

Sexe, situation de famille, état de santé: les facteurs explicatifs des inégalités de pension dans le modèle de retraite chilien

Marcela PARADA-CONTZEN*

Résumé. L'auteur cherche à mesurer l'impact des événements de vie sur le capital-vieillesse dans le contexte du Chili, où le régime de prévoyance repose sur des comptes d'épargne individuels obligatoires. Cet impact empruntant des canaux multiples, elle utilise un système d'équations corrélées, qui rendent compte du comportement d'activité, du choix du fonds de pension, des décisions d'épargne, de la propension au risque, de la situation familiale et de l'état de santé. L'analyse montre que les problèmes de santé n'ont pas d'effet sexué sur la retraite, contrairement aux chocs liés aux caractéristiques familiales, qui ont un impact plus important pour les femmes que pour les hommes.

Mots-clés: retraite, prestations de vieillesse, discrimination fondée sur le sexe, Chili.

1. Introduction

Pour l'Organisation internationale du Travail (OIT, 2018), un régime de retraite doit respecter huit principes fondamentaux. Ainsi, il doit: i) viser une couverture universelle (en vue d'une généralisation du droit à la sécurité sociale); ii) reposer sur un modèle de solidarité sociale et de financement collectif (ce qui suppose des effets de redistribution et interdit de faire retomber l'ensemble des risques financiers ou professionnels sur les individus); iii) offrir des prestations adéquates et prévisibles; iv) prévoir une responsabilité générale et principale de

* MOVI (Núcleo Milenio sobre Movilidad Intergeneracional: del Modelamiento a la Política Pública) et Département d'ingénierie industrielle, Faculté d'ingénierie, Université de Concepción, Chili; mparadacontzen@gmail.com. L'auteur remercie le sous-secrétariat à la prévoyance sociale du Chili qui lui a donné accès à ses données et l'a autorisée à les utiliser. Elle remercie également l'agence nationale pour la recherche et le développement du Chili, qui lui a octroyé un financement dans le cadre du programme Milenio pour la science (réf. NCS2021 072).

Les articles paraissant dans la *Revue internationale du Travail* n'engagent que leurs auteurs, de même que les désignations territoriales qui y sont utilisées, et leur publication ne signifie pas que l'OIT souscrit aux opinions qui y sont exprimées.

Titre original: «Gender, Family Status and Health Characteristics: Understanding Retirement Inequalities in the Chilean Pension Model» (*International Labour Review*, vol. 162, n° 2). Également disponible en espagnol (*Revista Internacional del Trabajo*, vol. 142, n° 2).

© Auteur(s), 2022.

© Compilation et traduction des articles: Organisation internationale du Travail, 2023.

l'État (pour ce qui touche à la viabilité financière, budgétaire et économique du système); v) respecter un principe de non-discrimination et d'égalité des sexes et tenir compte des besoins spécifiques; vi) présenter une viabilité financière, budgétaire et économique; vii) être géré et administré de façon transparente (dans le respect du droit et de la réglementation); et viii) prévoir la participation des partenaires sociaux et la consultation des autres parties prenantes¹.

Les systèmes de pension de vieillesse sont généralement organisés autour des piliers suivants (qui sont parfois tous présents et parfois pas): un régime universel ou social (pilier 0); un régime public ou professionnel obligatoire (premier pilier); un régime privé, reposant sur la constitution d'un compte d'épargne-retraite individuel (deuxième pilier); et, enfin, des solutions d'épargne personnelle complémentaire libres (troisième pilier) (OIT, 2018; Gillion, 2000)². Pour éviter la faillite de leur système de retraite, de nombreux pays ont renoncé aux régimes par répartition au profit de modèles comportant des volets privés (McKiernan, 2021). Ces réformes ont généralement rendu les régimes plus abordables, viables et prévisibles, mais certains ont estimé que ceux-ci n'étaient pas toujours adéquats, équitables, robustes et acceptables socialement (Barr et Diamond, 2016; Mesa-Lago et Bertranou, 2016; Arza, 2017; Madeira, 2021).

Parmi les critères ci-dessus, deux aspects, l'adéquation et l'équité, sont importants sur le plan socio-économique et jouent un rôle croissant dans l'élaboration des politiques³. Les études empiriques sur les facteurs qui ont une incidence en la matière mettent généralement en avant la trajectoire professionnelle, l'évolution des niveaux de gains au fil du parcours de vie et les disparités hommes-femmes sur le marché du travail (Möhring, 2015; Fasang, Aisenbrey et Schömann, 2013; Bettio, Tinios et Betti, 2013; Dewilde, 2012). Cependant, on peine toujours à quantifier les effets des facteurs socio-économiques et du sexe sur les niveaux de pension (Kuivalainen *et al.*, 2020). Cette lacune dans les connaissances a une incidence sur la conception des politiques visant à améliorer les revenus de retraite.

Dans ce contexte, nous nous attacherons dans notre article à mesurer l'impact des événements du cycle de vie, par exemple la modification de la composition du ménage ou les problèmes de santé, sur le capital-vieillesse. Ce faisant, nous tiendrons compte de l'effet du sexe et de la position dans la répartition de l'avoir de retraite. Comprendre le mécanisme de cet impact aiderait les pouvoirs publics à concevoir des programmes efficaces en vue de réduire les inégalités entre pensionnés, de lutter contre la pauvreté au sein de cette population et d'améliorer son bien-être en général. Les programmes sociaux en question, qui peuvent être assimilés à des régimes du pilier zéro, devraient respecter les

¹ La Banque mondiale (2008) fixe de son côté six critères, en indiquant qu'un régime de retraite doit être: i) adéquat, ii) abordable, iii) viable, iv) équitable, v) prévisible et vi) robuste si l'on veut qu'il contribue au bien-être des populations.

² La Banque mondiale (Holzmann et Hinz, 2005) et la Geneva Association (Giarini, 2012) ont proposé d'autres modèles, qui restent similaires.

³ On trouvera des analyses approfondies des politiques tenant compte de ces deux critères en Europe dans Kuivalainen *et al.* (2020), Bettio, Tinios et Betti (2013), Frericks et Maier (2008) et Horstmann et Hülsman (2009), par exemple.

principes de l'OIT et les critères de la Banque mondiale mentionnés plus haut. Pour mener notre analyse, nous avons utilisé des données provenant des quatre premières vagues (2002-2009) de l'EPS (Encuesta de Protección Social), la principale enquête sur la protection sociale au Chili, une série de données particulièrement riche, qui exploite les registres administratifs de la surintendance des pensions du Chili.

Depuis que la Banque mondiale en a fait la promotion, dans les années 1990, le modèle de pension chilien a fait des émules (Orszag et Stiglitz, 2001)⁴. Toutefois, il a été établi qu'il n'avait pas tenu ses promesses (López García, 2015), qu'il perpétuait les inégalités entre les sexes sur le marché du travail (Mesa-Lago et Bertranou, 2016) et qu'il avait accru les risques de pauvreté chez les femmes âgées (Joubert et Todd, 2020). On a montré aussi qu'il pouvait déboucher sur des niveaux de pension moins élevés si les rendements sur le marché n'étaient pas favorables (Krasnokutskaya, Li et Todd, 2018) et qu'il avait réduit les possibilités d'intervention des pouvoirs publics (Buccioli, Manfrè et Giménez, 2022), ce qui avait créé des tensions importantes au sein de la société (Madeira, 2021)⁵.

Pour mesurer les effets des événements de vie sur l'avoir de retraite, nous avons estimé un modèle du parcours de vie dynamique, en partant du principe que les individus prennent des décisions qui ont une incidence directe sur leur capital-vieillesse, décisions relatives, par exemple, à leur situation au regard de l'emploi, à leur profession, au fonds de pension auprès duquel ils placent leur argent et leurs autres solutions d'épargne non obligatoires. Pour cela, nous

⁴ Toute une série de pays s'en sont inspirés à divers degrés, à savoir l'Argentine, la Bolivie, la Bulgarie, la Colombie, le Costa Rica, El Salvador, la Hongrie, le Mexique, le Panama, le Pérou, la Pologne, la République dominicaine et l'Uruguay (Kritzer, 2008; Joubert, 2015). Certains de ses éléments apparaissent aussi dans des réformes lancées relativement récemment aux États-Unis ou dans divers pays européens (Joubert, 2015; Krasnokutskaya, Li et Todd, 2018). Assez récemment, les autorités chiliennes ont dû modifier certains traits du système sous la pression. Elles ont notamment autorisé des retraits sur les comptes d'épargne individuels afin de permettre aux cotisants d'avoir un revenu disponible pendant la pandémie de COVID-19. En tous les cas, le régime mis en place au Chili en 1981 fait toujours figure d'exemple quand on envisage de passer d'un système par répartition à un système de comptes d'épargne individuels (McKiernan, 2021).

