Note IRE N°4
RSI Brief #4

Février 2024

Tessa LoRiggio
Todd Morris

L'écart de patrimoine entre les sexes à l'approche de la retraite au Canada

Résumé

L'écart de rémunération entre les hommes et les femmes affecte non seulement la sécurité financière des femmes pendant leur vie professionnelle, mais également leur patrimoine disponible pour la retraite. Cette note de recherche révèle un important écart de patrimoine entre les sexes au Canada parmi les célibataires approchant de la retraite. À l'aide d'une enquête nationale sur la richesse répétée de 1999 à 2019, nous trouvons un écart de patrimoine moyen en faveur des hommes âgés de 45 à 59 ans de 56 000 $, soit 16 %, et l'écart estimé passe à 96 000 $ ou 27 % après avoir pris en compte les différences entre les sexes dans les caractéristiques démographiques. Rien ne prouve que l'écart de patrimoine se rétrécisse, ce qui s'explique en grande partie par l'écart de revenus entre hommes et femmes. Les femmes ayant été mariées sont particulièrement désavantagées, ce qui peut refléter les pénalités persistantes en matière de revenus auxquelles sont confrontées les femmes qui ont des enfants.

Summary

The gender pay gap not only affects women's financial security during their working lives but also their wealth available for retirement. This research brief reveals a large gender wealth gap in Canada among singles near retirement. Using a repeated national wealth survey from 1999 to 2019, we find an average wealth gap favouring men at ages 45 –59 of $56,000 or 16%, and the estimated gap rises to $96,000 or 27% after accounting for gender differences in demographic characteristics. There is no evidence that the wealth gap is narrowing, which is largely explained by the gender earnings gap. Previously married women are particularly disadvantaged, which may reflect the persistent earnings penalties faced by women who have children.

Institut sur la retraite et l'épargne
HEC MONTRÉAL

Nous tenons à remercier Colin Busby, Pierre-Carl Michaud, David Boisclair et Anna Zhu pour leurs commentaires, ainsi que Bob Baldwin pour avoir partagé ses vastes connaissances sur l'ESF et le système de retraite canadien. Les analyses contenues dans ce texte (ou présentation) 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 (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, des Fonds de recherche du Québec ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et pas nécessairement celles du RCCDR, du CIQSS ou de leurs partenaires.

We would like to thank Colin Busby, Pierre-Carl Michaud, David Boisclair and Anna Zhu for their feedback, as well as Bob Baldwin for sharing his wealth of knowledge on the SFS and Canadianpension system. The analysis contained in this text were carried out at the Quebec Interuniversity Center for Social Statistics (QICSS), a member of the Canadian Research Data Centre Network (CRDCN). The activities of the QICSS are made possible thanks to the financial support of the Social Sciences and Humanities Research Council (SSHRC), the Canadian Institutes of Health Research (CIHR), the Canadian Foundation for Innovation (CFI), Statistics Canada, the Quebec Research Funds as well as all the Quebec universities which participate in their financing. The ideas expressed in this text are those of the authors and not necessarily those of the CRDCN, the QICSS or their partners.

© 2024 Tessa LoRiggio and Todd Morris. 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.

1 Introduction

L'accumulation et la gestion de sources privées de richesse sont importantes pour les retraités actuels et éventuels. Le système de retraite du Canada est confronté à une baisse des taux de couverture des régimes de retraite des employeurs, à un abandon des régimes à prestations déterminées offrant des sources de revenus sûres et à de faibles taux de remplacement dans l'ensemble pour les salariés à revenus élevés (Baldwin, 2015). Ces tendances font qu'il est important de comprendre quelle est la richesse dont disposent les Canadiens à l'approche de la retraite, où elle est investie et comment elle diffère au sein de la population. Cette note de recherche se concentre sur les différences de patrimoine selon le sexe. Pour les femmes, le patrimoine privé est particulièrement important pour la consommation à la retraite ; les femmes vivent en moyenne plus longtemps, elles sont plus susceptibles de survivre à leur conjoint et elles sont plus susceptibles de nécessiter des soins de longue durée en établissement.[1] En même temps, accumuler suffisamment de patrimoines pour la retraite peut s'avérer particulièrement difficile pour les femmes. Les écarts de revenus généralisés entre hommes et femmes affectent non seulement le revenu actuel des femmes, mais ils freinent également leur épargne privée et leurs cotisations de retraite. De plus, de nombreuses femmes sacrifient leur carrière pour élever des enfants (Kleven et al., 2019, de Linde Leonard et Stanley, 2020, Karademir, Laliberte et Staubli, 2023), ce qui les rend particulièrement vulnérables en cas de divorce (Sharma, 2015, Lin et Brown, 2021).

Les écarts de patrimoine reflètent les inégalités actuelles et historiques en matière de revenus et d'actifs, et peuvent également perpétuer les inégalités entre générations (Waitkus et Minkus, 2021). Étonnamment, nous savons peu de choses sur la richesse relative des Canadiens et des Canadiennes approchant de la retraite. Les recherches canadiennes existantes, qui démontrent un écart de patrimoine favorisant les hommes parmi la population de plus de 45 ans, sont basées sur des données vieilles de près de 25 ans(Denton et Boos, 2007). D'autres études canadiennes sur la préparation des revenus à la retraite ont tenu compte des différences entre les sexes dans les taux de remplacement (par exemple, LaRochelle-Côté et al., 2008, Clavet, El-Attar et Fonseca, 2022) et dans la pauvreté chez les personnes âgées (par exemple, Veall, 2008, Milligan, 2008, Schirle, 2013, El-Attar et Fonseca, 2023), mais elles n'ont pas examiné la richesse. Pendant ce temps, des études réalisées dans d'autres pays ont produit un large éventail d'estimations de l'écart de patrimoine entre les sexes (Ed-lund et Kopczuk, 2009, Sierminska, Frick et Grabka, 2010, Schneebaum et al., 2018, Ravazzini et Chesters, 2018, Meriküll, Kukk et Rõõm, 2021, Szymborska, 2022).

[1] En 2019, près des deux tiers des résidents en soins infirmiers au Canada étaient des femmes (64,7 %), avec une proportion similaire en soins communautaires (67,6 %) (Statistics Canada, 2021).

