

# L'impact de la prestation de soins sur les transitions hors d'un emploi à plein temps au Canada

PROULX Christine\*  
LE BOURDAIS Céline\*\*

## ■ Résumé

*Cette étude cherche à démêler l'effet de la prestation de soins sur deux transitions possibles hors d'un emploi à plein temps : la sortie du marché du travail ou le passage vers un travail à temps partiel. Cette question est abordée à l'aide des données de l'Enquête sociale générale de 2006 et 2007. Les résultats issus des modèles proportionnels à risques concurrents confirment que la prestation de soins à autrui exerce un effet plus marqué sur les comportements en emploi des femmes, qui ont traditionnellement un attachement plus faible au marché du travail que les hommes. Les femmes qui travaillent à plein temps voient leur probabilité de quitter leur emploi augmenter lorsqu'elles aident un parent. À l'opposé, les hommes qui fournissent de tels soins tendent à demeurer en emploi, mais optent plutôt pour un emploi à temps partiel pendant la première année de soins. Par ailleurs, l'effet exercé par le type de la relation avec l'aidé sur les transitions hors d'un emploi à plein temps varie nettement en fonction de la durée des soins prodigués, mais de manière différenciée selon le genre.*

**Mots-clés :** soins prodigués, emploi, genre, analyse des transitions

## ■ Abstract

*This study seeks to discern the impact of providing care on two competing transitions out of full-time employment: leaving employment or transitioning into part-time paid work. Using the 2006 and 2007 General Social Survey data, competing risks models support the idea that women's employment is more likely to be influenced by the provision of care than that of men, given their lower attachment to the labour force. Full-time employed women see their risk of leaving employment increase with parent care. In contrast, men who provide such care*

---

<sup>1</sup> Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines du Canada (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteures et non celles des partenaires financiers. La recherche a bénéficié de l'appui du FRQSC, du CRSH et de la Chaire de recherche du Canada en Statistiques sociales et changement familial de l'Université McGill.

\* Institut national de la recherche scientifique.

\*\* Université McGill.

*are likely to remain employed but to opt for part-time employment in the first year of care. The effect of the nature of the care relationship on transitions out of full-time employment clearly varies according to the duration of care but differently across genders.*

**Keywords:** caregiving, employment, gender, event-history analysis

## Introduction

Le vieillissement de la population suscite de nombreuses interrogations en regard de ses conséquences possibles sur les finances publiques et la société en général. Voulant à la fois limiter la croissance des dépenses des programmes destinés aux aînés et retenir le plus grand nombre possible de travailleurs sur le marché du travail, le gouvernement fédéral canadien annonçait en 2012 la hausse progressive de l'âge d'admissibilité à la pension de la Sécurité de la vieillesse qui passera de 65 à 67 ans entre 2023 et 2029. De leur côté, les provinces canadiennes, responsables de la santé et des services sociaux, pourraient voir leurs dépenses croître grandement dans l'avenir étant donné la demande en soins de santé nettement plus importante passé l'âge de 65 ans (Gilmour et Park, 2005). Elles chercheront sans doute à se tourner vers les aidants non-rémunérés qui, par leur appui et soutien aux personnes âgées, ont par le passé contribué à alléger les coûts du système public de santé (Hollander *et al.*, 2009).

En 2012, un peu plus de 8 millions, soit 28 % des Canadiens âgés de 15 ans et plus, ont prodigué des soins à un membre de leur famille ou à un ami éprouvant des problèmes de santé de longue durée, ayant un handicap ou étant tout simplement âgé (Sinha, 2013). Soixante pour cent de ces aidants occupaient un emploi rémunéré. Les taux d'emploi des aidants et des non-aidants se ressemblent ; cependant, ceux qui passent de nombreuses heures par semaine à aider un proche ont tendance à modifier leur comportement de travail, soit en prenant un congé non-rémunéré, en réduisant ou en ajustant leur horaire de travail, ou en quittant le marché du travail (Lilly *et al.*, 2007). Plusieurs facteurs sont associés à ces modifications de comportement, dont le nombre d'heures de soins prodigués, la relation avec la personne aidée, ou encore la gravité des problèmes de santé de celle-ci.

Dans leur recension des écrits, Lilly *et al.* (2007) constatent que les femmes qui prodiguent des soins apportent plus souvent que les hommes des modifications à leur emploi et adoptent parfois des comportements opposés à leurs homologues masculins, plus fortement liés au marché du travail en raison de leur rôle de soutien financier du ménage. Ces comportements ne sont pas sans conséquences sur la capacité qu'ont les gouvernements de collecter des impôts et, de ce fait, de fournir des services à la population, mais aussi sur la propre capacité des aidants, et surtout des aidantes, de subvenir à leurs besoins dans l'immédiat ainsi qu'à épargner en prévision de la retraite.

La présente étude examine les changements occasionnés par la prestation d'aide à autrui dans les trajectoires d'emploi des femmes et des hommes qui occupent un emploi à plein temps. À l'aide des données de l'Enquête sociale générale (ESG) menée par Statistique Canada en 2007, il est possible d'évaluer l'impact des soins prodigués à un proche ou à un ami sur la probabilité qu'ont les individus de

« quitter leur emploi » ou de « travailler à temps partiel ». À notre connaissance, il s'agit de la première étude longitudinale au Canada qui analyse l'effet de donner des soins sur ces deux transitions, en accordant une attention particulière à la durée des soins et à la relation avec l'aidé.

## L'attachement au marché du travail

Selon Becker (1981), l'attachement au marché du travail différencié des hommes et des femmes serait en partie lié aux différences biologiques qui les séparent et qui les amènent à se spécialiser dans des rôles spécifiques, là où ils ont un avantage comparatif par rapport aux autres membres du ménage. Cette spécialisation, qui s'exprime à travers les rôles de soutien financier des hommes et de soins aux enfants et d'aide-ménagère des femmes, constituerait pour lui la solution optimale de fonctionnement des ménages. Cette thèse a été fortement critiquée par Oppenheimer (1994) qui considère que cette division des rôles est particulièrement mal adaptée pour faire face aux risques de perte de revenus liés au chômage ou à des problèmes de santé. En ce sens, la participation accrue des femmes au marché du travail constituerait en quelque sorte une réponse à la situation de vulnérabilité économique que les individus connaissent en raison de la précarisation de l'emploi et la détérioration des conditions sur le marché du travail des hommes, ainsi que de la hausse de l'instabilité conjugale (Kempeneers, 1992 ; Oppenheimer, 1994).

Bien que les femmes aient augmenté leur participation au marché du travail, leur taux d'emploi demeure inférieur à celui des hommes et elles sont relativement plus nombreuses à occuper un emploi à temps partiel. Selon les données de l'Enquête sur la population active, le taux d'emploi des hommes de 15 ans et plus était de 65,8 % en 2013 comparativement à 58,0 % chez les femmes (Statistique Canada, 2014a). De plus, les femmes occupaient les deux tiers des emplois à temps partiel, soit de moins de 30 heures par semaine (Statistique Canada, 2014b). Ces différences, qui traduisent un attachement à l'emploi variable selon le sexe, sont sans doute liées aux comportements parfois divergents qu'adoptent les hommes et les femmes qui donnent des soins à une personne ayant un problème de santé ou un handicap.

## Impact de la durée des soins sur les trajectoires d'emploi des femmes et des hommes

Dans l'ensemble, les études montrent que les femmes tendent à modifier leur comportement de travail dès le moment où elles commencent à donner des soins à une personne malade, âgée ou ayant un handicap. Ces études s'appuient généralement sur deux types de données longitudinales mesurant le temps passé dans le rôle d'aidant. L'utilisation de données rétrospectives, qui contiennent les dates de début et de fin des épisodes de soins, permet de tenir compte de l'effet de la durée cumulative des soins prodigués sur les comportements individuels. S'appuyant sur de telles données, Henz (2006) a montré que les femmes britanniques quittent davantage leur emploi au début d'un épisode de soins que lorsqu'elles sont des aidantes depuis plusieurs années.

