatives sont structurées en deux ensembles : (i) les caractéristiques des aidants potentiels, incluant les dimensions socio-démographiques,

[6]Bien que ces catégories puissent être vues comme ordonnées, le choix d'un modèle multinomial non ordonné permet de conserver une flexibilité d'interprétation : les seuils d'engagement ne sont pas nécessairement perçus comme équidistants et peuvent refléter des contraintes qualitativement différentes plutôt qu'une progression linéaire de l'implication. Par ailleurs, l'estimation repose sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives pertinentes. Cette hypothèse peut être discutable dans la mesure où les catégories d'heures représentent des paliers le long d'un continuum. Elle est néanmoins retenue de manière conventionnelle, en considérant que les seuils d'intensité correspondent à des niveaux d'engagement distincts, associés à des contraintes organisationnelles et temporelles différenciées.

économiques et de santé ; (ii) les caractéristiques du bénéficiaire potentiel de soins tel qu'envisagé par le répondant, incluant son état de santé perçu, l'espérance de vie anticipée et le lien de parenté avec le répondant. Pour ce modèle, nous avons inclus deux variables supplémentaires qui semblent revêtir une importance particulière dans ce contexte: l'âge prévu de départ à la retraite, introduit afin de mieux capter les différences anticipées de disponibilité, et le lien de parenté (parent versus beau-parent), mobilisé pour analyser le rôle de la proximité familiale dans la détermination du volume d'aide envisagé.

Le Tableau A.3 en Appendice A.3 présente la distribution des intentions de départ à la retraite selon la province. Il montre que la majorité des répondants (68,6 %) envisagent un départ à la retraite avant 62 ans, tandis que 20,3 % envisagent un départ à 65 ans et 11,1 % un départ à 68 ans ou plus. Ces trajectoires professionnelles anticipées reflètent des contraintes de temps hétérogènes, susceptibles d'influencer l'intensité de l'aide envisagée : un départ anticipé accroît la disponibilité potentielle, tandis qu'un départ plus tardif traduit des contraintes professionnelles ou financières plus fortes.

Table 9: Résultats du modèle logistique multinomial — Intensité hebdomadaire des soins

Variables explicatives	**Moins d'1h/semaine**		**11–20h/semaine**		**Plus de 20h/semaine**	
	RRR	Erreur std	RRR	Erreur std	RRR	Erreur std
Caractéristiques socio-démographiques						
Femme	1,056	(0,179)	1,162	(0,139)	1,314**	(0,176)
Âge (réf. : 45–49 ans)						
50–53 ans	1,288	(0,277)	0,976	(0,140)	1,154	(0,187)
54–58 ans	1,953***	(0,397)	1,017	(0,147)	1,347*	(0,217)
Marié·e/conjoint·e de fait (réf. : Non)						
Oui	0,984	(0,190)	1,039	(0,136)	0,796	(0,112)
Niveau d'éducation (réf. : < secondaire)						
Secondaire	0,237**	(0,155)	3,119	(3,382)	1,003	(0,619)
Supérieur au sec.	0,448	(0,276)	3,561	(3,837)	0,617	(0,376)
Santé de l'aidant (réf. : très bonne)						
Passable/faible	0,635	(0,218)	1,040	(0,230)	0,916	(0,222)
Bonne	0,860	(0,174)	0,996	(0,142)	1,003	(0,156)
Excellente	1,279	(0,279)	1,019	(0,164)	0,817	(0,155)
Santé du parent (réf. : bonne)						
Passable/faible	1,256	(0,286)	1,212	(0,181)	1,355*	(0,229)
Très bonne	1,537**	(0,333)	0,809	(0,126)	1,094	(0,190)
Excellente	2,451***	(0,769)	0,976	(0,259)	1,488	(0,413)
Situation économique						
Temps plein (réf. : Non)						
Oui	0,818	(0,177)	0,993	(0,163)	0,619***	(0,101)
Épargne (réf. : premier tercile)						
Deuxième tercile	0,584***	(0,120)	1,084	(0,155)	0,806	(0,129)
Troisième tercile	0,542***	(0,112)	0,868	(0,132)	0,778	(0,131)
Âge prévu de la retraite (réf. : < 65 ans)						
Départ à 65 ans	0,866	(0,189)	1,148	(0,166)	0,989	(0,165)
Départ à 68 ans ou plus	1,235	(0,323)	1,089	(0,212)	1,433*	(0,284)
Espérance de vie du parent (réf. : faible ≤ 5 ans)						
Courte : 5–15 ans (peu probable >15 ans)	0,988	(0,244)	1,143	(0,201)	0,889	(0,184)
Moyenne : >15 ans (mod. probable)	1,121	(0,259)	1,014	(0,169)	1,124	(0,207)
Longue : probable >15 ans	1,421	(0,399)	1,214	(0,239)	1,421*	(0,306)
Groupe du proche aidé (réf. : beaux-parents)						
Parents	0,666**	(0,126)	1,383**	(0,209)	1,503**	(0,267)
Constante	0,534	(0,391)	0,085**	(0,096)	0,439	(0,302)
Statistiques du modèle						
Nombre d'observations : 1 922						
χ^2 du modèle (63 ddl) : 150,66		Prob > χ^2 : 0,0000				
Log-vraisemblance : −2262,337		Pseudo R^2 : 0,0322				