Dans cette note de recherche, nous utilisons une enquête détaillée auprès des ménages du Canada qui s'étend sur 21 ans (1999-2019) et nous focalisons sur les personnes célibataires approchant de la retraite (âgées de 45 à 59 ans). Nous excluons les couples, comme de nombreuses études comparables, car la richesse est mesurée au niveau familial et n'est donc pas collectée séparément pour chaque conjoint. En se concentrant sur les célibataires, cette analyse capture le groupe le plus à risque de vivre dans la pauvreté en âge avancé (Veall, 2008, Milligan, 2008, El-Attar et Fonseca, 2023). Nos données nous permettent d'estimer l'écart de patrimoine moyen entre les sexes chez les célibataires au cours des deux dernières décennies au Canada, d'examiner les composantes de la richesse, d'évaluer l'hétérogénéité selon les caractéristiques démographiques et d'analyser les tendances au fil du temps.

Dans l'ensemble, nous estimons que les hommes célibataires ont une richesse en moyenne de 56 000 $ plus élevée que les femmes célibataires, soit un écart de patrimoine de 16 % (par rapport à la richesse des hommes). L'écart est le plus important au sommet de la distribution des patrimoines et persiste au fil du temps, sans que rien n'indique que les femmes rattrapent leur retard. Les différences en capital d'entreprise sont cruciales pour expliquer l'écart entre les sexes, tandis que les actifs financiers et non financiers sont également importants. En revanche, la valeur nette immobilière et l'endettement sont similaires chez les hommes et les femmes, ce qui signifie que les femmes ont une plus grande part de leur richesse liée à leur habitation. Nous montrons que l'écart de patrimoine entre les sexes ne peut s'expliquer par des différences dans les caractéristiques des hommes et des femmes, telles que leur âge, leur scolarité, leur province ou leur statut matrimonial (jamais mariés, divorcés, séparés ou veufs). En fait, la prise en compte de ces facteurs augmente les estimations de l'écart de patrimoine entre les sexes de plus de 70 %, à 96 200 $, soit une différence de 27 %. En revanche, les différences dans les revenus actuels semblent jouer un rôle important dans l'explication de l'écart de patrimoine entre les sexes : environ 60 % de l'écart de patrimoine entre les sexes disparaît une fois que l'on prend en compte les revenus. Indépendamment, nous estimons un écart statistiquement significatif entre les sexes dans les gains annuels de 12 300 $ ou 21 % parmi les personnes employées. Cela suggère que même si d'autres facteurs peuvent contribuer à l'écart de patrimoine, comme les différences entre les sexes en matière de comportement d'épargne, (Lehrer, Pan et Finnie, 2023), de littératie financière (Fonseca et al., 2012, Bucher-Koenen et al., 2017, Fonseca et Lord, 2020) et de partage des richesses en cas de divorce, c'est l'écart de revenus qui compte le plus.

Nous constatons une hétérogénéité considérable dans l'écart de patrimoine entre les sexes entre les groupes précédemment mariés et jamais mariés. L'écart est important parmi les personnes déjà mariées, mais négligeable parmi les personnes jamais mariées, même si

les personnes jamais mariées sont célibataires depuis plus longtemps. Cela concorde avec des écarts de revenus beaucoup plus importants entre les sexes parmi les personnes précédemment mariées, ce qui pourrait refléter la pénalisation persistante des revenus supportée par les femmes qui ont des enfants. (Kleven et al., 2019, de Linde Leonard et Stanley, 2020, Karademir, Laliberte et Staubli, 2023).[2] Lorsqu'elles sont mariées, les conséquences de ces écarts de revenus sur la richesse sont partagées entre les conjoints, mais après le divorce, les femmes ont des revenus plus faibles (LaRochelle-Côté, Myles et Picot, 2012) et accumulent significativement moins de richesse (Sharma, 2015, Lin et Brown, 2021), peut-être à cause de revenus inférieurs en raison de périodes d'emploi perturbées et de responsabilités familiales continues. Toutefois, toutes les femmes célibataires sont désavantagées par rapport aux femmes en couple, qui sont environ deux fois plus riches. Dans l'ensemble, notre analyse suggère que des mesures ciblées visant à accroître le patrimoine de retraite des femmes célibataires pourraient être envisagées à court terme. À long terme, les politiques qui réduisent les écarts de revenus au sein des couples aideraient les femmes à devenir plus résilientes financièrement face aux chocs conjugaux.

2 Données et restrictions sur l'échantillon

Nous utilisons cinq coupes transversales répétées de l'Enquête sur la sécurité financière (ESF) de Statistique Canada entre 1999 et 2019.[3] L'ESF est une enquête représentative à l'échelle nationale qui recueille des informations détaillées sur la valeur des actifs et des dettes des Canadiens.[4] La valeur nette (richesse) est définie comme le total des actifs moins que la dette totale. L'information contenue dans la version restreinte de l'ESF, que nous avons pu utiliser, est disponible à trois niveaux : le ménage, la famille économique et l'individu.[5] Notre analyse est réalisée au niveau individuel, bien que les valeurs des actifs, des dettes et du patrimoine soient tirées du fichier de la famille économique. Les informations sur le revenu et la démographie sont collectées au niveau individuel, mais les informations sur la richesse ne sont disponibles qu'au niveau familial.

Nous ajustons les variables de revenu et de richesse pour l'inflation et les valeurs aberrantes.[6] Toutes les variables de richesse sont rendues équivalentes en divisant la

[2] Puisque l'ESF ne mesure pas le nombre d'enfants, nous ne pouvons pas l'estimer directement.

[3] L'ESF a été menée en 1999, 2005, 2012, 2016 et 2019. Chaque vague contient environ 12 000 réponses sauf celle de 2005 qui a attiré 5 000 réponses (voir Baldwin, 2022, pour un résumé).

[4] Des efforts considérables sont déployés par Statistique Canada pour garantir que les informations sur le patrimoine sont déclarées avec exactitude. Par exemple, en cas de doute, les répondants sont invités à se référer à leurs dossiers pour obtenir une estimation précise. De plus, les valeurs manquantes sont imputées, ce qui permet d'estimer la richesse de chaque répondant.

[5] Les ménages se distinguent des familles économiques, car les personnes qui vivent ensemble peuvent ne pas être apparentées, par exemple les colocataires.