⁵ Si l'on reprend les huit principes de l'OIT, on peut considérer que le modèle chilien est d'une qualité médiocre sur les plans suivants: i) l'universalité, en raison de l'importance de l'emploi informel (Joubert, 2015; McKiernan, 2021); ii) la solidarité sociale, qui est peu développée, et le financement collectif, qui existe uniquement sous la forme de la contribution de la fiscalité ordinaire; iii) l'adéquation et la prévisibilité des prestations, un objectif qui a été largement compromis par les retraits autorisés pendant la pandémie; iv) la responsabilité générale et principale de l'État, étant donné l'adoption de lois qui ont eu une incidence sur les avoirs de retraite; v) la non-discrimination et l'équité, compte tenu des risques auxquels les individus sont exposés sur le marché du travail; vi) la viabilité financière, budgétaire et économique, en particulier après l'autorisation des retraits; vii) la gestion et l'administration transparentes, notamment après les conflits sociaux de 2019 et l'autorisation des retraits en 2020; et viii) le dialogue social. De même, le régime chilien ne répond pas aux critères fixés par la Banque mondiale. En effet: i) le niveau des pensions versées n'est pas adéquat; ii) le régime n'est pas abordable, en particulier depuis les réformes de 2020-2021; iii) il n'est pas viable depuis les conflits sociaux de 2019 et l'autorisation des retraits; iv) il n'est pas équitable, puisqu'il n'y a pas de redistribution entre les groupes de revenu et entre les sexes; v) il n'est pas prévisible depuis les retraits; et vi) il n'est pas robuste car sensible aux chocs financiers dès lors que la pension annuelle des cotisants dépend de la performance des marchés.

avons complété le modèle proposé dans Parada-Contzen (2020)⁶. En outre, nous tenons compte de caractéristiques individuelles, introduites en tant que variables endogènes, notamment l'aversion au risque, la longévité supposée, les caractéristiques familiales (situation matrimoniale, nombre d'enfants, etc.) et l'état de santé.

Notre article contribue à la recherche à trois titres. Premièrement, il complète la littérature consacrée à la question des inégalités des revenus de retraite et à l'élaboration des politiques visant à y remédier. Deuxièmement, puisque les pensions sociales sont généralement discrétionnaires et dépendent d'autres politiques publiques telles que le niveau du salaire minimum (Bovenberg, van Ewijk et Westerhout, 2012), notre étude aidera les décideurs à concevoir des mesures adaptées pour remédier aux inégalités de revenu entre pensionnés, sans se laisser influencer par des distorsions liées à d'autres variables relatives aux politiques. En outre, même si notre analyse empirique porte spécifiquement sur le système de retraite chilien, nous proposons un cadre d'analyse général qui peut permettre d'évaluer l'influence des événements du parcours de vie sur l'épargne-retraite dans n'importe quel autre contexte.

Troisièmement, nous tenons compte dans notre article de nombreuses sources de biais, y compris celles qui découlent de la sélection des comportements, de l'endogénéité et des erreurs de mesure. Des biais de sélection et d'endogénéité peuvent survenir quand on n'observe pas les préférences individuelles pour les différents types de décisions (Gelber, 2011; Beshears *et al.*, 2012)⁷. Quant aux erreurs de mesure, elles sont possibles dès lors qu'on utilise des variables reposant sur des autodéclarations, pour lesquelles on peut avoir des problèmes de bruit, une limite qui existe dans la littérature (Kuivalainen *et al.*, 2020). Ce problème ne se pose pas dans notre cas, puisque nous nous fondons sur des données administratives, qui permettent de dresser un historique complet de l'épargne-retraite sans passer par les déclarations des individus sur les montants qu'ils ont mis de côté (Engelhardt et Kumar, 2007). En outre, nous adoptons une approche empirique souple, qui permet de tenir compte de la non-linéarité des processus décisionnels des individus, sans poser d'hypothèses sur les préférences et les présupposés de ces derniers. Nous évitons ainsi d'éventuels biais liés à une mauvaise spécification (Engelhardt et Kumar, 2007; Card et Ransom, 2011). En outre, pour obtenir une distribution plus précise de l'hétérogénéité individuelle non observée, nous associons à l'estimation des comportements au cours du parcours de vie des mesures du degré d'aversion au risque observé, sur le modèle de ce qui se fait dans une littérature récente, toujours plus fournie, sur l'évolution de

⁶ Dans Parada-Contzen (2020), l'accent est mis sur la concurrence entre les différentes possibilités de placement, et la démonstration repose sur un système d'équations rendant compte des décisions relatives à l'épargne et l'accumulation de capital. Dans le présent article, nous estimons un système d'équations portant sur un nombre plus réduit de décisions relatives à l'accumulation d'épargne, mais nous incorporons dans les modèles empiriques des variables relatives à l'état de santé, à la consommation médicale, à la longévité supposée et à l'aversion au risque.

⁷ Par exemple, on doit s'attendre à ce que les individus hostiles au risque préfèrent les professions les plus stables et les fonds de placement les moins risqués et à ce qu'ils consomment davantage de soins de santé préventifs. Ils seront donc aussi en meilleure santé et auront un niveau de gains plus élevé.

la propension au risque sur le parcours de vie (Sahm, 2012; Schildberg-Hörisch, 2018; Kettlewell, 2019). Enfin, nous ne tenons pas compte des chocs exogènes pour l'identification du modèle. Nous ne sommes donc pas dépendants de réformes ou contextes qui n'ont pas de validité externe et évitons les échantillons de taille trop restreinte (Kuivalainen *et al.*, 2020; Blau, 2016). Nous estimons en revanche un système d'équations non linéaire semi-paramétrique. Celui-ci est identifié grâce à des erreurs non linéaires, des variables prédéterminées basées sur la temporalité du modèle et des restrictions d'exclusion liées aux caractéristiques exogènes au niveau du marché, parmi d'autres facteurs.

Nous organisons la suite de notre article de la façon suivante. Dans une deuxième partie, nous renvoyons à la littérature existante dans le domaine. Nous présenterons notre modèle empirique dans une troisième partie, puis nos données dans une quatrième. La cinquième partie sera consacrée à l'exposé des résultats de nos estimations et de nos simulations. Nous donnerons nos conclusions dans une sixième et dernière partie.

2. Revue de la littérature

Lorsque les prestations de retraite sont déterminées par la trajectoire professionnelle, elles dépendent aussi des événements du parcours de vie. On conviendra, par exemple, que le fait d'avoir des enfants peut avoir une incidence directe sur les finances du ménage, son mode de consommation et son comportement d'épargne, ainsi qu'une incidence indirecte sur le temps de travail des parents (Hubener, Maurer et Mitchell, 2016). Les femmes sont particulièrement exposées à ce type d'effets (Vara, 2013; Zhao et Zhao, 2018; Feng *et al.*, 2019; Joubert et Todd, 2020). Du fait de la grossesse, des soins aux enfants et des tâches domestiques, elles se portent moins sur le marché du travail, ont des taux d'activité plus faibles et ont des gains moins élevés (Bettio, Tinios et Betti, 2013; Ponthieux et Meurs, 2015).

Dans la plupart des pays, les inégalités dans la constitution du capital-vieillesse selon le sexe se font au profit des hommes. Les études sur l'origine et les proportions de ces inégalités sont peu nombreuses (Austen, Jefferson et Ong, 2014). On a pu établir cependant que les facteurs institutionnels influaient davantage que le sexe sur l'épargne-retraite (Fernández-López *et al.*, 2015). On a montré également que les systèmes de retraite tendaient à perpétuer les inégalités sur le marché du travail (Vara, 2013; Zhao et Zhao, 2018) et que les différences dans la façon de placer son capital-vieillesse ainsi que dans les trajectoires professionnelles alimentaient les inégalités entre les sexes en matière de revenu de retraite (Austen, Jefferson et Ong, 2014; Feng *et al.*, 2019). Ainsi, les différences dans le choix du type de placement découlent en partie de ce que l'aversion au risque varie selon les individus, mais aussi des particularités de l'activité féminine (Kristjanpoller et Olson, 2015; Arano, Parker et Terry, 2010; Bernasek et Shwiff, 2001).

D'autres événements du parcours de vie peuvent avoir une incidence sur le revenu de retraite, notamment l'état de santé. En effet, les problèmes de santé se repercutent sur le revenu, le choix des types de placement, les dépenses, les

habitudes de consommation et le comportement d'épargne (Kim *et al.*, 2017; Beshears *et al.*, 2017; Bogan et Fertig, 2018). On ne dispose pas d'études approfondies sur les inégalités de revenu imputables aux différentes trajectoires sous l'angle de la santé.

La façon de traiter les inégalités de revenu diffère selon le régime de retraite et son modèle de fonctionnement. Parfois, l'hétérogénéité des parcours professionnels n'est pas prise en compte. Certains systèmes prévoient en revanche des compensations en cas de lacunes de cotisations (Kuivalainen *et al.*, 2020), des bonifications pour les périodes consacrées aux soins à autrui ou à l'éducation d'un enfant ou des dispositifs visant à compléter l'apport des bas revenus (Jefferson, 2009). D'autres modèles reposent sur des régimes non contributifs visant à prévenir la pauvreté. On recommande généralement d'opter pour un système à plusieurs piliers qui assure l'accès à un minimum vieillesse pour résoudre le problème posé par les lacunes de cotisations (Möhring, 2015).