Source : Calculs des auteurs l'auteur à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne
Notes : La catégorie de référence est :*1 à 10 heures par semaine*. Les paramètres sont estimés par maximum de vraisemblance et présentés sous forme de rapports de risque relatif (RRR), facilitant l'interprétation des effets marginaux des déterminants sur les probabilités relatives d'appartenir à une catégorie plutôt qu'à la référence. *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}10$

Les résultats du Tableau 9 montrent que plusieurs facteurs sont associés à la probabilité relative de se situer dans un engagement très faible (moins d'une heure par semaine) plutôt

que dans la catégorie de référence. Les répondants âgés de 54 à 58 ans présentent une probabilité relative significativement plus élevée de déclarer moins d'une heure de soins par semaine. En outre, la probabilité de dispenser moins d'une heure par semaine d'aide augmente lorsque l'état de santé du bénéficiaire potentiel est perçu comme très bon ou excellent, suggérant un ajustement du volume d'aide envisagé aux besoins perçus du proche aidé. À l'inverse, le niveau d'éducation (diplôme secondaire) est associé à une probabilité relative plus faible d'un engagement de moins d'une heure par semaine. De manière notable, l'épargne joue également un rôle : appartenir aux deuxième et troisième terciles d'épargne réduit significativement la probabilité relative de fournir moins d'une heure de soins par semaine. Enfin, le lien de parenté est déterminant : lorsque le bénéficiaire potentiel est un parent (plutôt qu'un beau-parent), la probabilité relative d'un engagement très faible diminue, ce qui indique une implication plus que marginale lorsque la relation est filiale.

S'agissant d'un engagement intermédiaire (11 à 20 heures par semaine), le lien de parenté apparaît comme le déterminant central. Lorsque le bénéficiaire potentiel est un parent, la probabilité relative d'envisager 11 à 20 heures de soins par semaine augmente significativement par rapport au cas où le bénéficiaire est un beau-parent. Les autres variables ne présentent pas d'effets robustes pour ce niveau d'intensité, ce qui suggère que l'entrée dans un volume d'aide intermédiaire est principalement structurée par la nature de la relation familiale.

La dernière colonne du tableau met en évidence plusieurs déterminants d'un engagement intensif (plus de 20 heures par semaine). Celui-ci est plus probable chez les femmes et les répondants âgés de 54 à 58 ans. Il est également associé à des besoins plus élevés, notamment lorsque l'état de santé du bénéficiaire est perçu comme passable ou faible. L'anticipation d'un départ tardif à la retraite (68 ans ou plus) est aussi corrélée à une probabilité relative plus élevée d'engagement intensif. Enfin, le lien filial constitue un déterminant majeur : lorsque le bénéficiaire potentiel est un parent, la probabilité d'envisager un volume d'aide très élevé augmente significativement.