[6] Nous « windsorize » au 99^{e} centile (et au 1er centile pour les variables avec des valeurs négatives).

richesse par la racine carrée de la taille de la famille. Toutes les valeurs sont déclarées en dollars de 2019 et sont pondérées pour refléter la population (en utilisant les poids d'enquête de l'ESF). Sauf indication contraire, les moyennes incluent les zéros (par exemple, le patrimoine immobilier moyen inclut les locataires).

Nous limitons l'échantillon aux individus âgés de 45 à 59 ans afin d'évaluer l'écart de patrimoine entre les sexes au cours des années précédant la retraite. Notre échantillon exclut les couples, car la richesse est définie au niveau familial et n'est pas facilement divisible entre les conjoints. L'estimation de l'écart de patrimoine pour les couples seulement, par exemple, résulterait en un écart de zéro.[7] En tant que tel, notre échantillon est constitué de personnes célibataires, définies comme toute personne veuve, divorcée, séparée ou jamais mariée.[8] Pour un sous-ensemble de l'analyse, nous comparons les femmes célibataires aux femmes en couple, ce qui inclut celles qui sont mariées et celles vivant en union de fait.

En 2019, 26 % des personnes âgées de 45 à 59 ans étaient célibataires, soit une augmentation de 5 points de pourcentage depuis 1999. La quasi-totalité de cette augmentation était due à une proportion croissante de personnes jamais mariées. Cela inclut une augmentation significative de la proportion d'hommes célibataires entre 45 et 59 ans, tandis que la proportion de femmes célibataires est restée relativement stable en raison d'une baisse compensatoire du veuvage.

Même si 26 % représentent une part importante de la population préretraitée, nos estimations ne doivent pas être interprétées comme l'écart de patrimoine moyen entre tous les hommes et toutes les femmes proches de la retraite. Néanmoins, étant donné que l'écart de patrimoine entre les sexes est approximativement nul entre les hommes et les femmes en couple, nos estimations sont révélatrices à la fois du signe et de l'ampleur de l'écart dans la population. En particulier, l'écart dans la population sera probablement du même signe, mais d'une ampleur moindre, car l'inclusion des couples atténuerait l'écart vers zéro.

Nous estimons l'écart inconditionnel de richesse entre hommes et femmes célibataires (c'est-à-dire sans tenir compte des contrôles démographiques).[9] Il s'agit d'une statistique pertinente pour les décideurs politiques préoccupés par la disparité globale entre les sexes en matière de richesse à l'approche de la retraite. Toutefois, il est important de noter que ces disparités peuvent également refléter des différences dans

[7] Parmi les couples, des écarts mineurs entre les sexes pourraient encore exister si l'un des conjoints se situe en dehors de la tranche d'âge de notre analyse ou si des couples de même sexe sont présents dans les données.

[8] Notre échantillon est différent d'une étude antérieure incluant des couples. Denton et Boos (2007) utilisent une tranche d'âge plus large (45 ans et plus) et estiment l'écart de richesse entre les sexes en utilisant uniquement la vague de 1999 de l'ESF.

[9] Nous estimons des régressions linéaires simples qui, outre un coefficient masculin, n'incluent que les effets fixes annuels.

les caractéristiques des hommes et des femmes. Ainsi, nous discutons de la manière dont les estimations varient en fonction des contrôles démographiques (c'est-à-dire en estimant les écarts de richesse conditionnels entre les sexes). De plus, nous avons testé les différences entre les sexes dans un nombre d'ensembles démographiques, notamment l'âge, l'emploi, l'éducation, la taille du ménage, l'accès à la propriété, la pauvreté (de revenu) et le statut matrimonial. Nous avons constaté qu'en moyenne, les femmes célibataires sont plus instruites, légèrement plus âgées et plus susceptibles d'être veuves. Tous ces facteurs favorisent l'accumulation de richesse pour les femmes célibataires et s'opposent à l'existence d'un écart de patrimoine entre les sexes. En revanche, les femmes célibataires ont des taux d'emploi plus faibles et vivent dans des ménages plus nombreux, ce qui suggère qu'elles ont davantage de responsabilités familiales. Ces facteurs sont susceptibles d'entraver l'accumulation de richesses pour les femmes.

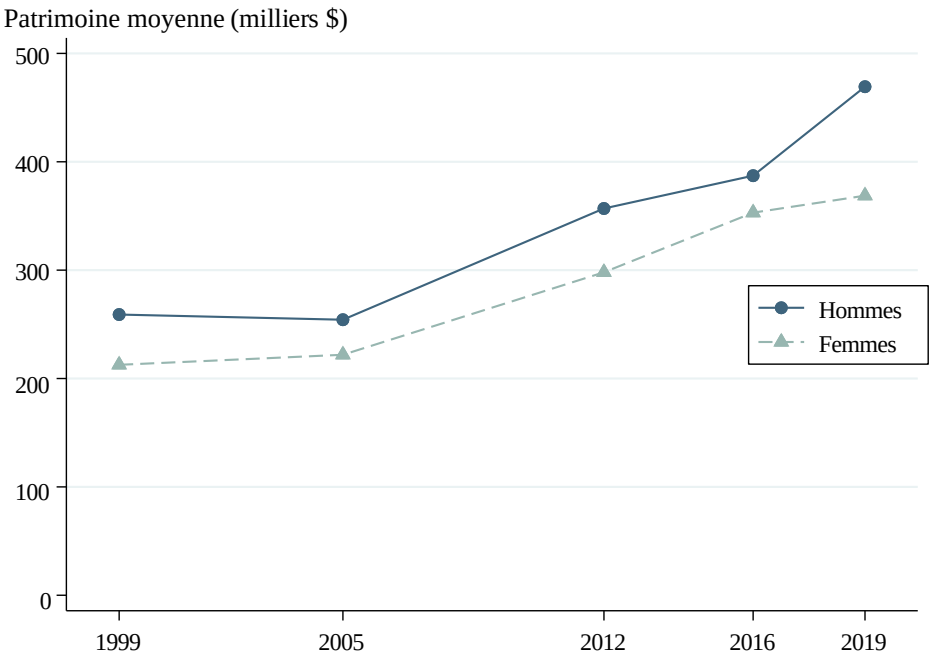
3 Résultats

La figure 1 montre la richesse moyenne des hommes et des femmes célibataires au cours de chacune des cinq années d'enquête. Même si la richesse a augmenté au fil du temps pour les deux groupes, nous observons un écart de patrimoine persistant entre les sexes. Les hommes sont plus riches au cours des cinq années, et rien n'indique que les femmes rattrapent leur retard. Une analyse formelle par régression (Tableau A1 dans l'annexe) confirme que l'écart de patrimoine entre les sexes augmente en termes absolus, même si cette tendance n'est pas statistiquement significative.