2.1. Le système de retraite chilien: des inégalités hommes/ femmes déjà mises en lumière

Plusieurs causes contribuent aux inégalités de pension aux dépens des femmes: i) la faiblesse des salaires féminins; ii) un moindre accès aux régimes de retraite; et iii) un âge de départ à la retraite plus précoce que celui des hommes, associé à une espérance de vie supérieure. Jusqu'aux années 2000, la littérature internationale analyse peu ces disparités selon le sexe, qui ont pourtant une incidence notable en matière de retraite (Bertranou, 2001). Il a fallu attendre 2001 pour que l'OIT fasse de l'égalité entre hommes et femmes l'un de ses principes de base dans le domaine de la sécurité sociale (OIT, 2002).

En ce qui concerne le Chili, les premières évaluations du système ont surtout mis en avant les retombées macroéconomiques favorables des réformes, c'est-à-dire leur intérêt pour la croissance économique, la productivité, l'épargne, l'investissement et le marché du travail (Arellano, 1982; Valdés et Cifuentes Santander, 1990; Corsetti et Schmidt-Hebbel, 1997; Hachette de la F., 1998; Edwards et Cox Edwards, 2002; Corbo et Schmidt-Hebbel, 2003). Des études ont aussi souligné leurs conséquences pour la place financière, notamment le marché lié à la gestion de fonds privés (Walker, 1991; Valdés-Prieto, 1994; Valdés et Edwards, 1996; Glaessner et Valdés-Prieto, 1998).

Les études sur les années 1970 ne font pas apparaître de différences entre les sexes pour ce qui est des niveaux salariaux; elles tendent à établir que l'expérience professionnelle a un effet similaire sur le niveau des gains chez les hommes et chez les femmes (Corbo, 1974). Les disparités dans l'accès au régime de retraite selon le sexe sont bien attestées, mais, souvent, sans que les auteurs tiennent compte en parallèle des éventuels écarts en ce qui concerne les gains ou la fortune (Iglesias, Acuña et Villagrán, 1988; Baeza et Simonetti, 1988; Wagner, 1991). On apprend cependant dans les premières études sur la question que 65 pour cent des bénéficiaires de pensions sociales sont des femmes en 1987; en outre, en 1991, la majeure partie des coûts engendrés par le versement des minima vieillesse était imputable aux femmes selon les projections (Wagner, 1991; Diamond et Valdés, 1993).

Ni le système par répartition précédent ni le nouveau système ne prévoient de mécanisme de redistribution entre les individus les plus fortunés et les individus les moins fortunés. Dans les deux cas, les régimes visent à fournir un revenu de remplacement, calculé en fonction des gains antérieurs (Gaete, Matthei et Undurraga, 1988). Cet objectif a fait l'objet de débats avant la mise en œuvre de la réforme (Foxley, Aninat et Arellano, 1977). Gillion et Bonilla (1992) estiment que le nouveau système, qui ne prévoit pas de solidarité entre catégories de revenu et permet aux plus riches d'obtenir une rente plus importante, est régressif⁸. En ce qui concerne l'adéquation, ces mêmes auteurs indiquent que le taux de remplacement atteint 44 pour cent en moyenne, et qu'il faudrait, pour qu'il passe à 68 et 89 pour cent, porter le taux de cotisation à 15 et 20 pour cent, respectivement (*ibid.*). Dans son analyse approfondie, Diamond (1993) propose d'adopter des mesures sociales supplémentaires pour porter les pensions à un niveau adéquat et renforcer la redistribution.

Selon certaines études, les femmes doivent s'attendre à des pensions moins élevées que les hommes, du fait qu'elles partent à la retraite avant eux en général, tout en ayant une espérance de vie supérieure à la leur (Diamond et Valdés, 1993; CIEDESS, 1994). Des auteurs ont calculé qu'il leur fallait épargner plus de 15 à 20 pour cent de leur salaire pour parvenir à un taux de remplacement de 44 pour cent (Gillion et Bonilla, 1992), ou encore qu'un départ à la retraite à 65 ans supposait qu'elles financent des prestations pour une période plus courte de 25 pour cent par rapport à un départ à 60 ans (Barrientos et Firinguetti, 1995). Pour réduire les inégalités, certains auteurs ont suggéré d'utiliser des grilles communes plutôt que différenciées selon le sexe (Elter et Briant, 1995a et 1995b). D'autres proposent d'utiliser des annuités variables, qui supprimeraient le recours aux grilles sexospécifiques (Díaz et Edwards, 1994).

Les études sur la couverture du nouveau système chilien ne parviennent pas toutes aux mêmes conclusions. Dans certains cas, il ressort que les femmes sont un peu plus nombreuses que les hommes à être affiliées, contrairement à ce que l'on peut observer dans les pays développés (Barrientos, 1998). D'autres travaux font apparaître un petit écart entre hommes et femmes en matière de couverture (Edwards et Cox Edwards, 2002). Des études publiées au milieu des années 2000 proposent des analyses plus détaillées des inégalités entre hommes et femmes dans le régime chilien, ainsi que dans d'autres systèmes de retraite (voir, par exemple, Arenas de Mesa *et al.*, 2006; James, Cox Edwards et Wong, 2008; Dion, 2007).

3. Modèle empirique

3.1. Contexte institutionnel

Le système de retraite chilien actuel repose sur trois piliers: le pilier social, le pilier des comptes d'épargne-retraite individuels obligatoires et le pilier de l'épargne libre. Il date de 1981 et fut mis en place dans le cadre du programme

⁸ Bustos Castillo (1993) a commenté cette étude par la suite.

de réformes libérales du régime de Pinochet⁹. Ces réformes, censées promouvoir la liberté, la justice et le progrès, visaient à limiter le rôle de l'État en matière économique et à réduire les dépenses publiques (Edwards, 1998). Elles suscitèrent de vives réactions au sein de certains groupes d'intérêt et firent naître dans la population un sentiment de mécontentement qui s'est renforcé par la suite (*ibid.*; Madeira, 2021). Dans un premier temps, le modèle chilien comprenait uniquement un volet social en plus du système des comptes d'épargne individuels obligatoires. Ce n'est qu'en 2002 que de nouvelles réformes mirent en place les plans d'épargne-retraite libres (Berstein *et al.*, 2010), alors qu'en 2008 une nouvelle politique développait le pilier social (Attanasio, Meghir et Otero, 2014; Joubert, 2015).

Comme nous l'avons déjà indiqué, le montant des pensions dépend de l'apport des différents piliers. Selon la position de l'individu dans la répartition des revenus et de la fortune, la pension est alimentée uniquement par les subventions publiques (le pilier zéro) et l'épargne-retraite obligatoire, accumulée tout au long de la vie (ce que nous désignons dans cette étude comme le «revenu de retraite» (deuxième pilier). Le montant des prestations versées au titre de la pension sociale dépend de l'épargne-retraite de l'individu et de son ménage¹⁰.

Sont affiliés au système tous les travailleurs salariés, qui doivent verser 10 pour cent de leurs gains sur leur compte personnel. Ils ne peuvent pas toucher à ce capital avant leur départ en retraite en principe¹¹. La gestion et la capitalisation des fonds sont déléguées à des sociétés privées, les Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP). Celles-ci ont pour seul mandat d'administrer les actifs des cotisants et de les investir sur les marchés financiers. En novembre 2021, elles géraient ainsi des avoirs représentant quelque 62 pour cent du PIB chilien¹². En principe, les cotisants confient l'ensemble de leur épargne à une seule AFP (mais jusqu'à deux dans certains cas particuliers). Ils avaient le choix entre cinq fonds à l'époque de l'étude.

Dans notre modèle, les décisions en ce qui concerne le taux de cotisation, le choix du fonds de pension (c'est-à-dire de l'AFP) et l'épargne facultative sont modélisées compte tenu des possibilités offertes par le système de retraite chilien pendant la période en question. Nous désignons l'épargne-retraite par la notation A_{it} . Les membres peuvent choisir entre cinq fonds de pension, que nous désignons par les lettres A, B, C, D et E. Ceux-ci se différencient les uns des autres

⁹ La nature dictatoriale du régime et l'absence de processus démocratiques ont largement facilité l'implantation de ce nouveau système à l'époque (Mesa-Lago, 1996).

¹⁰ Voir à l'adresse <https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/w3-propertyvalue-10153.html> et <https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/w3-propertyvalue-10236.html>.

¹¹ Il faut signaler cependant que le gouvernement a autorisé les cotisants à puiser dans leur capital de prévoyance à trois reprises pendant la pandémie de COVID-19, soit entre 2020 et 2021. Les retraits, qui pouvaient représenter 10 pour cent des avoirs au maximum, ont fluctué entre 1 100 et 4 700 dollars des États-Unis environ.