La plupart des études ayant examiné l'effet de la durée des soins sur les comportements en emploi reposent cependant sur l'utilisation de données prospectives issues d'enquêtes à passages répétés. Étant donné le nombre relativement restreint d'années qui séparent le passage de vagues successives dans de telles enquêtes, il est difficile de déterminer le seuil à partir duquel la durée passée dans un

rôle d'aidant change la probabilité d'un individu de réduire ses heures de travail ou de quitter son emploi. Cela est d'autant plus difficile que la durée entre collectes varie entre études, allant de cinq ans (Wakabayashi et Donato, 2005), à trois ans (Berecki-Gisolf *et al.*, 2008 ; Spiess et Schneider, 2003), et à deux ans seulement (King et Pickard, 2013). Ces études tendent néanmoins à montrer que le fait de commencer plutôt que de continuer à donner des soins affecte la propension des femmes à réduire leur participation à l'emploi. Ainsi, comparativement aux femmes qui ne donnent pas de soins, celles ayant commencé à prodiguer des soins entre deux vagues d'une enquête réduiraient significativement leurs heures de travail (Spiess et Schneider, 2003 ; Wakabayashi et Donato, 2005) ; par contre, les femmes donnant des soins depuis un certain temps, c'est-à-dire qui donnaient des soins à chacune des deux vagues, ne s'en distingueraient pas (Spiess et Schneider, 2003).

Les travaux qui examinent l'effet de l'intensité des soins sur les comportements de travail, aboutissent à des résultats similaires ; les nouvelles aidantes tendent à réduire leurs heures de travail ou à quitter leur emploi comparativement aux femmes qui ne donnent pas de soins, et ce de façon plus marquée passé un certain seuil d'heures de soins prodigués par semaine (Berecki-Gisolf *et al.*, 2008 ; King et Pickard, 2013). Le fait de commencer à donner des soins de faible intensité aurait plutôt l'effet inverse, soit de renforcer le lien au travail des femmes (King et Pickard, 2013).

Très peu d'études ont, par ailleurs, comparé l'impact de la durée des soins prodigués sur les comportements d'emploi des hommes et des femmes. Celles qui l'ont fait notent que les hommes subissent aussi des répercussions sur l'emploi liées à l'aide fournie, mais seulement lorsqu'ils ont passé plusieurs années dans un rôle d'aidant (Carmichael *et al.*, 2005 cités par Lilly *et al.*, 2007 ; King et Pickard, 2013). L'impact négatif sur le maintien en emploi serait particulièrement marqué une fois passé le cap de 10 heures de soins par semaine (King et Pickard, 2013).

Ces résultats limités suggèrent que le fait de prodiguer des soins d'une grande intensité sur une longue période de temps peut amener les hommes à quitter leur emploi. Les répercussions sur leur emploi ne se font pas sentir aussitôt que les soins débutent, probablement parce que les hommes ont un attachement plus fort au marché du travail que les femmes. Lorsqu'elles investissent de nombreuses heures par semaine dans le rôle d'aidante, la probabilité des femmes de réduire leurs heures de travail rémunéré ou de quitter leur emploi augmente. Cependant, l'étude de King et Pickard (2013) suggère que lorsque la demande en soins est moins exigeante, les femmes aidantes pourraient s'investir davantage que les non-aidantes dans leur vie professionnelle. Elles y trouvent peut-être là une forme de répit aux soins non-rémunérés qu'elles prodiguent (Masuy, 2009), ou alors les dépenses supplémentaires encourues par la prestation de soins rendent peut-être le revenu d'emploi indispensable.

## Relation avec l'aidé et intensité des soins

Le niveau d'intensité des soins fournis est en partie lié à la relation avec l'aidé. Les données de l'ESG de 2012 indiquent que le nombre médian d'heures passées à fournir de l'aide à une personne malade, ayant un handicap ou étant âgée était le plus élevé parmi les aidants qui s'occupaient d'un conjoint (14 heures), suivis de ceux qui donnaient des soins à un enfant (10 heures), un parent (4 heures), un beau-parent (3 heures), un autre membre de la famille (3 heures) ou une personne non-apparentée (2 heures) (Sinha, 2013).

L'impact négatif de la prestation de soins à un membre de la famille immédiate sur les heures de travail ou sur le fait d'occuper un emploi rémunéré est assez constant dans la littérature (Lilly *et al.*, 2007). Cependant, les hommes semblent à nouveau moins affectés que les femmes (Arber et Ginn, 1995 ; Covinsky *et al.*, 2001 ; White-Means, 1992). Les deux seules études qui examinent l'impact de différentes relations avec l'aidé montrent que les hommes sont particulièrement affectés, mais de façon opposée, quand ils donnent des soins à une conjointe ; la première révèle une association négative entre prestation de soins et le fait d'occuper un emploi (Arber et Ginn, 1995), alors que la seconde suggère que la probabilité de prendre sa retraite est plus faible parmi les hommes s'occupant de leur conjointe (Dentinger et Clarkberg, 2002). Ces résultats divergents sont peut-être liés aux différentes méthodologies utilisées.

Selon la logique de l'attachement au marché du travail, on pourrait s'attendre à ce que les hommes aient une probabilité accrue d'occuper un emploi lorsqu'ils prennent soin de leur conjointe, en raison du rôle principal de soutien financier qu'ils exercent. C'est également le résultat qu'on observe pour la prestation de soins à d'autres personnes que le conjoint. Ainsi, les résultats de l'étude britannique suggèrent que les femmes effectuent des changements dans leur emploi quand leur mari prend soin d'un parent, mais que leur mari, lui, continue de travailler comme il le faisait auparavant (Arber et Ginn, 1995). De même, les hommes auraient tendance à repousser la prise de la retraite lorsqu'ils prennent soin d'un parent ou d'une autre personne apparentée (Dentinger et Clarkberg, 2002).

Les décisions de retraite des femmes semblent influencées uniquement par la prestation de soins à un conjoint et non à d'autres personnes, les femmes donnant des soins à leur conjoint étant plus enclines à prendre leur retraite que celles qui ne le font pas (Dentinger et Clarkberg, 2002). L'étude de Arber et Ginn (1995) suggère que la réponse à la prestation de soins n'est pas la même selon la relation avec l'aidé et le lieu de résidence de celui-ci. Ainsi, les femmes qui donnent des soins à un conjoint, un enfant ayant un handicap ou un parent/beau-parent avec qui elles résident ont une probabilité moindre d'occuper un emploi ; par contre, le fait de donner des soins à des parents ou beaux-parents n'habitant pas avec elles diminue leur probabilité d'occuper un emploi à plein temps, mais augmente celle d'occuper un emploi à temps partiel (Arber et Ginn, 1995). Ce résultat révèle l'importance d'examiner les changements de régime de travail des hommes et des femmes, plutôt que de se limiter aux seules interruptions d'emploi, si l'on espère être en mesure de déceler l'impact de la prestation de soins à un proche ou à un ami sur leurs comportements professionnels. L'analyse de l'effet du rôle d'aidant sur la probabilité de « quitter son emploi » ou de « passer à un emploi à temps partiel » parmi les Canadiens et Canadiennes occupant un emploi à plein temps constitue l'objectif principal de la présente étude. L'inclusion dans l'analyse de deux variables-clés qui influencent les comportements en emploi, soit la relation avec l'aidé et la durée des soins, représente une contribution originale de notre recherche.

## Autres facteurs associés aux comportements en emploi

D'autres caractéristiques sont généralement associées aux changements de comportement en emploi, et elles sont, dans la mesure du possible, incluses dans l'analyse. Le fait d'être une femme, d'avoir un faible revenu ou un faible niveau de scolarité, la présence (pour les femmes) de jeunes enfants dans le ménage, les problèmes de santé, et l'approche de l'âge de la retraite sont tous des facteurs qui réduisent la participation au marché du travail (Lilly *et al.*, 2007). Les femmes sont plus enclines à quitter leur

emploi lorsqu'elles ont un conjoint (Pacaut, Le Bourdais et Laplante, 2011), alors que ce facteur aurait plutôt tendance à renforcer le lien au travail des hommes (Johnson et Lo Sasso, 2000). Dans le contexte canadien, les conditions du marché du travail varient d'une région à l'autre, les provinces de l'Atlantique ayant généralement un plus haut taux de chômage et une plus grande proportion d'emplois saisonniers que les autres régions ; cela pourrait avoir un impact significatif sur le fait de quitter son emploi. Par ailleurs, les immigrants, nombreux au Canada, font face à de nombreuses difficultés sur le marché du travail (Reitz, 2001), ce qui pourrait influencer leurs trajectoires d'emploi.