En regroupant les cinq vagues (1999-2019), nous estimons un écart de patrimoine moyen entre les sexes de 56 000 $ en faveur des hommes. (Tableau 1). Cet écart est statistiquement significatif au seuil de 1 % et signifie qu'en moyenne, les femmes célibataires ont 16 % de richesse en moins que les hommes célibataires. Cet écart ne peut pas s'expliquer par des différences dans les caractéristiques des hommes et des femmes. Après avoir contrôlé pour l'âge, la province, le niveau de scolarité et l'état matrimonial, nous constatons un écart de patrimoine encore plus grand entre les sexes, soit 96 200 $. Cela suggère que les différences dans les caractéristiques démographiques n'expliquent pas l'écart de patrimoine. En fait, l'écart de patrimoine est plus grand lorsque l'on compare les femmes et les hommes ayant des caractéristiques démographiques similaires.[10]

[10] L'écart inconditionnel est plus faible, car il y a plus de femmes que d'hommes très instruites, plus âgées et veuves, autant d'éléments positivement associés à la richesse.

Figure 1: Tendances dans la patrimoine des hommes et des femmes célibataires de 45 à 59 ans au Canada



Une autre préoccupation possible est que l'écart de patrimoine entre hommes et femmes pourrait simplement refléter l'effet de l'équivalisation – l'ajustement de la richesse en fonction de la taille de la famille – puisque les femmes ont tendance à avoir des familles plus nombreuses. Nous évaluons l'effet de l'équivalisation sur l'écart de patrimoine entre les sexes en contrôlant pour la taille de la famille et nous constatons que 85 % de l'écart subsiste.

Le tableau 1 suggère que trois types d'actifs expliquent l'écart de patrimoine entre les sexes : les capitaux d'entreprise, les actifs non financiers (immobilier, véhicules, etc.) et les actifs financiers (comptes bancaires, actions, etc.). Nos estimations suggèrent que les capitaux d'entreprise sont les plus importants, expliquant environ 26 800 $, soit 48 %, de l'écart de patrimoine, tandis que les actifs financiers et non financiers représentent chacun environ 9 000 $ (16 %). Toutes ces estimations sont statistiquement significatives au niveau de 5 % ou de 1 %. Nos estimations suggèrent un écart similaire dans les actifs de retraite privés (10 700 $, valeur p = 0,171). En revanche, la valeur des résidences principales et l'endettement ne sont pas significativement différents entre les hommes et les femmes. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que la résidence représente une part plus importante de la richesse des femmes, ce qui peut les rendre plus vulnérables aux chocs de richesse immobilière et plus limitées en termes de liquidités à la retraite, compte tenu du faible recours aux prêts hypothécaires inversés par les retraités (Michaud et Choinière-Crèvecoeur, 2023).

Tableau 1: Écart de patrimoine global entre les hommes et les femmes par source de richesse, 1999-2019

	Coef. hommes (Écart H-F)	E. type robuste	Patrimoine moyenne H	Écart en %	N
Patrimoine	55 939 $***	16738	359 255 $	16 %	6012
Actifs totaux	55 221 $***	18534	413 726 $	13 %	6012
Valeur de la résidence	-3 982 $	6975	132 447 $	-3 %	6012
Actifs privés de retraite	10,660 $	7777	134 010 $	8 %	6012
Actifs financiers	8 436 $**	3801	41 740 $	20 %	6012
Actifs non financiers	9 988 $**	4906	61 292 $	16 %	6012
Capital d'entreprise	26 797 $***	4823	34 094 $	79 %	6012
Dettes totales	-491 $	3704	54 261 $	-1 %	6012
Hypothèque	-1 499 $	3355	41 314 $	-4 %	6012
Ligne de crédit	446 $	641	4 560 $	10 %	6012
Cartes de crédit	-83 $	157	1 830 $	-5 %	6012

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019 et rendues équivalentes selon la taille de la famille. Les actifs de retraite privés (valeur de cessation) comprennent les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER), les comptes de retraite immobilisés (CRI), les fonds enregistrés de revenu de retraite (FERR), les régimes de retraite d'emploi, les rentes différées et les rentes en cours. Les actifs financiers comprennent les comptes de chèques et d'épargne, les dépôts à terme, les bons du Trésor, les fonds communs de placement, les actions, les obligations, les comptes d'épargne libre d'impôt (CELI), les fonds de régimes enregistrés d'épargne-études (REEE), les sommes prêtées à des tiers et tout autre investissement. Les actifs non financiers comprennent les biens immobiliers autres que la résidence principale, les véhicules, le contenu de la résidence principale, les objets de collection et les autres actifs non financiers tels que les droits d'auteur, les brevets et les redevances.

Pour mieux comprendre l'écart de patrimoine entre les sexes, nous avons évalué l'ampleur de l'écart à différents points dans la distribution de la richesse à l'aide de régressions quantiles inconditionnelles (Tableau A2 de l'annexe). Les estimations ponctuelles suggèrent que les hommes ont plus de richesse que les femmes dans l'ensemble de la répartition, mais ces différences sont les plus importantes et statistiquement significatives seulement vers le haut de la répartition des richesses. Par exemple, nos estimations indiquent que les hommes ont beaucoup plus de richesse que les femmes aux 80e et 90e centiles (77 300 $ et 135 500 $ de plus respectivement). Cette preuve de plus grands écarts de richesse entre les sexes au sommet de la répartition des richesses est cohérente avec les recherches sur les pays européens (Schneebaum et al., 2018, Meriküll, Kukk et Rõõm, 2021).