¹² Voir à l'adresse <https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/w3-propertyvalue-10236.html>.

uniquement par le niveau de risque financier¹³. Le choix du fonds de pension s'écrit $p_{it} = (p_{it}^A, p_{it}^B, p_{it}^C, p_{it}^D, p_{it}^E)$. Pour actualiser les montants d'épargne, nous estimons le rendement des investissements en utilisant des informations rétrospectives et en tenant compte du fonds choisi par l'individu à partir de la période 2002-2009. Nous tenons compte aussi du rendement avant 2002, quand un seul fonds était disponible¹⁴. On notera que les membres ont le choix entre cinq fonds différents mais que le régime de retraite chilien ne prévoit pas d'autres types d'investissements (des produits financiers spécifiques, ou des placements dans des biens sociaux ou publics par exemple).

En plus des deux régimes de retraite obligatoires (premier et deuxième pilier), les travailleurs chiliens peuvent ouvrir un compte d'épargne-vieillesse libre ou mettre de l'argent de côté pour leur retraite sous une autre forme, en dehors du système (troisième pilier). Cette épargne libre est représentée par une variable dichotomique notée s_{it} . Les individus peuvent placer cette épargne libre auprès d'une AFP. Ils ont alors le choix entre les cinq fonds d'investissement précédents, comme pour leur épargne obligatoire.

3.2. Aspects temporels et notation

Au début de chaque période, on associe à chaque individu un ensemble d'informations noté Ω_{it} , qui englobe les données sur ses caractéristiques personnelles ou relatives à sa situation au regard de l'emploi et sur ses décisions passées. Parmi les variables prises en compte figurent également le montant de l'épargne-retraite accumulée A_{it} , la situation au regard de l'emploi E_{it} , la situation matrimoniale M_{it} , le nombre d'enfants N_{it} et l'état de santé H_{it} . Nous introduisons aussi des variables rendant compte des décisions prises à une période antérieure, c'est-à-dire le choix du fonds de pension $p_{i, t-1}$ et l'épargne libre $s_{i, t-1}$. Font partie également des éléments pris en compte les caractéristiques individuelles exogènes X_{it} (à savoir notamment le sexe, l'âge et le niveau d'études) et d'autres caractéristiques exogènes du marché du travail Z_{it} (les prix par exemple). L'ensemble des variables endogènes ayant une incidence sur les décisions de l'individu sont regroupées sous le terme $\tilde{\Omega}$, tel que $\tilde{\Omega} = [p_{i, t-1}; s_{i, t-1}; A_{it}; E_{it}; M_{it}; N_{it}; H_{it}]$. Par conséquent, nous pouvons poser $\Omega_{it} = [\tilde{\Omega}; X_{it}; Z_{it}]$.

L'individu i fait quatre choix à la période t . Ces choix portent sur les éléments suivants: 1) sa situation au regard de l'emploi e_{it} , 2) sa catégorie professionnelle o_{it} , 3) le fonds de pension auquel il confie son épargne p_{it} et, enfin, 4) son épargne libre s_{it} . En parallèle, il fait des appréciations subjectives (aversion au risque déduite et longévité supposée) et il présente des caractéristiques endogènes (situation de famille et état de santé).

¹³ Dans notre modèle, le fond le plus risqué est le fonds A, qui investit entre 4 et 80 pour cent des avoirs en actions. Le plus sûr est le fonds E: la part des placements en actions y est de 5 pour cent maximum. La proportion des investissements en actions est comprise entre 25 et 60 pour cent pour le fonds B, 15 et 40 pour cent pour le fonds C et 5 et 20 pour cent pour le fonds D. Les individus peuvent avoir deux fonds mais pas plus. Avant 2002, il n'y avait qu'un seul fonds (le fonds C).

¹⁴ Le rendement financier des fonds de pension a diminué depuis la création du système, selon les cycles financiers et la maturité des marchés. Ainsi, sur la période à l'examen, il est passé de 20,6 à 8,8 pour cent (Mesa-Lago et Bertranou, 2016).

Les choix sont faits en même temps que les appréciations subjectives, sur la base du salaire et de la consommation médicale, que nous enregistrons. En outre, nous observons la situation matrimoniale de l'individu m_{it} , les changements dans le nombre de membres du ménage n_{it} , et l'état de santé H_{it} au temps t , au début de la période. Ces données sont mises à jour après que l'individu a pris ses décisions¹⁵.

3.3. Estimation du modèle

3.3.1. Salaires

L'équation de salaire est une extension de l'équation de Mincer (1974), dans laquelle les gains sont une fonction des caractéristiques individuelles exogènes X_{it} , de l'accumulation de capital humain E_{it} , liée à l'expérience professionnelle ou à la formation, et des caractéristiques de l'emploi comme la catégorie professionnelle o_{it} . Cependant, les individus ne présentent pas tous le même niveau de productivité. Comme la productivité ne peut pas être mesurée directement, nous utilisons plusieurs variables indirectes (*proxies*) pour rendre compte de cet élément dans notre étude, à savoir la situation matrimoniale m_{it} , le nombre d'enfants du ménage N_{it} et l'état de santé H_{it} . Les salaires peuvent aussi dépendre des caractéristiques du côté de la demande. Nous introduisons donc également dans notre modèle un vecteur des facteurs ayant une incidence sur la demande de travail Z_{it}^E , qui comprend le taux de chômage, entre autres choses. Nous obtenons l'équation suivante:

$$w_{it} = w(E_{it}, o_{it}, m_{it}, N_{it}, H_{it}, X_{it}, Z_{it}^E, \epsilon_{it}^W), \quad (1)$$

dans laquelle ϵ_{it}^W désigne l'écart salarial non observé, qui comprend une partie fixe dans le temps μ_{it}^W et une partie variable dans le temps v_{it}^W , ainsi qu'un terme d'erreur idiosyncratique ε_{it}^W .

3.3.2 Choix simultanés pour ce qui touche à l'épargne-retraite

Les équations (2) à (5) rendent compte des décisions qui ont une incidence sur la constitution de l'avoir de retraite, à savoir les choix en ce qui concerne l'emploi, la catégorie professionnelle, l'épargne et le fonds de pension. Puisque les salaires ne sont observés que si l'individu a choisi d'être en emploi, on doit s'attendre à des biais d'estimation liés à des caractéristiques non observées corrélées à d'autres choix. Ainsi, les décisions relatives à l'épargne et au choix du fonds de pension peuvent être liées de façon endogène aux gains. En effet, un individu qui touche un revenu plus élevé a davantage de ressources à consacrer à l'épargne. Mais, par ailleurs, les gains supérieurs élèvent le capital-vieillesse, ce qui peut aussi influencer sur les décisions d'investissement. En outre, les décisions relatives

¹⁵ Nous mettons la chronologie de ces différents éléments en image sur la figure 1 de notre annexe en ligne, disponible depuis le site Internet de Wiley (en anglais uniquement) à l'adresse <https://doi.org/10.1111/ilr.12365>.

à l'épargne sont interdépendantes. Pour remédier à ces biais, nous estimons les salaires simultanément avec les décisions en question.

Les décisions dépendent des variables observées incluses dans Ω_{it} , ainsi que de l'hétérogénéité non observée fixe ou variable dans le temps. Nous pouvons donc écrire ce qui suit:

$$\ln \left[\frac{\Pr(e_{it} = j)}{\Pr(e_{it} = 0)} \right] = e^j (\tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_t, \mu_{it}^E, v_{it}^E), \quad j = 1, 2; \tag{2}$$

$$\ln \left[\frac{\Pr(o_{it} = j)}{\Pr(o_{it} = 1)} \right] = e^j (\tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_t, \mu_{it}^o, v_{it}^o), \quad j = 2, \dots, 6; \tag{3}$$

$$\ln \left[\frac{\Pr(p_{it}^j = 1)}{\Pr(p_{it}^j = 0)} \right] = p^j (\tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_t, \mu_{it}^{pj}, v_{it}^{pj}), \quad j = A, B, C, D, E; \tag{4}$$

$$\ln \left[\frac{\Pr(s_{it} = 1)}{\Pr(s_{it} = 0)} \right] = s (\tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_t, \mu_{it}^s, v_{it}^s). \tag{5}$$

Dans ces expressions, $\tilde{\Omega}_{it} = \{p_{i,t-1}, s_{i,t-1}, A_{it}, E_{it}, M_{it}, N_{it}, H_{it}\}$, et les termes μ_{it}^z et v_{it}^z représentent les hétérogénéités observées corrélées, fixe et variable dans le temps respectivement, pour chaque équation z .