## Hypothèses de recherche

L'impact de la relation avec l'aidé sur les transitions hors d'un emploi à plein temps est incertain, mais tout indique que les femmes et les hommes sont plus fortement affectés lorsqu'ils aident un conjoint ou un parent/beau-parent, pour qui les soins sont généralement plus exigeants que pour une autre personne apparentée ou non-apparentée. On peut donc penser que 1) les femmes auront un risque accru de quitter leur emploi lorsqu'elles donnent des soins à un conjoint ou à un parent/beau-parent comparativement à leurs vis-à-vis qui ne fournissent pas de soins ; et que 2) cette association sera inexistante chez les hommes, qui ont un attachement plus fort au marché du travail que les femmes.

Les études passées qui ont intégré une mesure de la durée des soins suggèrent que 3) l'impact de la prestation de soins sur les transitions hors d'un emploi à plein temps se fera sentir dès le début de l'épisode de soins chez les femmes. 4) Chez les hommes, si le fait de donner des soins exerce une influence, celle-ci se manifestera seulement après quelques années passées dans le rôle d'aidant, étant donné leur propension plus grande à tenter de demeurer en emploi. On peut également s'attendre à ce que 5) la nature de la relation avec l'aidé exerce un effet variable sur les comportements en emploi en fonction de la durée des soins fournis, mais il est difficile de prédire la direction de cette relation, aucune étude passée n'ayant exploré cette question.

## Données et méthodes

### Les données

Notre analyse est basée sur une exploitation des données du cycle 21 de l'Enquête sociale générale (ESG) réalisée en 2007. Dans le cadre de cette enquête sur la famille, le soutien social et la retraite, Statistique Canada a recueilli des renseignements par téléphone auprès d'un échantillon de 23 404 personnes âgées de 45 ans et plus ne vivant pas en institution et résidant dans l'une des dix provinces canadiennes. Une des particularités du cycle 21 de l'ESG est la possibilité de combiner l'information rétrospective sur l'aide fournie collectée en 2007 avec les historiques professionnel, conjugal et parental détaillés des répondants recueillis lors du cycle précédent de l'enquête. En effet, 10 403 répondants ayant participé à l'ESG de 2006 sur les transitions familiales ont été interviewés de nouveau en 2007. Le recours à ce sous-échantillon d'individus interrogés lors des deux cycles de l'enquête s'impose, l'histoire professionnelle des répondants recueillie en 2007 étant incomplète.

Ces données particulièrement riches rendent possible l'analyse des trajectoires d'emploi à l'aide de méthodes longitudinales qui permettent de mieux cerner la direction des relations observées, tout en tenant compte de l'effet de plusieurs caractéristiques dont la valeur peut varier au cours du temps. L'échantillon retenu compte 3 650 femmes et 2 971 hommes âgés de 44 à 79 ans à l'enquête de 2006, ayant connu au moins un épisode de travail rémunéré à plein temps, et auxquels correspond un total de 10 458 épisodes de travail temps plein. Près des deux tiers des 6 296 épisodes d'emploi recensés chez les femmes se sont terminés par une interruption de travail, contre 44 % des 4 162 épisodes observés chez leurs homologues masculins. Moins fréquents sont les passages à un emploi à temps partiel, représentant près de 13 % des sorties d'épisodes d'emploi à plein temps occupés par les femmes contre environ 7 % chez les hommes (tableau 1). La limite d'âge maximale imposée à l'échantillon vise à minimiser les risques de biais associés au rappel d'événements passés et à un effet de sélection, la probabilité de vivre en institution et donc de ne pas répondre à l'ESG étant nettement plus élevée passé 80 ans.

## Méthodes

L'analyse est basée sur l'utilisation de modèles proportionnels à risques concurrents<sup>2</sup> (Fine et Gray, 1999). Ces modèles sont utiles pour étudier les transitions lorsque plus d'un événement peut entraîner la sortie de l'état initial. Dans le cas présent, nous examinons pour les travailleurs rémunérés consacrant au moins 30 heures par semaine à leur emploi, les sorties d'un emploi à plein temps, qui résultent d'une interruption d'emploi ou du passage à un emploi à temps partiel. On doit alors modéliser le risque de vivre un événement (quitter le marché du travail) en tenant compte d'un éventuel risque concurrent (passage à un emploi à temps partiel). Les modèles à risques concurrents sont une extension des modèles à risques proportionnels de Cox (Cleves *et al.*, 2008). Ces modèles semi-paramétriques sont très flexibles et ne requièrent pas de modéliser l'effet du temps. Seul l'effet des variables est estimé au fil du temps, pourvu que l'individu soit toujours sous observation à ce moment.

L'entrée dans le groupe à risque de vivre l'une ou l'autre des deux transitions étudiées s'effectue dès le moment où un épisode de travail à plein temps débute et prend fin lorsque l'un des deux événements (passage au temps partiel ou sortie d'emploi) survient ou lorsque l'observation s'arrête. L'ESG de 2006 a recueilli la date d'entrée dans le premier emploi ayant duré au moins six mois alors que les répondants n'étaient pas aux études ; on a également demandé si cet emploi avait été suivi d'une interruption de travail d'une durée minimale de trois mois et, s'il y a lieu, la date de retour en emploi. On a recueilli ces informations pour un maximum de cinq emplois et quatre interruptions de travail. Pour chaque épisode d'emploi, on dispose du statut d'activité (travailleur rémunéré ou autonome) et du régime d'activité (temps plein ou partiel) au début de l'épisode, ainsi que la date de changement de régime d'emploi en cours d'épisode, s'il y a lieu. En combinant l'ensemble de ces informations, on a pu reconstituer l'ensemble des trajectoires professionnelles des individus. Nous n'avons retenu ici que les épisodes de travail rémunéré commençant par un emploi à plein temps, ou à partir du moment où un emploi à

<sup>2</sup> Le seul présupposé de ce type de modèles est la proportionnalité à travers le temps des risques de transition, laquelle est généralement respectée dans cette étude.

temps partiel se transforme en emploi à plein temps. Certains individus peuvent avoir jusqu'à quatre épisodes pour lesquels les dates des transitions étudiées ici sont connues<sup>3</sup>.

La variable d'intérêt de cette étude, c'est-à-dire la prestation de soins non-rémunérés à un proche, est créée à partir des informations recueillies lors du cycle 21 de l'ESG. Dans cette enquête, Statistique Canada (2009, p. 293) a demandé aux participants s'ils avaient « aidé une personne qui souffrait d'un problème de santé ou d'une limitation physique de longue durée » au cours des 12 derniers mois. On leur a ensuite demandé si cette aide concernait le transport ou le paiement de factures, les tâches ménagères, l'entretien de la maison ou les travaux extérieurs, les soins personnels, les soins médicaux, ou encore l'organisation des soins ou des finances. On a également collecté d'autres informations sur l'aide fournie à l'aidé principal, dont l'année de début des soins et la relation avec cette personne.

Statistique Canada a aussi recueilli des informations sur l'historique des soins prodigués par les répondants. Plus précisément, on leur a demandé : « depuis que vous aviez 15 ans, combien de personnes avez-vous aidé pour une période de 6 mois ou plus à cause d'un problème de santé ou une limitation physique de longue durée », en excluant « l'aide rémunérée fournie à des clients ou des patients » (Statistique Canada, 2009, p. 352). Les dates de début et de fin d'épisode pour un maximum de cinq épisodes de soins, ainsi que la relation avec l'aidé dans chacun de ces épisodes, ont été collectées. Il est à noter que les épisodes peuvent se chevaucher, un individu pouvant, par exemple, s'occuper de sa mère tout en donnant des soins à un ami<sup>4</sup>. En tenant compte de l'aide fournie au cours des 12 mois précédant l'enquête de 2007, les historiques de soins peuvent donc contenir jusqu'à six épisodes de soins ayant duré au moins six mois<sup>5</sup>.