Nous avons également examiné l'écart pour chaque source de richesse au fil du temps. Une seule source de richesse était systématiquement différente de manière significative entre les hommes et les femmes au cours de la période d'analyse : les capitaux d'entreprise. L'écart entre les sexes en matière de capitaux d'entreprise est passé de 12 500 $ en 1999 à 37 800 $ en 2019, une augmentation significative au niveau de 10 %. En pourcentage, ces écarts entre les sexes sont très importants : les femmes disposaient de 63 % de capitaux d'entreprise en moins que les hommes en 1999 et de 90 % de moins en 2019. Des écarts tout aussi importants entre les sexes en matière de capitaux d'entreprise ont été documentés en Allemagne et en Estonie. (Sierminska, Frick et Grabka, 2010, Meriküll, Kukk et R õ õ m , 2021). Il n'y a eu aucun changement significatif au fil du temps pour les autres sources de richesse.

Nous constatons que les hommes disposaient de cinq fois plus de capitaux d'entreprise que les femmes au cours de la période d'échantillonnage, même s'ils n'étaient que 1,5 fois plus susceptibles de détenir des capitaux d'entreprise. Autrement dit, les hommes sont à peine plus susceptibles de posséder une entreprise, mais détiennent des capitaux beaucoup plus importants dans ces entreprises. Nous approfondissons cette divergence en estimant l'écart entre les sexes en matière de revenus de travail autonome – un autre indicateur de la réussite en entreprise. Pour plus de contexte, ces résultats sont également comparés à l'écart de revenus entre hommes et femmes parmi toutes les personnes en emploi.

Parmi les travailleurs autonomes, un écart salarial important entre les sexes est apparu au cours de la période. En 2019, l'écart était de 10 100 $ ou 52 %, ce qui représente une augmentation de 10 900 $ depuis 1999 (Tableau 2). Cela suggère que les travailleuses autonomes gagnent désormais à moitié moins que leurs homologues masculins. À titre de comparaison, l'écart salarial entre hommes et femmes parmi toutes les personnes occupées en 2019 était de 13 600 $, ou 21 %.[11] Même si les femmes travaillant à leur compte connaissent un écart de gains plus faible en termes absolus que les femmes employées (10 100 $ contre 13 600 $), les femmes travaillant à leur compte sont deux fois plus désavantagées en termes de pourcentage (52 % contre 21 %). Cela peut expliquer l'écart croissant entre les sexes en matière de capitaux d'entreprise dans la mesure où les femmes travaillant à leur compte semblent avoir pris beaucoup de retard sur leurs homologues masculins en termes de revenus. Encore une fois, cela suggère que les disparités en matière de revenus pourraient être à l'origine de l'écart de patrimoine entre les sexes.

Bien que les revenus au cours de la vie soient un déterminant plus important de la richesse que les revenus actuels, nous ne pouvons mesurer les revenus actuels que dans le cadre de

[11] L'écart salarial horaire parmi les employés canadiens âgés de 25 à 54 ans en 2019 était de 14 % (Statistics Canada, 2022). Il n'est pas surprenant que cela soit inférieur à notre estimation de l'écart de rémunération, puisque l'écart de rémunération résulte en partie d'un nombre plus élevé d'heures travaillées par les hommes.

l'ESF. Notre analyse indique que l'écart de revenus (21 %) est similaire à l'écart de patrimoine (16 %). Étant donné qu'aucun des deux écarts n'a changé de manière significative au cours de notre période d'échantillonnage, il semble y avoir une grande persistance des deux écarts entre les sexes et probablement une forte relation entre les deux. Conformément à cette explication, nous constatons que de contrôler pour le revenu après impôt réduit l'écart de patrimoine estimé entre les sexes de 61 %. Ainsi, d'autres facteurs non liés au revenu peuvent contribuer à l'écart de patrimoine, comme les différences entre les sexes en matière de comportement d'épargne (Lehrer, Pan et Finnie, 2023), de littératie financière (Fonseca et al., 2012, Bucher-Koenen et al., 2017) et de partage des richesses en cas de divorce, mais ces facteurs semblent moins importants que le revenu actuel.

Compte tenu de la diversité des circonstances de vie au sein d'une même population, nous avons étudié l'hétérogénéité de l'écart de patrimoine entre les sexes selon l'âge, la province, le niveau de scolarité et l'état matrimonial. Nous n'avons trouvé aucune preuve d'hétérogénéité par province ou par groupe d'âge de cinq ans. Le Tableau 3 montre d'importants écarts de richesse entre les sexes, entre 54 000 $ et 105 800 $ (18 à 37 %), en faveur des hommes à tous les niveaux d'éducation. Cela se reflète dans les écarts de revenus estimés entre les sexes (Tableau A3 dans l'annexe), qui favorisent également les hommes à tous les niveaux d'éducation. Ceux-ci varient de 12 600 $ à 18 200 $ (18 à 33 %) et sont tous statistiquement significatifs au niveau de 1 %.

Tableau 2: Écart de rémunération entre les sexes selon le type d'emploi, 1999-2019

	Coef. hommes (Écart H-F)	**E. type Robuste**	**Patrimoine moyenne H**	**Écart en %**	**N**
Tr. autonomes					
Ttes vagues	4 335 $*	2322	19 862 $	22 %	628
1999	-816 $	4141	18 699 $	-4 %	170
2019	10 081 $**	4579	19 458 $	52 %	104
Diff. entre 1999 et 2019	10 897 $*	6174			274
Salariés					
Ttes vagues	12 309 $***	1661	59 793 $	21 %	4162
1999	13 247 $***	2751	58 197 $	23 %	971
2019	13 596 $***	4038	63 547 $	21 %	799
Diff. entre 1999 et 2019	349	4886			1770

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019. Les revenus se composent des salaires et traitements. Il s'agit d'une mesure annuelle et ne reflète donc pas le salaire horaire. L'échantillon est limité aux personnes ayant des revenus d'un travail autonome (panneau supérieur) ou des revenus d'emploi salarié (panneau inférieur) et exclut donc dans chaque cas ceux qui n'ont aucun revenu.

En ce qui concerne le statut matrimonial, difficile de déterminer à quoi s'attendre. D'une part, l'on anticiper des écarts plus importants entre les hommes et les femmes qui ne sont pas en couple, qui sont célibataires depuis plus longtemps et dont l'accumulation de richesse repose principalement sur leurs propres revenus. En revanche, la séparation et le divorce peuvent être particulièrement coûteux pour les femmes, qui sacrifient souvent leur carrière pour élever des enfants et assument davantage de responsabilités familiales que leurs homologues masculins. Nous constatons une hétérogénéité significative dans les écarts de richesse hommes-femmes entre les populations précédemment mariées et jamais mariées (Tableau 3). Plus spécifiquement, il existe des écarts de richesse entre les sexes importants pour les groupes veufs, séparés et divorcés (précédemment mariés). Ces femmes ont en moyenne 93 400 $ (25 %) de moins que les hommes. Les femmes jamais mariées, en revanche, ont des niveaux de richesse similaires à ceux des hommes jamais mariés.