La possibilité qui l'emporte à chaque période est déterminée sur la base des données disponibles. Nous posons ainsi $e_{it} = 0, 1, 2$, les différentes modalités représentant ici le chômage, le fait de travailler à temps partiel et le fait de travailler à plein temps, respectivement; $o_{it} = 1, 2, \dots, 6$, les modalités correspondant dans ce cas à la catégorie professionnelle, dans l'ordre suivant: 1) professions élémentaires; 2) directeurs, cadres de direction et gérants, professions intellectuelles et scientifiques, professions intermédiaires; 3) employés de type administratif; 4) personnel des services aux particuliers, commerçants et vendeurs; 5) agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche et métiers qualifiés de l'industrie et de l'artisanat; 6) conducteurs d'installations et de machines, et ouvriers de l'assemblage; $p_{it}^j = \{0, 1\}$, avec $j = A, B, C, D, E$, les options étant, dans le premier cas, le fait de ne pas investir dans le compte j et la situation contraire, et, dans le second, le fonds choisi par l'individu; et, enfin, $s_{it} = 0, 1$, la première modalité correspondant à la situation dans laquelle l'individu n'a aucun plan d'épargne libre et la seconde à la situation dans laquelle il a souscrit un tel plan sous une forme ou sous une autre.

Une fois que l'individu a fait ces choix, les montants de l'épargne-retraite évoluent en fonction d'un rendement exogène sur le marché $R_{i,t-1}$ (différent selon le fonds de pension) et du volume de cotisations versées ultérieurement, ce qui peut s'écrire $A_{i,t+1} = A_{it} \cdot R_{it}(p_{it}) + 0,1w_{it}$.

3.3.3. Appréciations subjectives simultanées

Pour introduire les appréciations subjectives simultanées, il faut pouvoir évaluer l'aversion au risque de l'individu (équation (6)) ainsi que son pronostic quant à sa propre espérance de vie (équation (7)). Puisque l'individu prend ses

décisions selon sa fonction d'utilité, les fonctions de la demande que l'on peut estimer dépendent de l'aversion au risque¹⁶. Dans notre modèle, l'aversion au risque déduite r_{it} peut prendre l'une des trois valeurs suivantes: forte, intermédiaire et faible. Pour fixer ces catégories, on se fonde sur plusieurs questions de l'enquête (deux) et sur les réponses possibles dans chaque cas (deux également). L'aversion au risque déduite peut aussi être liée à des variables non observées corrélées entre elles, qui comprennent une partie fixe dans le temps μ_{it}^R et une partie qui évolue dans le temps v_{it}^R , ainsi qu'un choc idiosyncratique ε_{it}^R .

Dans la littérature économique la plus récente sur la question, on détermine généralement l'aversion au risque à partir de deux éléments: la courbe de la fonction d'utilité sur le parcours de vie et la durée de la période qui définit le problème dynamique (Gollier et Zeckhauser, 2002; Bommier et Rochet, 2006). Pour rendre compte de cet effet, nous introduisons dans le système d'équations corrélées une mesure de la longévité supposée autodéclarée, en année (T_{it}). La longévité supposée est déterminée par des variables observables (Ω_{it}), des variables non observables corrélées (μ_{it}^T et v_{it}^T) ainsi que par un choc idiosyncratique (ε_{it}^T) qui présente une distribution normale selon nos suppositions. Nous posons donc les équations suivantes:

$$\ln \left[\frac{\Pr(r_{it} = j)}{\Pr(r_{it} = 1)} \right] = r^j (\tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_{it}, \mu_{it}^R, v_{it}^R), j = 2, 3; \text{ et} \quad (6)$$

$$T_{it} = T(\tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_{it}, \mu_{it}^T, v_{it}^T, \varepsilon_{it}^T). \quad (7)$$

Certaines études ont montré que la propension au risque des individus variait au fil du temps (Spivey, 2010; Sahm, 2012; Parada-Contzen, 2019). Cette observation est conforme aux prédictions des modèles théoriques sur l'évolution de l'aversion au risque au cours de la trajectoire de vie (Bommier et Rochet, 2006). Il est important de tenir compte de cette particularité lors de l'élaboration des politiques: les pouvoirs publics doivent vérifier comment l'environnement fait évoluer les attitudes et décisions des individus sur ce plan et comment leur propre action interagit avec les préférences individuelles (Sahm, 2012; Schildberg-Hörisch, 2018).

Il semble logique de penser que les individus particulièrement hostiles au risque se dirigent plutôt vers les professions les plus sûres (Bonin *et al.*, 2007; Grazier et Sloane, 2008; Pollmann, Dohmen et Palm, 2012; Fouarge, Kriechel et Dohmen, 2014). En outre, l'aversion au risque a un effet négatif sur le salaire minimum accepté (Pannenberg, 2010). Des études ont montré en outre que les individus les plus hostiles au risque investissent généralement dans les fonds de pension les plus sûrs, si bien que leur revenu de retraite est moins élevé à terme (Sundén et Surette, 1998; Bernasek et Shwiff, 2001; Arano, Parker et Terry, 2010; Neelakantan, 2010; Buccioli et Miniaci, 2011). En outre, les individus qui

¹⁶ Dans la modélisation classique de Pratt (1964) et d'Arrow (1965), l'aversion au risque dépend de la courbe de la fonction d'utilité statique. Par ailleurs, comme nous estimons des paramètres pour le système de forme réduite, toutes les valeurs estimées sont une fonction des paramètres structurels du modèle (primitives).

ont la plus forte aversion au risque sont généralement moins endettés, si bien que leur revenu disponible est plus élevé (Brown, Garino et Taylor, 2013). La recherche a aussi établi que les circonstances financières pouvaient avoir une incidence sur l'aversion au risque (Andersen *et al.*, 2008; Paravisini, Rappoport et Ravina, 2017; Kettlewell, 2019).

L'aversion au risque interagit avec d'autres variables endogènes du modèle. Ainsi, on peut s'attendre à ce que les individus qui ont une forte aversion au risque aient une consommation médicale plus élevée, mais aussi à ce que les problèmes de santé aient une influence sur la propension au risque (Decker et Schmitz, 2016). En outre, les individus hostiles au risque sont généralement plus traditionnels dans leurs choix familiaux, notamment en ce qui concerne le moment du mariage (Eisenhauer et Ventura, 2003; Spivey, 2010; Light et Ahn, 2010) ou le nombre des enfants (Schmidt, 2008; Görlitz et Tamm, 2015). Certains éléments montrent aussi que le fait d'avoir des enfants accroît l'aversion au risque (Kettlewell, 2019).

Parmi les auteurs qui ont travaillé sur la question des retraites, un petit nombre seulement ont tenu compte de l'aversion au risque dans la modélisation des processus de prise de décisions individuels multidimensionnels. C'est le cas notamment de ceux qui utilisent des modèles structurels et cherchent à estimer les primitives de la fonction d'utilité individuelle, comme Rust et Phelan (1997), French (2005), Blau et Gilleskie (2006 et 2008), van der Klaauw et Wolpin (2008), French et Jones (2011), ou encore Joubert (2015). De notre côté, nous modélisons l'effet du degré d'aversion au risque sur les décisions individuelles dans une équation spécifique, sans poser d'hypothèses au sujet des préférences et attentes des personnes.

3.3.4. Effet de la situation de famille

Parmi les éléments relatifs à la famille, l'évolution de la situation matrimoniale, que l'on note $m_{i,t+1}$, et les changements dans le nombre d'enfants, c'est-à-dire $n_{i,t+1}$, sont enregistrés après que les individus ont pris leurs décisions. Cependant, ce postulat de départ ne signifie pas que les changements dans les éléments relatifs à la famille sont exogènes. Des caractéristiques non observées peuvent avoir une influence à la fois sur ces éléments et sur les décisions des individus. Ainsi, à la même période, la personne peut faire un choix relatif à sa situation professionnelle et décider d'avoir un enfant ou pas. Par conséquent, nous envisageons la possibilité d'une corrélation entre les éléments relatifs à la famille et les autres équations du modèle en introduisant un terme rendant compte des variables non observées fixes ou qui évoluent dans le temps, pour chaque équation.