À l'inverse, l'occupation d'un emploi à temps plein réduit fortement la probabilité relative d'un engagement supérieur à 20 heures, soulignant le rôle contraignant des obligations professionnelles dans la capacité à fournir un volume horaire élevé de soins.

Les résultats montrent que l'intensité d'aide envisagée est principalement déterminée par les contraintes de temps liées à l'activité professionnelle, la proximité familiale (lien filial) et

les besoins perçus du bénéficiaire. L'épargne joue surtout un rôle dans la distinction entre absence d'engagement substantiel et aide régulière, tandis que les autres variables ont des effets limités. Globalement, les engagements les plus élevés reflètent davantage des arbitrages de disponibilité et de relation familiale que des différences de ressources économiques, soulignant l'intérêt de distinguer l'intensité de l'aide du choix du mode de prise en charge.

6 Conclusion

Le vieillissement démographique accroît la pression sur les systèmes de santé, notamment à travers la hausse des coûts des SLD, et conduit à une redéfinition du partage entre solidarité publique et prise en charge familiale. Dans de nombreux pays développés (incluant le Canada), l'aide aux personnes âgées repose encore largement sur l'aide informelle, ce qui rend essentiel l'analyse des déterminants des choix d'aide pour anticiper les besoins futurs et orienter l'action publique. Dans ce contexte, ce papier analyse les anticipations d'aide d'individus âgés de 45 à 58 ans, en considérant conjointement le choix du bénéficiaire potentiel, le type de soins et l'intensité hebdomadaire envisagés, afin de saisir la complexité du processus décisionnel en amont de l'engagement dans l'aide informelle.

Ce travail montre que la décision d'aide informelle est fondamentalement multidimensionnelle, reposant sur des arbitrages distincts pour le choix du bénéficiaire, le mode de prise en charge et l'intensité de l'engagement. Ces dimensions répondent à des déterminants spécifiques. Le choix de mode de prise en charge est principalement structuré par les contraintes organisationnelles (selon que l'aidant travaille à temps plein ou non) et la charge anticipée (selon l'espérance de vie du proche aidé), tandis que l'intensité d'aide envisagée dépend surtout de norme de genre, des contraintes de temps (notamment liées à l'emploi à temps plein et au départ à la retraite), de l'état de santé perçu du proche et de la relation de filiation. Cette hétérogénéité souligne que la volonté d'aider ne relève ni d'une logique purement affective ni d'un calcul strictement économique, mais d'un processus décisionnel différencié.

Nos résultats apportent des enseignements clés pour l'action publique. Ils mettent en évidence la nécessité de politiques de soutien aux proches aidants intégrant les contraintes de disponibilité temporelle, en particulier pour les personnes en emploi à temps plein, ainsi que les trajectoires professionnelles et les dynamiques familiales. Le renforcement des dispositifs

de conciliation entre emploi et soins, la sécurisation financière des aidants potentiels et une meilleure reconnaissance sociale de leur rôle apparaissent indispensables pour limiter les inégalités d'engagement, notamment de genre, observées dans les arbitrages d'intensité, et assurer la soutenabilité du système de SLD. Soutenir les proches aidants suppose ainsi d'agir conjointement sur la gestion du temps, la protection financière et l'accès à des services formels clairs et coordonnés.

Ce travail ouvre plusieurs pistes de recherche, notamment à travers des analyses longitudinales permettant d'examiner la traduction des intentions en comportements effectifs, ou par l'intégration de données plus fines sur l'offre et l'accès aux services de santé et les réseaux familiaux. Des approches mixtes combinant analyses quantitatives et qualitatives permettraient également d'approfondir la compréhension des mécanismes sous-jacents aux décisions d'aide.