Qu'est-ce qui explique cette hétérogénéité ? À première vue, l'absence d'écart de patrimoine entre les sexes parmi les personnes jamais mariées est surprenante dans la mesure où la richesse de ce groupe est plus exposée aux différences de revenus entre les sexes, car ils dépendent principalement de leurs propres revenus. Cependant, nous constatons que les femmes jamais mariées sont considérablement plus instruites que les hommes jamais mariés, ce qui peut expliquer pourquoi les femmes jamais mariées ont maintenu la cadence avec les hommes jamais mariés. Des écarts significatifs entre les sexes en termes de richesse (62 500 $) et de salaires (9 400 $) n'apparaissent pour le groupe jamais marié qu'une fois que nous avons pris en compte des caractéristiques démographiques telles que l'éducation (Tableau A4 dans l'annexe). Malgré cela, les écarts conditionnels entre les sexes parmi les personnes jamais mariées sont la moitié de ceux parmi les personnes précédemment mariées, ce qui suggère que les femmes précédemment mariées sont particulièrement désavantagées par rapport aux femmes jamais mariées.

Pour les personnes précédemment mariées, l'écart de patrimoine plus important s'accompagne d'un écart de revenus beaucoup plus important. L'écart de revenus estimé pour les personnes précédemment mariées est de 19 100 $ (20 700 $ avec les variables de contrôle), ce qui est beaucoup plus important que chez les personnes jamais mariées, qui s'élève à 3 900 $ (9 400 $ avec les variables de contrôle). Cette disparité dans les écarts de revenus entre les personnes jamais mariées et celles précédemment mariées peut refléter en partie la pénalité persistante en matière de revenus supportée par les femmes qui ont des enfants (Kleven et al., 2019, de Linde Leonard et Stanley, 2020, Karademir, Laliberte et Staubli, 2023). En effet, nos résultats indiquent que les femmes précédemment mariées ont plus de

responsabilités familiales que les femmes jamais mariées.[12]

Il est frappant de constater que les écarts de richesse entre hommes et femmes sont plus importants parmi les personnes précédemment mariées, qui sont célibataires depuis moins longtemps que celles qui n'ont jamais été mariées. La séparation et le divorce semblent particulièrement préjudiciables à l'accumulation de richesses des femmes en raison des écarts de revenus importants au sein des couples qui persistent après la dissolution du mariage. Ceci est cohérent avec (i) la recherche canadienne basée sur des données longitudinales qui montre que le divorce/séparation a un effet négatif profond sur les revenus des ménages des femmes, mais peu d'impact sur les hommes (LaRochelle-Côté, Myles et Picot, 2012) et (ii) la recherche américaine basée sur le Health and Retirement Study montrant que la richesse des hommes et des femmes diverge rapidement après un « divorce gris » (divorce après 50 ans) en raison des écarts de revenus importants entre les conjoints (Sharma, 2015, Lin et Brown, 2021). Dans notre échantillon, les femmes séparées et divorcées ont non seulement moins de richesse que leurs homologues masculins, mais elles ont également beaucoup moins de richesse que les femmes jamais mariées et les veuves.

Dans la dernière partie de cette note, nous comparons la richesse des femmes célibataires et des femmes en couple.[13] Cela nous permet d'évaluer dans quelle mesure les relations de couple sont associées à l'accumulation de richesse (Bonnet et al., 2022). Les femmes célibataires, en particulier celles qui sont séparées ou divorcées, sont particulièrement désavantagées lorsqu'il s'agit d'accumuler des richesses. En tant que femmes plus âgées, elles sont touchées par la discrimination fondée sur le sexe et l'âge sur le marché du travail (Neumark, Burn et Button, 2019), mais elles sont également désavantagées par rapport aux femmes en couple qui bénéficient du revenu du conjoint et des ressources partagées. Conformément aux recherches antérieures pour la France (Bonnet et al., 2022), nous constatons un écart de patrimoine important en faveur des femmes en couple, équivalant à 318 600 $ (Tableau A5 dans l'annexe). Au cours des 20 dernières années, l'écart s'est considérablement accru, de 137 500 $. En 2019, les femmes célibataires possédaient en moyenne environ la moitié de la richesse que les femmes en couple (367 000 $ contre 704 000 $ respectivement). Nous ne pouvons pas attribuer cette différence à la relation

[12] Nous estimons que l'écart entre les sexes en termes de taille du ménage est plus grand parmi les personnes précédemment mariées (0,5 membre de plus dans la famille dans les ménages féminins, $p < 0,01$) que parmi les personnes jamais mariées (0,2 membre de plus dans la famille, $p < 0,01$). L'enquête ne demande pas le nombre d'enfants, nous utilisons donc la taille de la famille comme indicateur indirect, ce qui peut inclure d'autres membres de la famille ou exclure les enfants qui ont déménagé.

[13] Comme mentionné précédemment, nous utilisons le fichier individuel pour construire notre échantillon. Ainsi, les femmes en couple de notre échantillon comprennent toutes les femmes mariées et conjointes de faits, qu'elles soient ou non la répondante principale. Nos estimations tiennent compte des familles plus nombreuses composées de femmes en couple, puisque la richesse est divisée par la racine carrée de la taille de la famille.

de couple elle-même, mais ces résultats suggèrent que les femmes célibataires sont probablement plus vulnérables aux chocs de santé ou financiers à la retraite, lorsqu'on les compare à d'autres groupes.