L'équation (8) donne la probabilité de passer, à $t + 1$, de l'état de célibataire ($m_{i,t+1} = 0$) à l'état « marié » ($m_{i,t+1} = 1$). Cette probabilité dépend des décisions prises par l'individu à la période t , notamment en ce qui concerne sa situation professionnelle e_{it} , mais aussi des variables relatives à un état prédéterminé $\tilde{\Omega}_{it}$ et des caractéristiques individuelles exogènes X_{it} . Même si nous ne modélisons pas directement cet élément, nous partons du principe qu'il existe un marché matrimonial où des facteurs du côté de l'offre Z_{it}^M ont une incidence sur la

probabilité de se marier¹⁷. Comme dans les équations présentées plus haut, nous introduisons un terme d'erreur fixe dans le temps μ_{it}^M , un terme d'erreur variable dans le temps qui lui est corrélé v_{it}^M et un choc idiosyncratique ε_{it}^M , que nous supposons distribué selon la loi des valeurs extrêmes de type I, ce qui donne:

$$\ln \left[\frac{\Pr(m_{i,t+1} = 1)}{\Pr(m_{i,t+1} = 0)} \right] = m(e_{it}, \tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_t^M, \mu_{it}^M, v_{it}^M). \quad (8)$$

Au cours de chaque période, le nombre d'enfants à charge peut augmenter, diminuer ou rester stable (statu quo). La probabilité de transition à la période $t + 1$ pour cet élément ($n_{i,t+1} = -1, 1$) par rapport à la probabilité de statu quo ($n_{i,t+1} = 0$) dépend de plusieurs éléments: la décision de l'individu en ce qui concerne sa situation au regard de l'emploi e_{it} , les choix endogènes prédéterminés $\tilde{\Omega}_{it}$, les caractéristiques individuelles exogènes X_{it} , les facteurs du côté de l'offre sur le marché des enfants Z_t^N , dont le prix de l'éducation. Nous introduisons aussi dans le modèle des termes rendant compte des hétérogénéités non observées corrélées fixe et variable dans le temps, μ_{it}^N et v_{it}^N , ainsi qu'un choc aléatoire ε_{it}^N , distribué selon la loi des valeurs extrêmes de type I¹⁸. La probabilité de transition est donnée par l'équation (9), comme ceci:

$$\ln \left[\frac{\Pr(n_{i,t+1} = j)}{\Pr(n_{i,t+1} = 0)} \right] = n^j(e_{it}, \tilde{\Omega}_{it}, X_{it}, Z_t^N, \mu_{it}^N, v_{it}^N), j = -1, 1. \quad (9)$$

3.3.5. Caractéristiques relatives à l'état de santé

Nous enregistrons l'état de santé de l'individu à la fin de chaque période, comme dans la spécification de Grossman (1972). L'état de santé à la période ultérieure ($H_{i,t+1}$) dépend des décisions prises par l'individu à l'instant t et d'autres caractéristiques. Entrent en ligne de compte: l'état de santé au temps t , H_{it} , la consommation de soins médicaux k_{it} , les décisions relatives à la situation au regard de l'emploi et à la catégorie professionnelle au temps t , e_{it} et o_{it} , et les caractéristiques individuelles exogènes X_{it} . On notera que les décisions relatives à la sphère professionnelle peuvent avoir un impact direct sur la santé, ou constituer un indicateur indirect rendant compte de l'effet de variables omises, non directement médicales, telles que l'alimentation et le fait de faire de l'exercice ou non. Parmi les caractéristiques géographiques liées au marché Z_{it}^H , certaines peuvent aussi avoir une influence sur l'état de santé, par exemple les précipitations. Ainsi, le volume de précipitations en millimètres constitue un indicateur indirect des conditions environnementales et climatiques dans la région de résidence de l'individu i , conditions qui peuvent se répercuter sur l'état de santé.

¹⁷ Le marché matrimonial est un concept économique qui repose sur l'idée d'un équilibre entre l'offre et la demande en matière de mariage.

¹⁸ Par marché des enfants, on entend l'équilibre entre l'offre et la demande en ce qui concerne les produits et services dont les familles ont besoin lorsqu'elles élèvent un enfant (éducation par exemple).

Nous donnons dans l'équation ci-après la probabilité d'avoir l'état de santé j au temps $t + 1$, avec $j = (2, 3, 4)$, trois modalités qui correspondent au fait de présenter un état de santé assez bon, intermédiaire ou mauvais, respectivement, plutôt que d'être en très bonne santé ($H_{i,t+1} = 1$):

$$\ln \left[\frac{\Pr(H_{i,t+1} = j)}{\Pr(H_{i,t+1} = 1)} \right] = H^j(H_{it}, k_{it}, e_{it}, o_{it}, X_{it}, Z_t^H, \mu_{it}^H, v_{it}^H), j = 2, 3, 4. \tag{10}$$

L'état de santé est vraisemblablement corrélé avec des variables non observables fixes ou qui évoluent dans le temps. Par conséquent, l'erreur a plusieurs composantes, comme dans les équations précédentes μ_{it}^H et v_{it}^H .

Le recours aux soins médicaux est une décision endogène que nous évaluons en nous fondant sur le nombre de consultations médicales. Le nombre de ces consultations à $t + 1$ dépend de l'état de santé précédent H_{it} , des caractéristiques individuelles exogènes X_{it} et des facteurs du côté de l'offre sur le marché de la santé (Z_{it}^H), à savoir, par exemple, le nombre de lits d'hôpitaux ou le nombre de médecins par unité géographique dans le lieu de résidence.

Les soins médicaux sont vraisemblablement corrélés avec d'autres caractéristiques non observées, par exemple la couverture d'assurance-maladie, ou les prestations médicales offertes par l'employeur. En effet, ces éléments sont corrélés de façon endogène aux décisions relatives à la situation et la catégorie professionnelles, à l'aversion au risque et à la longévité supposée. Par conséquent, le recours aux soins médicaux dépend également d'une hétérogénéité non observée fixe et variable dans le temps (μ_{it}^K et v_{it}^K). Les chocs idiosyncratiques habituels sont inclus (ϵ_{it}^K). La fonction de densité est donnée par l'équation ci-dessous:

$$k_{i,t+1} = k(H_{it}, X_{it}, Z_{it}^K, \mu_{it}^K, v_{it}^K, \epsilon_{it}^K). \tag{11}$$

3.4. Composantes du terme d'erreur

Pour toutes les équations z , l'erreur prend la forme suivante:

$$\epsilon_{it}^z = \mu_i^z + v_{it}^z + \epsilon_{it}^z. \tag{12}$$

Le système constitué par les équations (1) à (11) est dénoté par $z = (W, E, O, P^A, P^B, P^C, P^D, P^E, S, R, T, M, N, K, H)$. Le terme ϵ_{it}^z rend compte de l'hétérogénéité non observée totale, alors que μ_i^z et v_{it}^z représentent les hétérogénéités non observées corrélées, fixe et variable dans le temps, respectivement. Le terme ϵ_{it}^z est un choc idiosyncratique indépendant et identiquement distribué selon la loi des valeurs extrêmes de type I pour les variables dépendantes discrètes et selon la loi normale pour les variables continues. La corrélation entre les équations est due à la présence des termes μ_i^z et v_{it}^z . Nous donnons la fonction de vraisemblance et le détail des composantes du terme d'erreur aux conditions initiales dans l'annexe en ligne.

Nous avons estimé les équations conjointement en utilisant la méthode du facteur discret (Discrete Factor Method, DFM). La méthode DFM a été utilisée dans plusieurs applications, dans des études dans lesquelles il était nécessaire de faire des estimations non biaisées pour des simulations¹⁹.

Alors que la méthode du maximum de vraisemblance à information complète contraint à poser des hypothèses sur la distribution de μ_i^z et de v_{it}^z (Morales, Gordon-Larsen et Guilkey, 2016), la méthode DFM ne nous oblige à aucun pré-supposé à ce sujet (Guilkey et Lance, 2014). Le nombre des points de masse, leur localisation et leurs probabilités sont déterminés conjointement avec le reste des paramètres estimés. L'identification du modèle avec la méthode DFM est classique. On se reportera à l'annexe en ligne pour plus de détail à ce sujet.

4. Source des données et constitution de l'échantillon

Les données utilisées pour les besoins de notre analyse proviennent des quatre premières vagues de l'enquête sur la protection sociale du Chili (EPS), soit celles de 2002, 2004, 2006 et 2009. Administrée par le ministère du Travail et de la Sécurité sociale chilien, l'EPS a déjà été utilisée abondamment par d'autres auteurs cherchant à évaluer la politique dans le domaine des retraites (Behrman *et al.*, 2011; Joubert, 2015; Krasnokutskaya, Li et Todd, 2018; Parada-Contzen, 2020; Buccioli, Manfrè et Giménez, 2022). Les données de l'EPS proviennent notamment des registres administratifs de la surintendance des pensions du Chili, qui contiennent des informations sur le parcours professionnel et l'épargne. Celles-ci sont disponibles à partir de 1981, date d'introduction du système. Les débuts de l'expérience chilienne sont donc couverts par une série de données riche et ancienne, qui se prête particulièrement bien à l'analyse des effets des événements du parcours de vie sur les avoirs de vieillesse avec un panel long.

Nous avons utilisé pour notre étude un échantillon de 7 168 individus, observés à quatre reprises, lors de chacune des vagues de l'enquête utilisées. Tous ces individus avaient entre 25 et 59 ans (inclus) en 2002, sans aucune donnée manquante pour les dimensions prises en compte (situation matrimoniale, expérience professionnelle, état de santé, épargne libre et région de résidence). La tranche d'âge a été choisie de sorte à restreindre l'analyse aux décisions prises pendant la période de vie active. Les autres restrictions sont justifiées par le choix d'un modèle dynamique sur données de panel.

Les caractéristiques démographiques de l'échantillon isolé pour l'analyse ne diffèrent pas fondamentalement de la population complète, si l'on excepte une surreprésentation des personnes qui ne sont pas allées au-delà de l'enseignement secondaire. On peut donc considérer qu'il n'y a pas de biais de sélection au sein de notre échantillon (voir tableau B.1 de l'annexe en ligne). Nous présentons dans le tableau 1 des statistiques récapitulatives sur sa composition.