Comme les épisodes de soins prodigués à différentes personnes peuvent se chevaucher, il est difficile d'établir une catégorisation exclusive en regard de la nature des liens existant entre aidant et aidé. Dans l'analyse, nous distinguons les situations suivantes : 1) aide à un conjoint, qu'il y ait ou non prestation de soins à une autre personne<sup>6</sup> ; 2) aide à un parent ou à un beau-parent, incluant ou non des soins à une autre personne à l'exclusion d'un conjoint ; 3) aide à toute autre personne apparentée, incluant ou non des soins à une personne non-apparentée ; 4) aide à une personne non-apparentée. Nous comparons les comportements de travail de ces catégories d'aidants aux répondants qui ne donnent pas de soins. Dans la suite du texte, nous utilisons le terme « parent » pour désigner une mère, un père, une belle-mère ou un beau-père. S'occuper d'un parent est chose fréquente, puisque cela concerne plus d'une Canadienne sur cinq ainsi que 17 % des hommes (tableau 1).

<sup>3</sup> Cette approche entraîne un risque de biais lié à la corrélation intra-répondant que le logiciel *Stata* ne permet toutefois pas de corriger dans les modèles à risques concurrents. Nous ajustons les poids individuels fournis par Statistique Canada en divisant le poids de la personne par le nombre d'épisodes d'emploi à plein temps inclus dans l'analyse.

<sup>4</sup> Quelques participants à l'ESG ont donné des soins à plus de cinq personnes depuis l'âge de 15 ans. Nous les avons exclus de l'échantillon, ne sachant pas si, par exemple, le sixième épisode de soins prodigués dans le passé chevauchait le cinquième épisode pour lequel l'information est connue. La même procédure s'est imposée pour tout individu ayant aidé plus d'une personne dans les 12 derniers mois.

<sup>5</sup> Pour les soins prodigués dans les 12 derniers mois, seuls les épisodes ayant débuté avant 2007 sont considérés dans l'historique des soins, de façon à n'inclure que ceux ayant duré au moins six mois.

<sup>6</sup> Lorsque des soins sont prodigués de façon simultanée à un conjoint et à un parent, cet épisode est classé dans la catégorie de soins au conjoint, étant donné que les soins à un conjoint sont habituellement plus exigeants que les soins à un parent. Une analyse séparée montre que le rattachement de ce groupe à la catégorie des soins aux parents ne change pratiquement pas les résultats.

Nous analysons également de façon séparée l'impact de la durée des soins sur les transitions hors d'un emploi à plein temps. Dans ce cas, lorsque plusieurs épisodes de soins se chevauchent, la durée est calculée à partir du début du premier épisode de soins jusqu'au moment où le dernier épisode se termine. Nous comparons les comportements des individus qui donnent des soins 1) depuis moins d'un an, 2) depuis au moins un an, mais moins de cinq ans, et 3) depuis cinq ans ou plus, comparativement aux personnes qui n'en fournissent pas. Dans un modèle ultérieur, l'inclusion de termes d'interaction entre la nature de la relation avec l'aidé et la durée des soins fournis cherche à voir si l'effet de la nature des liens entre aidant et aidé sur les risques de transition hors d'un emploi à plein temps est conditionnel à la durée des soins.

Le recours aux données combinées de l'ESG 20 et 21 permet de prendre en compte de nombreuses variables dont la valeur peut varier à travers le temps. L'ESG 20 a recueilli de façon rétrospective la date de formation de la première union – libre ou légale – ainsi que la date et le motif de dissolution de cette union, le cas échéant. On dispose de ces informations pour un maximum de quatre mariages et quatre unions libres, en plus de l'union existante au moment de l'enquête. La reconstruction de la trajectoire conjugale des répondants établie à partir de ces informations permet de distinguer les individus qui n'ont jamais été mariés ou vécu en union libre, des individus qui sont en couple (marié ou union libre) et de ceux qui vivent sans conjoint à la suite d'une séparation, d'un divorce ou du décès de leur conjoint.

La date de naissance des enfants biologiques, adoptés et par alliance ainsi que la date d'arrivée dans le ménage d'enfants adoptés et par alliance ont été recueillies dans l'ESG 20 pour un maximum de 16 enfants. Malheureusement, on a omis de demander aux répondants la date de départ des enfants de leur foyer ; il est donc impossible de contrôler la présence des enfants dans le ménage au cours des épisodes de travail considérés<sup>7</sup>. Deux variables sont dérivées à partir de ces informations. L'âge du plus jeune enfant est regroupé en cinq catégories : 0-5 ans ; 6-12 ans ; 13-17 ans ; 18-24 ans ; aucun enfant de moins de 25 ans (catégorie de référence). Cette dernière catégorie regroupe les répondants qui n'ont aucun enfant et ceux dont le plus jeune enfant a 25 ans ou plus. Le nombre total d'enfants de tous âges comprend 3 catégories (0, 1, 2 ou plus). Les hommes occupant un emploi à plein temps sont relativement plus nombreux que les femmes à rapporter avoir des enfants ; ainsi, les trois-quarts des hommes ayant un emploi à temps plein ont rapporté avoir un enfant, mais seulement la moitié des femmes (tableau 1).

La valeur que prennent les variables établies à partir de l'histoire conjugale et parentale des répondants peut changer au cours des épisodes de travail observés. Il en va de même avec l'âge du répondant, regroupé en cinq catégories : moins de 30 ans, 30-39 ans, 40-49 ans, 50-59 ans, et 60 ans et plus. Une caractéristique additionnelle est dérivée de façon rétrospective, sans toutefois varier en cours d'épisodes. Il s'agit de la durée cumulée (en années) passée dans tous les emplois (à temps partiel ou à plein temps) jusqu'au mois précédant l'entrée dans l'épisode d'emploi à plein temps considéré. Les durées moyennes d'expérience de travail ainsi estimées apparaissent plutôt faibles (tableau 1) ; cela tient au fait qu'elle est de valeur nulle lors du premier épisode d'emploi, lequel constitue aussi le dernier épisode d'emploi au moment de l'enquête pour un grand nombre de répondants.

<sup>7</sup> Pour les enfants par alliance, nous considérons qu'ils ne font plus partie de la vie du répondant à la dissolution de l'union dans laquelle ils ont intégré le ménage.

**Tableau 1.** Caractéristiques des femmes et des hommes âgés de 44 à 79 ans en 2006 et ayant connu au moins un épisode de travail rémunéré à plein temps, Canada (données pondérées)

|   | Femmes | Hommes |     |
|---|--------|--------|-----|
| <i>Nombre d'épisodes de travail (non pondéré)</i>   | 6296   | 4162   |     |
| % se terminant par une interruption   | 60,1   | 43,9   | *** |
| % se soldant par un passage vers un temps partiel   | 12,8   | 7,4    | *** |
| <i>% de répondants n'ayant jamais donné de soins en cours d'emploi :</i>                        | 68,7   | 74,3   | *** |
| <i>% de répondants ayant prodigué des soins en cours d'emploi selon la relation avec l'aidé</i> |        |        |     |
| À un conjoint   | 3,8    | 3,2    |     |
| À un parent   | 21,3   | 17,1   | *** |
| À un autre apparenté  | 7,3    | 5,3    | **  |
| À un non-apparenté  | 4,3    | 4,1    |     |
| <i>durée des soins</i>  |        |        |     |
| Depuis moins de 1 an  | 27,6   | 24,7   | *   |
| Depuis 1 an ou plus, moins de 5 ans   | 23,8   | 20,3   | **  |
| Depuis 5 ans ou plus  | 13,8   | 10,7   | **  |
| <i>% de répondants en cours d'emploi :</i>  |        |        |     |
| N'ayant jamais été en couple  | 10,3   | 9,5    |     |
| Ayant été en couple   | 88,2   | 90,2   | *   |
| Ayant vécu une séparation, un divorce ou le décès du conjoint                                   | 32,0   | 28,3   | **  |
| <i>% de répondants en cours d'emploi :</i>  |        |        |     |
| N'ayant jamais eu d'enfants   | 26,9   | 19,9   | *** |
| Ayant 1 enfant  | 50,2   | 75,1   | *** |
| Ayant 2 enfants ou plus   | 55,7   | 67,6   | *** |
| <i>% de répondants en cours d'emploi dont le plus jeune enfant a :</i>                          |        |        |     |
| 0-5 ans   | 57,9   | 77,0   | *** |
| 6-12 ans  | 55,4   | 75,3   | *** |
| 13-17 ans   | 50,3   | 64,2   | *** |
| 18-24 ans   | 44,3   | 50,7   | *** |
| <i>% de répondants en cours d'emploi âgés de :</i>  |        |        |     |
| Moins de 30 ans   | 88,7   | 94,6   | *** |
| 30-39 ans   | 72,2   | 90,1   | *** |
| 40-49 ans   | 68,4   | 87,5   | *** |
| 50-59 ans   | 44,7   | 61,5   | *** |
| 60 ans ou plus  | 17,0   | 24,8   | *** |