Tableau 3: Hétérogénéité de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes, 1999-2019

	Coef. hommes (Écart H-F)	E. type robuste	Patrimoine moyenne H	Écart en %	N
Éducation					
Moins que secondaire	53 960 $***	15390	146 509 $	37 %	1208
Secondaire	66 850 $**	28615	354 337 $	19 %	1634
Certificat ou diplôme	87 766 $***	30212	375 121 $	23 %	1789
Université	105 784 $**	51181	594 972 $	18 %	1381
Statut matrimonial					
Précédemment mariés	93 411 $***	24257	374 396 $	25 %	3635
Veufs	160 126 $**	76131	567 327 $	28 %	583
Séparés	101 154 $***	35910	311 369 $	32 %	903
Divorcés	105 215 $***	33171	378 483 $	28 %	2149
Jamais mariés	8 271 $	25340	345 992 $	2 %	2377

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019 et rendues équivalentes selon la taille de la famille. Les coefficients estimés comprennent les cinq vagues et incluent les effets fixes annuels.

4 Conclusion

Cette note de recherche analyse la disparité de richesse à l'approche de la retraite entre les hommes et les femmes célibataires au Canada. À l'aide de données d'enquête de 1999 à 2019, nous constatons un écart de patrimoine moyen de 56 000 $, soit 16 %, en faveur des hommes âgés de 45 à 59 ans, sans aucune preuve que cet écart diminue au fil du temps. Les résultats soulignent l'importance des revenus pour expliquer l'écart de patrimoine entre les sexes. Nous constatons un écart salarial important entre les sexes parmi les employés ainsi que des écarts importants et croissants en matière de capital d'entreprise et de revenus de travail autonome. De plus, les résultats montrent un écart de patrimoine beaucoup plus important pour les personnes précédemment mariées que pour celles qui n'ont jamais été mariées, ce qui est cohérent avec les pénalités persistantes en matière de revenus pour les femmes qui ont des enfants. Les femmes célibataires semblent avoir moins de sécurité financière à l'approche de la retraite, non seulement par rapport aux hommes célibataires, mais également par rapport aux femmes en couple. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent qu'à court terme, veiller à ce que les femmes célibataires disposent d'un revenu adéquat à la retraite devrait être une priorité. Les bonifications apportées en 2016 au Supplément

de revenu garanti pour les célibataires pourraient aider à cet égard,[14] mais elles sont faibles par rapport à l'ampleur de l'écart de patrimoine entre les sexes à l'approche de la retraite. À plus long terme, les politiques et les tendances sociales qui réduisent l'écart de revenus entre les sexes sont probable de réduire l'écart de patrimoine entre les sexes à la retraite.

[14] Finnie, Gray et Zhang (2013) montrent que les femmes célibataires sont environ 25 % plus susceptibles de recevoir le SRG que les hommes célibataires à 65 ans, ce qui implique que les améliorations du SRG profiteront de manière disproportionnée aux femmes célibataires.

Références

Baldwin, Bob. 2015. « The economic impact on plan members of the shift from Defined Benefit to Defined Contribution in workplace pension plans. » *Canadian Labour & Employment Law Journal*, 19: 23.

Baldwin, Bob. 2022. « The evolving wealth of Canadians: Who is better fixed for retirement? Who is not? » *CD Howe Institute e-Brief 327*.

Bonnet, Carole, Enrica Maria Martino, Benoît Rapoport, et Anne Solaz. 2022. « Wealth inequalities among seniors: The role of marital histories across cohorts. » *Review of Economics of the Household*, 1–39.

Bucher-Koenen, Tabea, Annamaria Lusardi, Rob Alessie, et Maarten Van Rooij. 2017. « How financially literate are women? An overview and new insights. » *Journal of Consumer Affairs*, 51(2): 255–283.

Clavet, Nicholas-James, Mayssun El-Attar, et Raquel Fonseca. 2022. « Replacement rates of public pensions in Canada: Heterogeneity across socio-economic status. » *Canadian Public Policy*, 48(S2): 22–34.

de Linde Leonard, Megan, et TD Stanley. 2020. « The wages of mothers' labor: A meta-regression analysis. » *Journal of Marriage and Family*, 82(5): 1534–1552.

Denton, Margaret, et Linda Boos. 2007. « The gender wealth gap: Structural and material constraints and implications for later life. » *Journal of Women & Aging*, 19(3-4): 105–120.

Edlund, Lena, et Wojciech Kopczuk. 2009. « Women, wealth, and mobility. » *American Economic Review*, 99(1): 146–178.

El-Attar, Mayssun, et Raquel Fonseca. 2023. « Public pensions and low-income dynamics in Canada. » *Journal of Pension Economics & Finance*, 22(2): 238–263.

Finnie, Ross, David Gray, et Yan Zhang. 2013. « Guaranteed Income Supplement (GIS) status amongst the retired population: An analysis of the incidence. » *Canadian Public Policy*, 39 (Supplement 1): S65–S79.

Fonseca, Raquel, et Simon Lord. 2020. « Canadian gender gap in financial literacy: Confidence matters. » *Special Issue on Gender Perspectives in Hacienda Pblica Espaola/Review of Public Economics*, 235-(6/2020): 153–182.

Fonseca, Raquel, Kathleen J Mullen, Gema Zamarro, et Julie Zissimopoulos. 2012. « What explains the gender gap in financial literacy? The role of household decision making. » *Journal of Consumer Affairs*, 46(1): 90–106.

Karademir, Sencer, Jean-William Laliberte, et Stefan Staubli. 2023. « The multigenerational impact of children and childcare policies. » *IZA Discussion Paper No. 15894*.

Kleven, Henrik, Camille Landais, Johanna Posch, Andreas Steinhauer, et Josef Zweimuller. 2019. « Child penalties across countries: Evidence and explanations. » *AEA Papers and Proceedings*, 109: 122–126.

LaRochelle-Côté, Sébastien, John Myles, et Garnett Picot. 2012. « Income re-

placement rates among Canadian seniors: The effect of widowhood and divorce. » *Canadian Public Policy*, 38(4): 471–495.

LaRochelle-Côté, Sébastien, John Myles, WG Picot, et al. 2008. « Income security and stability during retirement in Canada. » *Statistics Canada Catalogue no. 11F0019M*.

Lehrer, Steven F, Yazhuo Pan, et Ross Finnie. 2023. « Evolution of gender patterns in retirement saving in Canada. » *Canadian Public Policy*, 49(S1): 6–31.

Lin, I-Fen, et Susan L Brown. 2021. « The economic consequences of gray divorce for women and men. » *The Journals of Gerontology: Series B*, 76(10): 2073–2085.