¹⁹ On retrouve cette méthode notamment dans Parada-Contzen (2020), une étude également relative aux systèmes de retraite, ainsi que dans Gilleskie, Han et Norton (2017), Morales, Gordon-Larsen et Guilkey (2016), Fout et Gilleskie (2015), Gilleskie et Hoffman (2014), Gardner et Gilleskie (2012) et Yang, Gilleskie et Norton (2009), autres analyses consacrées à différents sujets.

Tableau 1. Statistiques récapitulatives des variables dépendantes pour l'échantillon

Variable	Estimateur	Moyenne	Écart type	Min.	Max.	N
Emploi	mlogit					21 504
En emploi, plein tps		0,690	0,462	0	1	
En emploi, tps partiel		0,031	0,174	0	1	
Pas en emploi		0,278	0,448	0	1	
Cat. prof. (si en emploi)	mlogit					15 327
Prof. élémentaires		0,219	0,414	0	1	
Directeurs, prof. intell., etc.		0,185	0,388	0	1	
Emplois admin.		0,107	0,309	0	1	
Services directs, etc.		0,147	0,354	0	1	
Ouvriers (agr., ind., artisanat)		0,057	0,231	0	1	
Conducteurs, etc.		0,286	0,452	0	1	
Fonds de pension	logit					21 504
Fonds A (risque maximal)		0,104	0,305	0	1	
Fonds B		0,231	0,422	0	1	
Fonds C		0,495	0,500	0	1	
Fonds D		0,215	0,411	0	1	
Fonds E (risque minimal)		0,037	0,189	0	1	
Épargne	logit					21 490
Épargne facultative		0,263	0,441	0	1	
Longévité supposée	MCO	75,780	10,091	30	110	17 287
Aversion au risque	mlogit					20 557
Forte		0,747	0,435	0	1	
Intermédiaire		0,076	0,265	0	1	
Faible		0,177	0,381	0	1	
Salaire (en log)	MCO	0,657	1,440	-10,219	5,255	14 705
Sit. mat.	logit					21 504
Marié(e)		0,571	0,495	0	1	
Nbre d'enfants						
Évolution nbre d'enfants	mlogit					21 060
Statu quo		0,788	0,408	0	1	
Baisse		0,184	0,387	0	1	
Hausse		0,028	0,165	0	1	
Consommation médicale	MCO					21 438
Nbre consultations		6,697	12,639	0	240	
État de santé	mlogit					14 336
Très bon		0,147	0,354	0	1	
Assez bon		0,519	0,500	0	1	
Intermédiaire		0,266	0,442	0	1	
Mauvais		0,068	0,252	0	1	

Note: mlogit = régression logistique multinomiale; MCO = régression par les moindres carrés ordinaires.

Source: Compilation de l'auteurice à partir d'un échantillon tiré de l'EPS (2002-2009).

5. Résultats

5.1. Résultats de l'estimation

Pour déterminer la distribution de l'hétérogénéité non observée corrélée, on peut utiliser quatre points de masse fixes dans le temps et quatre points de masse variables dans le temps, comme le confirme la comparaison des comportements observés et des comportements simulés obtenus en utilisant le modèle comme générateur de données (voir tableau C.2 de l'annexe en ligne). Il n'y a pas d'écart significatif entre les données simulées et les données observées au seuil de 1 pour cent.

Nous pouvons simuler les effets de la situation de famille et de l'état de santé sur l'avoir de retraite à différents moments, en utilisant les estimations issues du modèle de décisions dynamique, et en tenant compte du processus séquentiel suivi par les individus pour constituer leur capital au fil du temps. On trouvera le détail des résultats de cette estimation dans les tableaux C.3 à C.10 de l'annexe en ligne.

5.2. Résultats de la simulation

Nous procédons à nos simulations en suivant la méthode DFM classique²⁰. Pour chaque scénario, nous calculons le différentiel de capital-vieillesse à la fin d'une période de sept ans, à différents points de la répartition des avoirs de retraite. Nous rendons compte du poids de la situation de famille et de l'état de santé dans cet écart en simulant un effet annuel. L'effet total sur l'avoir de retraite est obtenu en tenant compte du nombre d'années pendant lesquelles l'individu est touché par l'événement traité. Dans nos exemples, nous faisons le calcul sur une période de quarante ans, c'est-à-dire que nous partons du principe que les événements ont eu lieu quand la personne avait 25 ans.

5.2.1. Répartition de l'avoir de retraite

Nous donnons dans le tableau 2 la distribution de l'épargne-retraite pour le modèle de référence²¹. On observe des écarts importants entre les hommes et les femmes, écarts qui tendent à pénaliser ces dernières, une situation déjà mise en évidence par des études précédentes (voir, par exemple, Fernández-López *et al.*, 2015, et Vara, 2013, pour les pays européens; Austen, Jefferson et Ong, 2014, et Feng *et al.*, 2019, pour l'Australie; Gibson, Le et Scobie, 2006, pour la Nouvelle-Zélande; et Zhao et Zhao, 2018, pour la Chine).

²⁰ Chaque individu est répliqué cent fois. On tire ensuite un échantillon sur la base de la répartition de l'hétérogénéité non observée. À la période initiale, chaque individu présente les caractéristiques observées qui lui correspondent à ce moment-là, sauf indication contraire. De même, sauf indication contraire, la situation de référence utilisée pour la comparaison est la situation simulée, les mises à jour étant effectuées sur la base du modèle estimé. Les erreurs types sont estimées par la méthode *bootstrap*, avec 100 tirages.

²¹ Ainsi, quand nous calculons les effets pour une femme et un capital de retraite moyen, c'est la première cellule de la colonne notée (2) que nous utilisons.

Tableau 2. Répartition de l'avoir de retraite (période finale, modèle de référence)

	Avoir de retraite		
	Ensemble (1)	Femmes (2)	Hommes (3)
Moyenne	12 860	9 015	16 128
Centile			
1	308	183	1 027
5	1 082	639	2 384
10	1 849	1 118	3 295
25	3 716	2 408	5 613
50	7 695	4 918	10 711
75	15 392	10 119	19 280
90	28 669	20 580	33 372
95	42 035	32 559	48 850
99	81 109	60 826	93 546

Note: Tous les montants sont exprimés en dollars de 2009.

Source: Compilation de l'auteur à partir d'un échantillon tiré de l'EPS (2002-2009).

L'écart dans le volume d'épargne des hommes et des femmes pourrait provenir des disparités salariales habituelles entre les sexes. Nos résultats font effectivement apparaître un différentiel important de 19,6 pour cent entre les gains des hommes et ceux des femmes. Dans une étude dans laquelle ils utilisent les trois premières vagues de l'enquête EPS (2002-2006), Peticarà et Bueno (2009) donnent des écarts compris entre 12,7 et 18,7 pour cent, alors que Cruz et Rau (2022), qui se fondent sur leur part sur des données administratives relatives à l'assurance-chômage (2004-2009), présentent le chiffre de 24,5 pour cent. Par ailleurs, des travaux portant sur d'autres pays ont montré que les inégalités en matière de pension étaient moins marquées entre femmes qu'entre hommes (Vara, 2013).

En outre, nos résultats portent à penser que la propension au risque contribue également aux écarts entre le capital-vieillesse des hommes et celui des femmes, un résultat qui ressortait déjà de certaines études précédentes (Grable, 2000; Grazier et Sloane, 2008; Dohmen *et al.*, 2005 et 2011; Arano, Parker et Terry, 2010; Le *et al.*, 2011), qui ont montré que les femmes avaient une plus forte aversion au risque que les hommes et privilégiaient par conséquent les placements plus sûrs pour leur épargne de retraite.

5.2.2. Caractéristiques relatives à la famille

5.2.2.1. Situation matrimoniale

Nous utilisons deux scénarios différents. Dans le premier (scénario I), nous simulons une situation dans laquelle l'individu est marié à la période initiale. Dans le second (scénario II), nous simulons une situation dans laquelle l'individu est marié à toutes les périodes («toujours marié»). Dans les deux cas, nous utilisons les valeurs observées pour les autres caractéristiques à la période initiale. Pour le scénario I, le calcul porte sur l'écart, exprimé en pourcentage, entre l'avoir

de retraite accumulé dans cette situation et l'avoir accumulé dans la simulation de référence. Pour le scénario II, nous comparons l'avoir de retraite qui aurait été accumulé par l'individu s'il avait toujours été marié avec celui qu'il aurait obtenu s'il avait toujours été célibataire. Quand on cherche à élaborer des politiques, il faut veiller à sélectionner le bon scénario contrefactuel et le bon scénario de référence. Ainsi, si l'on s'intéresse à la situation des couples mariés, il faut concevoir les mesures en tenant compte des gains et des pertes découlant de cette situation pour les individus (scénario I). Cependant, pour bien comprendre les effets de la situation matrimoniale sur l'accumulation d'épargne-retraite à long terme, il importe de quantifier également l'effet du mariage en tant que tel (scénario II). Nous donnons dans le tableau 3 les résultats de la simulation et présentons dans les tableaux 4 et 5 l'impact concret de la situation matrimoniale sur le montant du capital de retraite.