|  | Femmes    | Hommes        |
|--|-----------|---------------|
| <i>Durée cumulée moyenne en emploi au début du dernier épisode d'activité (années)<sup>a</sup> :</i> |           |               |
| À temps partiel  | 1,0 [3,2] | 0,3 [1,5] *** |
| À plein temps  | 5,2 [7,7] | 4,5 [9,1] **  |
| <i>Plus haut niveau de scolarité atteint à l'enquête (%) :</i> ***                                   |           |               |
| Moins qu'un diplôme d'études secondaires (D.E.S.)  | 19,8      | 19,8          |
| D.E.S.   | 16,9      | 13,7          |
| Études postsecondaires   | 42,8      | 38,6          |
| Diplôme universitaire  | 20,4      | 27,9          |
| <i>Région de résidence à l'enquête (%) :</i>   |           |               |
| Atlantique   | 7,9       | 7,7           |
| Québec   | 25,8      | 25,7          |
| Ontario  | 37,8      | 38,2          |
| Prairies   | 15,5      | 15,0          |
| Colombie-Britannique   | 13,1      | 13,4          |
| <i>Lieu de naissance (%) :</i> ***   |           |               |
| Au Canada  | 79,0      | 73,9          |
| À l'extérieur du Canada  | 21,0      | 26,1          |
| <i>Nombre de répondants (non pondéré)</i>  | 3650      | 2971          |

<sup>a</sup> Écarts-types entre crochets. Test du chi<sup>2</sup> ou de T : \* p < 0,05 ; \*\* p < 0,01 ; \*\*\* p < 0,001

Source : Statistique Canada (2007), Cycles 20 et 21 de l'Enquête sociale générale

Les trois dernières variables concernent la situation observée au moment de l'enquête, aucune information rétrospective n'étant disponible. Le plus haut niveau de scolarité atteint comprend quatre catégories : 1) niveau inférieur au diplôme d'études secondaires ; 2) diplôme d'études secondaires ; 3) études postsecondaires ; 4) diplôme universitaire. La région de résidence distingue les répondants vivant : 1 dans les provinces de l'Atlantique ; 2) au Québec ; 3) en Ontario ; 4) dans les Prairies ; et 5) en Colombie-Britannique. Une dernière variable indique si l'individu est né au Canada ou à l'extérieur du Canada. Parmi les Canadiens représentés par notre échantillon, 21 % des femmes et 26 % des hommes sont nés hors du Canada.

## Analyse des transitions hors d'un emploi à plein temps

Les résultats de l'analyse de transition hors d'un emploi à plein temps sont présentés dans le tableau 2. Les modèles 1 et 2 s'intéressent aux interruptions de travail, et les modèles 3 et 4 au passage à un emploi à temps partiel ; les modèles 1 et 3 examinent l'effet de la relation avec l'aidé, et les modèles 2 et 4 l'effet de la durée des soins prodigués. Les résultats des analyses centrées sur la relation avec l'aidé confirment l'hypothèse de l'attachement plus faible des femmes au marché du

travail. Dans l'ensemble, les femmes affichent un risque plus élevé de quitter leur emploi lorsqu'elles donnent des soins ; celles aidant un parent ont, par exemple, 27 % plus de chances de quitter le marché du travail que celles ne prodiguant pas de soins (modèle 1). Chez les hommes, on n'observe aucune relation significative à cet égard. Par contre, la faible probabilité qu'ils ont de passer à un emploi à temps partiel lorsqu'ils aident une conjointe (modèle 3) témoigne de l'importance pour eux de conserver l'emploi à plein temps.

Tel qu'attendu, les femmes quittent plus souvent leur emploi lorsqu'elles commencent à donner des soins que lorsqu'elles le font depuis un certain temps : les femmes qui exercent un rôle d'aidante depuis moins d'un an ont une probabilité presque doublée de quitter leur emploi, alors que celles qui le font depuis un an ou plus ne se distinguent pas de celles qui ne donnent pas de soins. La durée des soins ne semble pas, par ailleurs, influencer de manière significative le passage vers un emploi à temps partiel. Chez les hommes, le temps passé dans le rôle d'aidant a relativement peu d'impact sur les interruptions de travail. Par contre, passer à un emploi à temps partiel semble nettement plus marqué dans les débuts de l'épisode de soins (modèle 4). Ainsi, le fait de prodiguer des soins depuis moins d'un an multiplie par près de trois la probabilité pour les hommes d'opter pour un emploi de moins de 30 heures par semaine. Ce résultat est quelque peu surprenant ; on verra plus loin qu'il est lié à la nature de la relation avec l'aidé selon la durée des soins.

L'influence du statut conjugal différenciée selon le sexe est conforme à la littérature. Les femmes qui n'ont jamais été en couple ont environ le tiers (31 %) des chances des femmes mariées ou en union libre de quitter leur emploi, et 43 % de celles de passer à un emploi à temps partiel. Les femmes séparées, divorcées ou ayant vécu le décès de leur conjoint sont également moins susceptibles de quitter leur emploi que celles en union. De leur côté, seuls les hommes qui ne sont plus en couple ont 36 % plus de chances de quitter leur emploi à plein temps par rapport à ceux vivant en couple.

Lorsque l'enfant le plus jeune est d'âge scolaire, soit âgé entre 6 et 17 ans, le comportement des femmes et des hommes est similaire ; ils sont moins enclins à quitter leur emploi que ceux n'ayant pas d'enfants de moins de 25 ans. Par ailleurs, les femmes ayant au moins un enfant de 0-5 ans ne sont pas plus enclines à quitter le marché du travail que celles sans enfant de moins de 25 ans. Cela tient essentiellement au fait que seules les femmes occupant un emploi à plein temps, soit celles ayant un attachement fort au marché du travail, sont étudiées ici. Ces femmes, si elles ne quittent pas davantage leur emploi, ont cependant deux fois plus souvent recours au travail à temps partiel que celles n'ayant pas d'enfants de moins de 25 ans. À l'inverse, les hommes ayant de jeunes enfants affichent une probabilité moindre de quitter leur emploi. Enfin, les résultats montrent que les femmes qui ont au moins deux enfants sont moins enclines à quitter leur emploi par rapport à celles qui sont sans enfant.

Autant les femmes que les hommes voient leur probabilité de vivre une transition hors du travail à plein temps croître à mesure qu'ils vieillissent. À l'aube de la retraite, soit chez les 60 ans ou plus, la probabilité de quitter son emploi est de six et neuf fois plus élevée que chez les femmes et les hommes âgés de moins de 30 ans. Les 60 ans et plus sont aussi près de neuf fois plus susceptibles de passer à un emploi à temps partiel peu importe le sexe.

Le nombre d'années cumulées d'expérience de travail dans un emploi à temps plein ou partiel est associé à une probabilité moindre de quitter le marché du travail pour les femmes ; par contre, seul le nombre d'années passées dans un emploi à plein temps, qui traduit une forme d'attachement plus grand à l'emploi, réduit de manière significative leur probabilité de passage à un emploi à temps partiel.

Les hommes quittent davantage le marché du travail à mesure que se cumulent les années passées dans des emplois à temps partiel, ce qui ne saurait surprendre, le travail à temps partiel étant plus souvent dicté par les aléas économiques qu'un choix ; à l'inverse, les années passées dans un emploi à plein temps diminuent la transition vers le temps partiel.

Le niveau de scolarité n'affecte pas de manière significative les transitions hors d'un emploi à plein temps. Cependant, le fait d'avoir poursuivi des études postsecondaires augmente de 52 % la probabilité de transition vers un emploi à temps partiel, et ce, tant pour les femmes que pour les hommes. Il existe des différences régionales en matière d'emploi, les individus vivant dans les provinces de l'Atlantique étant plus susceptibles de quitter leur emploi par rapport à ceux vivant ailleurs au Canada. Cependant, les femmes de la Colombie-Britannique optent plus souvent pour un emploi à temps partiel que celles des provinces de l'Atlantique. Enfin, les gens nés à l'extérieur du Canada semblent demeurer davantage dans leur emploi à plein temps que ceux nés au Canada, mais seulement de façon significative chez les femmes.