Appendices

A.1 Profils financiers des répondants

Table A.1: Distribution du revenu et de l'épargne du répondant par terciles et par province

	Catégorie	N	Moyenne	Écart-type	Médiane	Min	Max
Revenu							
Québec	Premier tercile	419	39 624	13 741	44 000	1 000	55 000
	Deuxième tercile	336	69 788	8 577	70 000	55 220	85 500
	Troisième tercile	377	121 584	52 711	103 000	85 663	480 000
	Ensemble de l'échantillon	1132	75 873	47 006	68 000	1 000	480 000
Ontario	Premier tercile	381	36 085	15 919	40 000	1 000	56 000
	Deuxième tercile	374	75 946	11 016	75 000	57 000	95 000
	Troisième tercile	369	134 833	55 114	116 000	95 500	500 000
	Ensemble de l'échantillon	1124	81 767	52 593	75 000	1 000	500 000
Deux provinces	Premier tercile	791	37 736	14 875	42 000	1 000	55 000
	Deuxième tercile	738	73 023	10 321	74 000	55 090	90 000
	Troisième tercile	727	129 373	54 464	110 000	90 110	500 000
	Ensemble de l'échantillon	2256	78 809	49 944	70 000	1 000	500 000
Épargne							
Québec	Premier tercile	385	13 705	13 815	10 000	0	45 000
	Deuxième tercile	434	107 465	49 837	100 000	50 000	200 000
	Troisième tercile	332	714 531	1 418 030	400 000	215 000	22 460 500
	Ensemble de l'échantillon	1151	251 208	817 568	100 000	0	22 460 500
Ontario	Premier tercile	406	19 091	18 598	15 000	0	50 000
	Deuxième tercile	364	123 590	48 248	100 000	52 000	200 000
	Troisième tercile	379	749 167	863 343	500 000	210 000	9 999 999
	Ensemble de l'échantillon	1149	293 013	592 126	100 000	0	9 999 999
Deux provinces	Premier tercile	859	19 124	18 369	15 000	0	50 000
	Deuxième tercile	730	120 858	47 713	100 000	52 000	200 000
	Troisième tercile	711	732 994	1 155 231	485 000	210 000	22 460 500
	Ensemble de l'échantillon	2300	272 092	714 052	100 000	0	22 460 500

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne

Note: Seules les observations avec un revenu annuel total du ménage compris entre 1 000 $ et 500 000 $ sont retenues.

A.2 Anticipation de l'espérance de vie des bénéficiaires potentiels de l'aide

L'espérance de vie anticipée du bénéficiaire potentiel est construite à partir des probabilités subjectives de survie à cinq et à quinze ans déclarées par les répondants. Plus précisément, ceux-ci étaient invités à indiquer la probabilité que le proche aidé soit encore en vie à ces deux horizons temporels. Ces informations ont ensuite été combinées afin de définir quatre catégories ordinales d'espérance de vie anticipée.

Lorsque la probabilité de survie à cinq ans est jugée élevée (au moins 75 %), l'espérance de vie anticipée est ensuite différenciée en fonction de la probabilité de survie à quinze ans. Une probabilité de survie à quinze ans faible (inférieure à 50 %) correspond à une espérance de vie *courte*, une probabilité modérée (entre 50 % et 84 %) à une espérance de vie *moyenne*, et une probabilité élevée (au moins 85 %) à une espérance de vie *longue*. En revanche, lorsque la probabilité de survie à cinq ans est inférieure à 75 %, l'espérance de vie anticipée est classée dans la catégorie *faible*. Cette classification vise à traduire de manière simple la durée anticipée de la prise en charge et à examiner son rôle potentiel dans la formation des préférences en matière de soins.

Table A.2: Distribution des perceptions de l'espérance de vie du bénéficiaire potentiel selon la province

Perception de l'espérance de vie	Ontario (en %) n = 821	Québec (en %) n = 884	Total (en %) n = 1 705
Faible	25,21	26,36	25,81
Courte	21,68	20,81	21,23
Moyenne	33,50	32,47	32,96
Longue	19,61	20,36	20,00
Total	821	884	1705

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne.

A.3 Intentions de départ à la retraite des répondants

Table A.3: Répartition des intentions de départ à la retraite selon la province

Âge prévu de départ à la retraite	Ontario (%)	Québec (%)	Total (%)
Départ avant ou à 62 ans	66,84	70,38	68,63
	(637)	(682)	(1 319)
Départ à 65 ans	20,88	19,71	20,29
	(199)	(191)	(390)
Départ à 68 ans ou plus	12,28	9,91	11,08
	(117)	(96)	(213)
Total	953	969	1 922

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Institut Retraite et Épargne.