Meriküll, Jaanika, Merike Kukk, et Tairi Rõõm. 2021. « What explains the gender gap in wealth? Evidence from administrative data. » *Review of Economics of the Household*, 19: 501–547.

Michaud, Pierre-Carl, et Ismael Choinèire-Crèvecoeur. 2023. « Reverse mortgages and financial literacy. » *Journal of Financial Literacy and Wellbeing*, 1: 79–102.

Milligan, Kevin. 2008. « The evolution of elderly poverty in Canada. » *Canadian Public Policy*, 34(4): S79–S94.

Neumark, David, Ian Burn, et Patrick Button. 2019. « Is it harder for older workers to find jobs? New and improved evidence from a field experiment. » *Journal of Political Economy*, 127(2): 922–970.

Ravazzini, Laura, et Jenny Chesters. 2018. « Inequality and wealth: Comparing the gender wealth gap in Switzerland and Australia. » *Feminist Economics*, 24(4): 83–107.

Schirle, Tammy. 2013. « Senior poverty in Canada: A decomposition analysis. » *Cana- dian Public Policy*, 39(4): 517–540.

Schneebaum, Alyssa, Miriam Rehm, Katharina Mader, et Katarina Hollan. 2018. « The gender wealth gap across European countries. » *Review of Income and Wealth*, 64(2): 295–331.

Sharma, Andy. 2015. « Divorce/separation in later-life: A fixed effects analysis of economic well-being by gender. » *Journal of Family and Economic Issues*, 36: 299–306.

Sierminska, Eva M, Joachim R Frick, et Markus M Grabka. 2010. « Examining the gender wealth gap. » *Oxford Economic Papers*, 62(4): 669–690.

Statistics Canada. 2021. « A profile of nursing and residential care facilities, 2019. » https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/210916/dq210916c-eng.htmshr-pg0.

Statistics Canada. 2022. « Pay gap, 1998 to 2021. » https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/14-28-0001/2020001/article/00003-eng.htm.

Szymborska, Hanna K. 2022. « The evolution of gender wealth inequality in the United States in a changing institutional context. » *Feminist Economics*, 28(2): 32–63.

Veall, Michael R. 2008. « Canadian seniors and the low income measure. » *Canadian Public Policy*, 34(Supplement 1): S47–S58.

Waitkus, Nora, et Lara Minkus. 2021. « Investigating the gender wealth gap across occupational classes. » *Feminist Economics*, 27(4): 114–147.

Annexe A

Tableaux

Tableau A1: Écart de patrimoine entre les sexes au fil du temps

	Coef. hommes (Écart H-F)	E. type robuste	Patrimoine moyenne H.	Écart en %	N
Écart de patrimoine H-F					
1999	46 388 $	29034	259 052 $	18 %	1480
2005	32 362 $	30379	254 280 $	13%	598
2012	58 846 $*	34611	356 874 $	16 %	1432
2016	34 128 $	33678	387 163 $	9 %	1413
2019	100 573 $**	47076	469 284 $	21 %	1089
Variation annuelle moyenne	2 366 $	2316			6012

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019 et rendues équivalentes selon la taille de la famille. Les coefficients estimés incluent les effets fixes annuels.

Tableau A2: Écarts H-F à travers la distribution, 1999-2019

	Coef. hommes (Écart H-F)	E. type robuste	Patrimoine moyenne H.	Écart en %	N
Écart de patrimoine H-F					
10e centile	-11 $	213	477 $	-2 %	6012
20e	425 $	1626	5 986 $	7 %	6012
30e	3 889 $	6397	31 000 $	13 %	6012
40 e	15 857 $	9767	83 598 $	19 %	6012
50 e	3 077 $	13029	142 994 $	2 %	6012
60 e	21 000 $	19587	243 661 $	9 %	6012
70 e	34 865 $	22040	373 638 $	9 %	6012
80 e	77 334 $**	31473	571 246 $	14 %	6012
90 e centile	135 508 $***	49986	925 702 $	15 %	6012

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019 et rendues équivalentes selon la taille de la famille. Les coefficients estimés comprennent les cinq vagues et incluent les effets fixes annuels. Les estimations sont basées sur des régressions quantiles.

Tableau A3: Écart de revenus entre les sexes selon le niveau de scolarité

	Coef. hommes (Écart H-F)	E. type robuste	Patrimoine moyenne H.	Écart en %	N
Écart de revenus H-F					
Moins que secondaire	13 355 $***	2731	40 403 $	33 %	578
Secondaire	12 619 $***	2523	52 753 $	24 %	1147
Certificat ou diplôme	18 218 $***	2571	61 475 $	30 %	1352
Université	14 504 $***	4606	82 195 $	18 %	1085

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019 et rendues équivalentes selon la taille de la famille. Les coefficients estimés comprennent les cinq vagues et incluent les effets fixes annuels. L'échantillon exclut les personnes sans revenus d'emploi.

Tableau A4: Écarts entre les sexes avec et sans contrôle selon l'état matrimonial, 1999-2019

	Avec contrôles		Sans contrôles		
	Coef. hommes (Écart H-F)	E. type robuste	Patrimoine moyenne H.	Écart en %	N
Écart de patrimoine H-F					
Précédemment mariés	93 411 $***	24257	122 622 $***	23661	3635
Jamais mariés	8 271 $	25340	62 523 $**	25351	2377
Écarts de revenus H-F					
Précédemment mariés	19 062 $***	2443	20 730 $***	2288	2586
Jamais mariés	3 844 $*	2334	9 435 $***	2142	1576

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019 et rendues équivalentes selon la taille de la famille. Les coefficients estimés regroupent les cinq vagues et incluent les effets fixes annuels. Les contrôles comprennent les données démographiques suivantes : âge, province, scolarité et statut matrimonial. Les revenus sont ceux des personnes qui gagnent des salaires et traitements.

Tableau A5: Écart de patrimoine entre les femmes célibataires et en couple, 1999-2019

	Coef. en couple (Écart matrimonial)	E. type robuste	Patrimoine moyenne Femmes en couple	Écart en %	N
Richesse	318 581 $***	13538	610 792 $	52 %	14893

Notes: * p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01. Les valeurs sont en $ 2019 et rendues équivalentes selon la taille de la famille. Les coefficients estimés comprennent les cinq vagues et incluent les effets fixes annuels.