Cherchant à voir si l'effet de la durée des soins fournis sur les transitions hors d'un emploi à plein temps est conditionnel à la relation avec l'aidé, nous avons repris l'analyse en incluant des termes d'interaction entre ces deux variables. La figure 1 présente les risques relatifs de cette analyse, une fois contrôlé l'effet des autres caractéristiques du tableau 2.

L'effet de la relation avec l'aidé en fonction de la durée des soins varie de manière différente selon le sexe. Le fait de s'occuper d'un conjoint aux prises avec une incapacité ou un problème de santé de longue durée ne semble pas modifier les comportements d'emploi des femmes, sauf lorsqu'elles le font depuis au moins cinq ans. Dans un tel cas, elles ont une probabilité moindre de passer à un emploi à temps partiel par rapport aux femmes qui ne donnent pas de soins. Les hommes sont aussi moins susceptibles de choisir un emploi à temps partiel lorsqu'ils donnent des soins à une conjointe, mais seulement de façon significative pour les durées de moins d'un an et de cinq ans et plus.

L'analyse de la prestation d'aide à un parent fait ressortir des résultats plutôt inattendus. Les femmes qui aident un parent depuis moins d'un an sont deux fois plus enclines à quitter leur emploi que celles ne donnant pas de soins. De leur côté, les hommes qui donnent des soins à un parent depuis moins d'un an choisissent quatre fois plus souvent un emploi à temps partiel que ceux ne prodiguant pas de soins. Les hommes choisiraient donc davantage de réduire leurs heures de travail en-deçà de 30 heures par semaine plutôt que de quitter leur emploi, comme le font les femmes.

Chez les femmes, la prestation de soins depuis un an à quatre ans à d'autres personnes apparentées (y compris à un enfant ayant un problème de santé de longue durée<sup>8</sup>) augmente leur propension à quitter le marché du travail, mais est associée à une probabilité moindre de passer à un emploi à temps partiel. Ce sont peut-être particulièrement les soins donnés à un enfant qui motivent les femmes à quitter leur emploi à plein temps plutôt que de passer à un temps partiel. Chez les hommes, le fait de fournir de l'aide à une autre personne apparentée diminue à la fois la probabilité de quitter le marché du travail ou de passer à un emploi à temps partiel, mais seulement parmi les nouveaux aidants, c'est-à-dire ceux qui donnent des soins depuis moins d'un an.

<sup>8</sup> En raison de la petite taille de l'échantillon pour ce groupe, les soins à un enfant ayant un problème de santé ou une limitation physique de longue durée ne peuvent être étudiés séparément.

**Tableau 2.** Impact de certaines caractéristiques sur les transitions hors d'un emploi à plein temps des femmes et des hommes âgés de 44 à 79 ans en 2006, Canada (rapports de risque des modèles proportionnels à risques concurrents)

|  | Quitter l'emploi |         |                   |                   | Passage à temps partiel |         |         |                   |
|--|------------------|---------|-------------------|-------------------|-------------------------|---------|---------|-------------------|
|  | Femmes           |         | Hommes            |                   | Femmes                  |         | Hommes  |                   |
|  | 1                | 2       | 1                 | 2                 | 3                       | 4       | 3       | 4                 |
| <i>Soins prodigués<sup>a</sup> (ne donne pas de soins)</i>             |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
| Au conjoint  | 0,78             |         | 1,04              |                   | 0,77                    |         | 0,11*   |                   |
| À un parent  | 1,27*            |         | 1,18              |                   | 1,06                    |         | 1,32    |                   |
| À un autre apparenté   | 1,20             |         | 0,74              |                   | 0,53 <sup>†</sup>       |         | 0,51    |                   |
| À un non-apparenté   | 1,39             |         | 1,07              |                   | 0,83                    |         | 1,43    |                   |
| Depuis moins de 1 an   |                  | 1,91*** |                   | 1,14              |                         | 1,02    |         | 2,85 <sup>†</sup> |
| Depuis 1 à 4 ans   |                  | 1,08    |                   | 1,20              |                         | 1,02    |         | 0,81              |
| Depuis 5 ans et plus   |                  | 1,07    |                   | 0,97              |                         | 0,76    |         | 0,64              |
| <i>Statut conjugal<sup>a</sup> (en couple)</i>                         |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
| Jamais en couple   | 0,31***          | 0,31*** | 1,15              | 1,15              | 0,43***                 | 0,43*** | 1,07    | 1,08              |
| Plus en couple   | 0,61***          | 0,62*** | 1,36**            | 1,36**            | 1,02                    | 1,02    | 1,14    | 1,15              |
| <i>Âge du plus jeune enfant<sup>a</sup> (aucun de moins de 25 ans)</i> |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
| 0-5 ans  | 0,94             | 0,94    | 0,68*             | 0,69*             | 1,98**                  | 1,94*   | 0,75    | 0,74              |
| 6-12 ans   | 0,46***          | 0,46*** | 0,74 <sup>†</sup> | 0,74 <sup>†</sup> | 1,28                    | 1,27    | 0,65    | 0,65              |
| 13-17 ans  | 0,52***          | 0,52*** | 0,75 <sup>†</sup> | 0,75 <sup>†</sup> | 0,70                    | 0,69    | 0,67    | 0,67              |
| 18-24 ans  | 0,72**           | 0,72**  | 0,94              | 0,94              | 0,73                    | 0,73    | 0,67    | 0,67              |
| <i>Nombre d'enfants<sup>a</sup> (aucun)</i>                            |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
| 1  | 1,18             | 1,18    | 1,27              | 1,27              | 0,73                    | 0,74    | 1,28    | 1,30              |
| 2 ou plus  | 0,61***          | 0,61*** | 1,22              | 1,21              | 0,82                    | 0,83    | 1,17    | 1,19              |
| <i>Âge du répondant<sup>a</sup> (moins de 30 ans)</i>                  |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
| 30-39 ans  | 1,04             | 1,03    | 1,29 <sup>†</sup> | 1,29 <sup>†</sup> | 1,93***                 | 1,94*** | 1,58    | 1,57              |
| 40-49 ans  | 1,16             | 1,15    | 1,96***           | 1,96***           | 3,70***                 | 3,71*** | 4,44*** | 4,38***           |
| 50-59 ans  | 2,32***          | 2,29*** | 4,70***           | 4,71***           | 5,78***                 | 5,75*** | 7,53*** | 7,45***           |
| 60 ans et plus   | 6,60***          | 6,40*** | 9,58***           | 9,58***           | 8,69***                 | 8,58*** | 9,17*** | 9,06***           |
| <i>Expérience temps partiel</i>  |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
|  | 0,93***          | 0,93*** | 1,09**            | 1,09**            | 1,00                    | 1,00    | 0,99    | 0,99              |
| <i>Expérience plein temps</i>  |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
|  | 0,99**           | 0,99*   | 1,00              | 1,00              | 0,92***                 | 0,93*** | 0,96*** | 0,96***           |
| <i>Plus haut niveau de scolarité (moins qu'un D.E.S.)</i>              |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
| D.E.S.   | 0,92             | 0,92    | 1,01              | 1,01              | 1,16                    | 1,16    | 0,94    | 0,93              |
| Études postsecondaires   | 0,96             | 0,97    | 1,13              | 1,13              | 1,52**                  | 1,52**  | 1,52*   | 1,52*             |
| Diplôme universitaire  | 0,90             | 0,90    | 1,01              | 1,01              | 1,32 <sup>†</sup>       | 1,32    | 1,13    | 1,13              |
| <i>Région de résidence (Atlantique)</i>                                |                  |         |                   |                   |                         |         |         |                   |
| Québec   | 0,70***          | 0,71*** | 0,78**            | 0,78**            | 1,11                    | 1,11    | 0,93    | 0,93              |