References

Becker, Gary S, "A theory of social interactions," *Journal of political economy*, 1974, *82* (6), 1063–1093.

Blomqvist, Ake and Colin Busby, "Paying for the boomers: Long-term care and intergenerational equity," *CD Howe Institute Commentary*, 2014, *415.*

Bolin, Kristian, Björn Lindgren, and Petter Lundborg, "Your next of kin or your own career?: Caring and working among the 50+ of Europe," *Journal of health economics*, 2008, *27* (3), 718–738.

Brandt, Martina, Klaus Haberkern, and Marc Szydlik, "Intergenerational help and care in Europe," *European sociological review*, 2009, *25* (5), 585–601.

Charenkova, Jūratė, ""Parenting my parents": Perspectives of adult children on assuming and remaining in the caregiver's role," *Frontiers in Public Health*, 2023, *11*, 1059006.

Cox, Donald, "Motives for private income transfers," *Journal of political economy*, 1987, *95* (3), 508–546.

_ **and Mark R Rank**, "Inter-vivos transfers and intergenerational exchange," *The review of economics and statistics*, 1992, pp. 305–314.

Ducharme, Francine, *Famille et soins aux personnes âgées : enjeux, défis et stratégies*, Montréal, Québec: Beauchemin, 2006.

Ettner, Susan L, "The opportunity costs of elder care," *Journal of Human Resources*, 1996, pp. 189–205.

Fast, Janet, Norah Keating, Donna S. Lero, Jacquie Eales, and Karen Duncan, *The Economic Costs of Care to Family/Friend Caregivers: A Synthesis of Findings*, Research on Aging, Policies and Practice, Department of Human Ecology, University of Alberta, 2013.

Haberkern, Klaus and Marc Szydlik, "State care provision, societal opinion and children's care of older parents in 11 European countries," *Ageing & Society*, 2010, *30* (2), 299–323.

Laliberté-Auger, François, Aurélie Côté-Sergent, David Boisclair, Yann Décarie, Jean-Yves Duclos, and Pierre-Carl Michaud, "Utilisation et coût de l'hébergement avec soins de longue durée au Québec, 2010 à 2050," *Assurances et gestion des risques*, 2015, *82* (3-4), 23–41.

Navaie-Waliser, Maryam, Aubrey Spriggs, and Penny H Feldman, "Informal caregiving: differential experiences by gender," *Medical care*, 2002, *40* (12), 1249–1259.

Niimi, Yukiko, "The "costs" of informal care: An analysis of the impact of elderly care on caregivers' subjective well-being in Japan," *Review of Economics of the Household*, 2016, *14*, 779–810.

OCDE, "Is Care Affordable for Older People?," Technical Report, Paris 2024.

Simard-Duplain, Gabriel, "Heterogeneity in informal care intensity and its impact on employment," *Journal of Health Economics*, 2022, *86*, 102647.

Skira, Meghan M., "Dynamic Wage and Employment Effects of Elder Parent Care," *International Economic Review*, 2015, *56* (1), 63–93.

Statistique Canada, "Le soutien reçu par les aidants au Canada," Technical Report 2020-1, Statistique Canada, Ottawa, Ontario 2020. Produit no 75-006-X au catalogue de Statistique Canada.

_ , "Les personnes âgées vont bien – Le vieillissement de la population au Canada," 2024. En date du 1er juillet 2023, environ 7,6 millions de Canadiens étaient âgés de 65 ans et plus, représentant 18,9 % de la population totale.

Szydlik, Martin, "Inheritance and inequality: Theoretical reasoning and empirical evidence," *European Sociological Review*, 2004, *20* (1), 31–45.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, "World Population Prospects 2022: Summary of Results," Technical Report UN DESA/POP/2022/TR/NO. 3, United Nations, New York 2022.

Zarzycki, Mikołaj, Diane Seddon, Eva Bei, Rachel Dekel, and Val Morrison, "How culture shapes informal caregiver motivations: A meta-ethnographic review," *Qualitative Health Research*, 2022, *32* (10), 1574–1589.