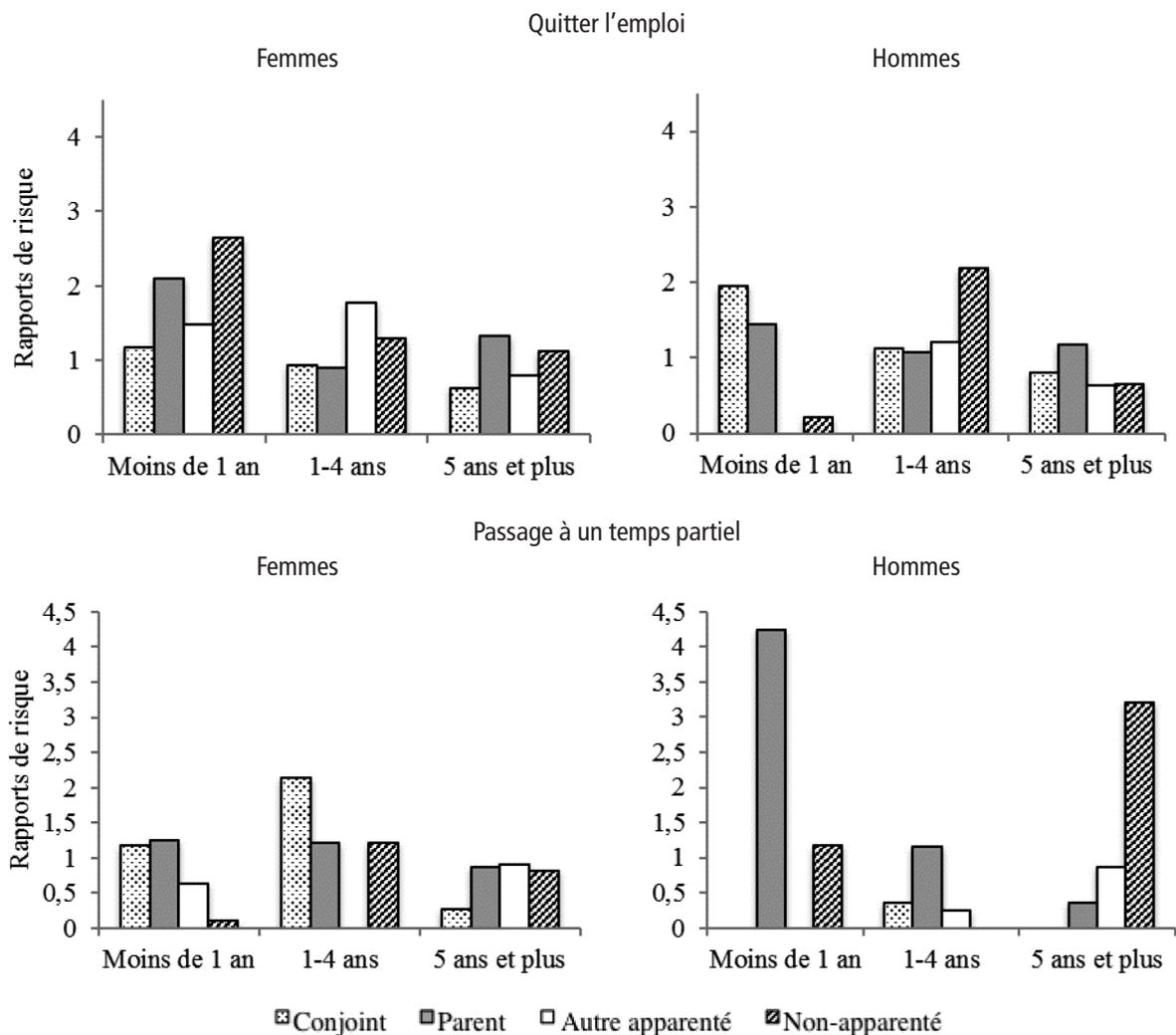
|  | Quitter l'emploi |        |         |         | Passage à temps partiel |       |        |      |
|--|------------------|--------|---------|---------|-------------------------|-------|--------|------|
|  | Femmes           |        | Hommes  |         | Femmes                  |       | Hommes |      |
|  | 1                | 2      | 1       | 2       | 3                       | 4     | 3      | 4    |
| Ontario                                | 0,91             | 0,91   | 0,78**  | 0,78**  | 1,12                    | 1,12  | 1,36   | 1,35 |
| Prairies                               | 0,81**           | 0,81*  | 0,60*** | 0,60*** | 1,10                    | 1,09  | 0,85   | 0,85 |
| Colombie-Britannique                   | 0,75**           | 0,75** | 0,85    | 0,84    | 1,42*                   | 1,42* | 1,32   | 1,32 |
| Né à l'extérieur du Canada (au Canada) | 0,81**           | 0,81** | 0,88    | 0,89    | 0,73*                   | 0,73* | 0,80   | 0,81 |
| N                                      | 3650             |        | 2971    |         | 3650                    |       | 2971   |      |

Modèles à risques concurrents. Catégories de référence entre parenthèses. †  $p < 0,10$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

<sup>a</sup> Caractéristiques dont la valeur peut changer au fil du temps

Source : Statistique Canada (2007), Cycles 20 et 21 de l'Enquête sociale générale

Figure 1. Impact de la relation avec l'aidé conditionnel à la durée des soins sur les risques de transition hors d'un emploi à plein temps selon femmes et hommes âgés de 44 à 79 ans en 2006, Canada



Modèles à risques concurrents, autres variables de contrôle incluses

Source : Statistique Canada (2007), Cycles 20 et 21 de l'Enquête sociale générale

Pour les femmes, prodiguer des soins depuis moins d'un an à une personne non apparentée réduit de 90 % le passage à un emploi à temps partiel par rapport à ne pas donner de soins, mais multiplie par plus de deux fois et demie la probabilité de quitter son emploi. On observe un effet similaire chez les hommes, mais seulement après qu'ils aient passé plus de temps dans leur rôle d'aidant. Ainsi, les hommes qui aident un ami, collègue ou voisin pour une durée d'un an à quatre ans ont une propension moindre à passer à temps partiel, mais sont deux fois plus enclins à quitter leur emploi.

## Conclusion

Cet article représente la première étude longitudinale canadienne qui examine l'impact de la prestation de soins à autrui sur la probabilité de « quitter son emploi à plein temps » ou de « passer à un emploi à temps partiel » chez les femmes et les hommes. L'analyse a été rendue possible grâce aux données inédites de l'ESG 20 et 21 qui permettent de reconstruire les trajectoires professionnelle, conjugale et parentale des répondants, ainsi que l'historique des épisodes de soins fournis à autrui, incluant la relation avec l'aidé et la durée des soins.

L'analyse montre que la prestation de soins à certains membres de la famille tend à conforter les différences existantes entre sexes dans les comportements de travail. Les femmes paraissent plus sujettes que les hommes à quitter leur emploi à plein temps lorsqu'elles aident un parent. La première hypothèse avancée semble donc confirmée, du moins en ce qui concerne les soins à un parent, les soins à un conjoint n'exerçant aucun effet significatif. Chez les hommes, seule la prestation de soins à une conjointe affecte significativement leur rythme de travail, ces derniers étant alors moins susceptibles d'opter pour un emploi à temps partiel. Les hommes semblent donc se maintenir en emploi afin de contribuer aux charges du ménage, lorsque leur conjointe est aux prises avec un problème de santé de longue durée.

L'analyse de l'influence de la durée des soins prodigués sur l'emploi des femmes confirme les constats des travaux passés. Le fait d'être une aidante depuis moins d'un an amène les femmes à quitter leur emploi. Par contre, l'hypothèse voulant que les hommes soient peu affectés en début d'épisode de soins n'a pu être confirmée, ceux qui prodiguent des soins depuis moins d'un an étant plus à risque de passer à un emploi à temps partiel.

La prise en compte de la relation avec l'aidé en fonction de la durée des soins prodigués permet de mieux cerner la dynamique en jeu. On montre ainsi que les hommes sont plus enclins à opter pour un emploi à temps partiel lorsqu'ils donnent des soins à un parent depuis moins d'un an, alors que cette éventualité est mise de côté lorsqu'ils aident une conjointe ou une autre personne apparentée. On peut penser que leur attachement au marché du travail les pousse à se maintenir en emploi en réduisant leurs heures de travail, alors que les femmes quittent leur emploi lorsque le besoin de soins aux parents s'impose. Par ailleurs, l'effet de fournir des soins à une personne non-apparentée se fait sentir à des moments différents pour les femmes et les hommes. Les premières connaissent un risque plus élevé de quitter le marché du travail dès le moment où elles s'occupent d'une personne non-apparentée, alors que les seconds affichent un tel risque seulement lorsque les soins ont duré entre un et quatre ans. Ces derniers tentent donc de rester en emploi plus longtemps que les femmes lorsqu'ils prennent soin d'une personne non-apparentée.

Il est quelque peu surprenant de constater que les hommes tendent à quitter leur emploi pour fournir de l'aide à un ami, un collègue ou un voisin, étant donné que ces soins sont en général moins exigeants. On peut penser que ces soins arrivent peut-être plus tard dans la vie active des individus et concordent avec la prise de la retraite. La prestation de soins à des personnes non-apparentées risque de devenir plus importante dans le futur étant donné l'instabilité conjugale croissante qui risque d'affaiblir les liens d'entraide entre les membres d'une famille (Ménard et Le Bourdais, 2012). Il est donc essentiel de tenir compte de la nature de la relation d'aide, tout comme de sa durée, dans l'analyse des comportements professionnels.

Si les trajectoires d'emploi des femmes paraissent plus étroitement marquées par la prestation de soins à autrui que celles des hommes, dans certains cas, ceux-ci réduisent également leurs heures de travail ou quittent leur emploi. Des travaux passés ont montré que la prestation de soins par des aidants non-rémunérés a contribué à limiter la croissance des dépenses des gouvernements en matière de santé (Hollander *et al.*, 2009). La présente étude souligne cependant que le fait de donner des soins n'est pas sans effet sur les comportements d'emploi des individus et donc sur la capacité des aidants de maintenir leurs conditions de vie, ainsi que sur la capacité des gouvernements de collecter des impôts et de garantir des services à la population. Elle suggère que c'est souvent au cours de la première année passée dans le rôle d'aidant que les ajustements dans l'emploi se produisent, et que les mesures visant à faciliter la conciliation de ces deux rôles devraient intervenir très tôt et se poursuivre tout au long de l'épisode de soins.

Le recours aux données rétrospectives de l'ESG nous a permis d'aborder dans sa dynamique l'étude de l'effet de la prestation de soins à autrui sur les risques de transition hors d'un emploi à plein temps. Ces données ne sont cependant pas sans limites. D'une part, on ne peut écarter la possibilité de biais lié au rappel d'événements passés ou à la sélection des répondants. D'autre part, on ne disposait d'aucune information sur certaines variables pertinentes pour notre étude, telles l'historique du revenu, l'état de santé du répondant et le niveau d'intensité des soins prodigués. À défaut de cette dernière variable, nous avons utilisé la nature de la relation avec l'aidé. Comme certaines études l'ont montré, on peut supposer que cette variable est corrélée avec le nombre d'heures d'aide fournie par semaine, et que nous serions arrivés à des conclusions similaires en contrôlant à la fois l'intensité des soins et la nature des liens avec l'aidé.

Peu d'études ont analysé l'impact de la relation avec l'aidé sur les transitions hors d'un emploi. Certaines enquêtes ne ciblent qu'un type de relation donnée, telle l'aide fournie aux parents seulement. D'autres incluent l'ensemble des personnes ayant un problème de santé, une limitation physique ou étant âgées, à qui les répondants ont prodigué des soins sans qualifier la nature des relations existantes. Notre étude montre que le fait de qualifier la relation avec l'aidé est peut-être tout aussi important que de quantifier le niveau d'intensité des soins fournis.

## Références

- Arber S., Ginn J. 1995. Gender differences in the relationship between paid employment and informal care, *Work, Employment & Society*, 9(3), 445-471.
- Becker G. 1981. *A Treatise on the Family*, Cambridge, Harvard University Press, 424 p.

- Berecki-Gisolf J., Lucke J., Hockey R., Dobson A. 2008. Transitions into informal caregiving and out of paid employment of women in their 50s, *Social Science and Medicine*, 67(1), 122-127.
- Carmichael F., Connell G., Hulme C., Sheppard S. 2005. *Who Cares and at what Cost? The Incidence and the Opportunity Costs of Informal Care*, Salford, University of Salford, Management & Management Sciences Research Institute.
- Cleves M. A., Gould W. W., Gutierrez R. G. , Marchenko Y. U. 2008. *An Introduction to Survival Analysis using Stata* (2<sup>ème</sup> éd.), College Station, Stata Press, 372 p.
- Covinsky K. E., Eng C., Lui L.-Y., Sands L. P., Sehgal A. R., Walter L. C., Wieland D., Eleazer G. P., Yaffe K. 2001. Reduced employment in caregivers of frail elders: Impact of ethnicity, patient clinical characteristics, and caregiver characteristics. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 56(11), M707-M713.
- Dentinger E., Clarkberg M. 2002. Informal caregiving and retirement timing among men and women: Gender and caregiving relationships in late midlife, *Journal of Family Issues*, 23(7), 857-879.
- Fine J. P., Gray R. J. 1999. A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk, *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 496-509.
- Gilmour H., Park J. 2005. Dependency, chronic conditions and pain in seniors, *Supplement to Health Reports*, 16, 21-31.
- Henz U. 2006. Informal caregiving at working age: Effects of job characteristics and family configuration, *Journal of Marriage and Family*, 68(2), 411-429.
- Hollander M. J., Liu G., Chappell N. L. 2009. Who cares and how much? The imputed economic contribution to the Canadian healthcare system of middle-aged and older unpaid caregivers providing care to the elderly, *Healthcare Quarterly*, 12(2), 42-49.
- Johnson R. W., Lo Sasso A. T. 2000. *The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at midlife*, Washington D.C., The Urban Institute, 35 p.
- Kempeneers M. 1992. *Le travail au féminin: Analyse démographique de la discontinuité professionnelle des femmes au Canada*, Montréal, Presses de l'Université de Montréal, 216 p.
- King D., Pickard L. 2013. When is a carer's employment at risk? Longitudinal analysis of unpaid care and employment in midlife in England, *Health and Social Care in the Community*, 21(3), 303-314.
- Lilly M. B., Laporte A., Coyte P. C. 2007. Labor market work and home care's unpaid caregivers: A systematic review of labor force participation rates, predictors of labor market withdrawal, and hours of work, *The Milbank Quarterly*, 85(4), 641-690.
- Masuy A. J. 2009. Effect of caring for an older person on women's lifetime participation in work, *Ageing and Society*, 29(5), 745-763.
- Ménard F.-P., Le Bourdais C. 2012. Diversification des trajectoires familiales des Canadiens âgés de demain et conséquences prévisibles sur le réseau de soutien, *Cahiers québécois de démographie*, 41(1), 131-161.
- Oppenheimer V. K. 1994. Women's Rising Employment and the Future of the Family in Industrial Societies, *Population and Development Review*, 20(2), 293-342.
- Pacaut P., Le Bourdais C., Laplante B. 2011. The changing impact of conjugal status and motherhood on employment across generations of Canadian women, *Canadian Studies in Population*, 38, 105-132.
- Reitz J. G. 2001. Immigrant success in the knowledge economy: Institutional change and the immigrant experience in Canada, 1970–1995, *Journal of Social Issues*, 57(3), 579-613.

- Sinha M. 2013. *Portrait des aidants familiaux, 2012* (Catalogue no. 89-652-X - No.001), Ottawa, Statistique Canada, 24 p.
- Spiess C. K., Schneider A. U. 2003. Interactions between care-giving and paid work hours among European midlife women, 1994 to 1996, *Ageing and Society*, 23(1), 41-68.
- Statistique Canada. 2007. *Enquête sociale générale, Cycle 21*, Ottawa.
- Statistique Canada. 2009. *GSS 2007 - Cycle 21 - Enquête sur la famille, le soutien social et la retraite: Fichier de microdonnées à grande diffusion - Annexe B*, Ottawa, Statistique Canada, 481 p.
- Statistique Canada. 2014a. Caractéristiques de la population active selon l'âge et le sexe (Taux et rapports). Accédé le 31 mars, 2014, de <http://www.statcan.gc.ca/tables-tableaux/sum-som/l02/cst01/labor20b-fra.htm>.
- Statistique Canada. 2014b. Tableau 282-0002 - Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, annuel. Accédé le 31 mars, 2014, de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26>.
- Wakabayashi C., Donato K. M. 2005. The consequences of caregiving: Effects on women's employment and earnings, *Population Research Policy Review*, 24(5), 467-488.
- White-Means Shelley I. 1992. Allocation of labor to informal home health production: Health care for frail elderly, if time permits, *Journal of Consumer Affairs*, 26(1), 69-89.