Tableau 3. Effet de la situation matrimoniale sur l'avoir de retraite (écart en pourcentage après sept ans)

	Scénario I: marié à la période initiale			Scénario II: toujours marié		
	Ensemble (1)	Femmes (2)	Hommes (3)	Ensemble (4)	Femmes (5)	Hommes (6)
Moyenne	0,65*** (0,15)	0,28 (0,38)	0,77*** (0,14)	2,41*** (0,53)	0,71 (0,99)	3,37*** (0,61)
Centile						
1	-5,29** (2,35)	-7,35** (3,38)	6,98*** (1,57)	-14,73** (7,08)	-31,14*** (9,36)	17,95*** (4,69)
5	-2,31 (1,54)	-4,97** (2,26)	3,99*** (1,00)	-5,93 (4,42)	-18,15*** (6,30)	12,46*** (2,94)
10	-0,15 (1,11)	-3,75** (1,86)	3,35*** (0,74)	-0,36 (3,24)	-12,61** (5,14)	10,59*** (2,24)
25	1,47*** (0,52)	-1,27 (1,32)	2,59*** (0,42)	4,55*** (1,55)	-4,13 (3,67)	7,95*** (1,39)
50	1,44*** (0,30)	0,17 (0,80)	1,30*** (0,24)	4,31*** (0,85)	0,52 (2,09)	4,88*** (0,87)
75	0,84*** (0,16)	0,64 (0,53)	0,59*** (0,13)	3,03*** (0,62)	1,69 (1,19)	2,99*** (0,65)
90	0,34*** (0,08)	0,61** (0,30)	0,31*** (0,08)	1,75*** (0,43)	1,64** (0,75)	2,05*** (0,47)
95	0,27*** (0,08)	0,44** (0,19)	0,20*** (0,05)	1,50*** (0,36)	1,14** (0,51)	1,66*** (0,36)
99	0,10 (0,07)	0,29 (0,19)	0,19*** (0,06)	1,25*** (0,30)	1,06** (0,48)	1,48*** (0,30)

Note: Colonnes 1 à 3, écart d'avoir de retraite par rapport à la simulation de référence, en pourcentage; colonnes 4 à 6, écart d'avoir de retraite dans le scénario où l'individu est toujours marié plutôt que toujours célibataire, en pourcentage. La situation «toujours marié» est enregistrée à partir de la deuxième année. L'erreur type figure entre parenthèses (calcul par la méthode *bootstrap*, avec 100 tirages). Les symboles *, ** et *** correspondent respectivement aux seuils de significativité statistique de 10, 5 et 1 pour cent.

Source: Compilation de l'auteurice à partir des résultats de la simulation.

Globalement, et quand on se fonde sur la moyenne, le mariage a un effet positif et statistiquement significatif sur l'accumulation d'épargne-retraite. Quand on observe la situation aux différents points de la distribution, on s'aperçoit que cet effet global est plutôt imputable aux hommes. En effet, alors que les coefficients sont positifs pour les hommes sur l'ensemble de la distribution, ils ne le sont que pour les centiles supérieurs pour les femmes (et négatifs, dans leur cas, pour le 1^{er} centile). Il n'y a pas d'effet statistiquement significatif pour les femmes du milieu de la distribution.

Pour les hommes, toujours en considérant la moyenne, le fait d'être marié au début de la fenêtre d'observation de sept ans se traduit par une augmentation de 0,77 pour cent de l'épargne-retraite, et le statut «toujours marié» par une hausse de 3,37 pour cent par rapport au statut «toujours célibataire». En outre, dans leur cas, l'effet du mariage est beaucoup plus sensible pour les premiers déciles de la distribution. Ainsi, l'effet de la situation «toujours marié» est de 11 pour cent au 10^e centile et de 8 pour cent au 25^e centile. Pour les femmes, il n'y a pas d'effet statistiquement significatif à la moyenne, et les valeurs obtenues ne sont importantes que dans la partie inférieure de la distribution.

On retrouve dans nos résultats certaines tendances mises en lumière dans la littérature antérieure. Addo et Lichter (2013) avaient déjà montré que les femmes mariées, qui restent dans cette situation (notre scénario II), épargnent plus que celles qui se séparent. De leur côté, Knoll, Tamborini et Whitman (2012) ont établi que les individus mariés sont plus susceptibles d'être affiliés à un régime de retraite à cotisations définies et que les femmes célibataires épargnent moins pour leur retraite. Honig et Dushi (2010) ont observé que, parmi leurs répondants, les personnes mariées et les hommes sont plus susceptibles d'avoir un régime de retraite et que les montants qu'ils mettent de côté sont plus élevés.

Les résultats font apparaître deux sources d'inégalités. Tout d'abord, les hommes accumulent plus d'épargne lorsqu'ils sont mariés, ce qui alimente les inégalités entre les sexes. Ensuite, les femmes pauvres accumulent moins d'épargne lorsqu'elles sont mariées, ce qui alimente les inégalités selon la position dans la répartition du capital-vieillesse. On peut donc estimer deux effets de la situation matrimoniale. Le premier est celui qui induit un différentiel de capital-vieillesse selon le sexe, que nous calculons aux différents centiles de la répartition du capital de retraite, en utilisant la moyenne et la médiane de l'avoir de retraite des hommes comme point de repère (partie A du tableau 4). Le second est celui qui induit un différentiel d'épargne entre femmes, que nous calculons pour le décile inférieur de la répartition, en utilisant cette fois la moyenne et la médiane de l'avoir de retraite des femmes comme point de repère (partie B du tableau 4). Nous calculons les pénalités induites par la situation matrimoniale (et donc le montant de la bonification à prévoir) en partant du taux annualisé des écarts d'épargne pour chaque centile, tel qu'il figure dans le tableau 3 (colonnes 3 et 6 pour les inégalités selon le sexe et colonnes 2 et 5 pour les inégalités entre femmes).

Pour compenser le différentiel d'épargne imputable à la situation matrimoniale entre hommes et femmes, il faut prévoir une bonification variable selon la position de l'individu dans la répartition, qui représente entre 177 et 6 252 dollars des États-Unis (dollars dans la suite du texte) et atteint 710 dollars

Tableau 4. Différentiel de capital-vieillesse induit par la situation matrimoniale, selon le sexe et la position dans la répartition: simulation «marié à la période initiale» (en dollars)

	Scénario I: marié à la période initiale				
	Taux annualisé (%)	Bonification annuelle		Bonification sur 40 ans	
		Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
A. Inégalités selon le sexe					
Moyenne	0,11	18	12	710	472
Centile					
1	0,97	156	104	6 252	4 152
5	0,56	90	60	3 612	2 399
10	0,47	76	50	3 040	2 019
25	0,37	59	39	2 358	1 566
50	0,19	30	20	1 195	794
75	0,08	14	9	542	360
90	0,04	7	5	283	188
95	0,03	5	3	188	125
99	0,03	4	3	177	118
B. Inégalités entre femmes (bonification suppl. pour 1^{er} décile)					
1	1,08	98	53	3 912	2 134
5	0,73	65	6	2 615	1 427
10	0,55	49	27	1 965	1 072

Note: Le taux annualisé correspond au taux de croissance annuel de l'avoir de retraite. Il est établi selon les résultats présentés dans le tableau 3 (colonne 3 pour la partie A et colonne 2 pour la partie B). Le montant de la bonification annuelle à prévoir pour compenser l'écart est obtenu en multipliant le taux annualisé par la moyenne (ou la médiane) de l'avoir de retraite pour les hommes dans la partie A et pour les femmes dans la partie B. La bonification sur quarante ans est obtenue en multipliant la bonification annuelle par 40. Tous les montants sont exprimés en dollars de 2009.

Source: Compilation de l'auteurice à partir des résultats de la simulation.

en moyenne. Quand nous faisons le calcul en prenant la médiane de l'épargne des hommes comme point de référence, nous obtenons des montants plus faibles, aux différents points de la distribution. En ce qui concerne les inégalités entre femmes, il faut, pour les compenser, prévoir des bonifications supplémentaires, comprises entre 1 965 et 3 912 dollars. Ainsi, pour une femme mariée située au 10^e centile de la répartition, la situation matrimoniale induit une perte globale de 5 005 dollars. Pour une femme située au 99^e centile, celle-ci passe à 177 dollars.

Pour calculer l'effet de la situation matrimoniale sur la constitution de l'avoir de retraite, on peut aussi se fonder sur la médiane, comme nous l'avons vu, ou sur une distribution établie pour les femmes mariées uniquement. Les responsables de l'action publique pourraient également fixer un seuil de référence, par exemple une durée de cotisation ininterrompue de quarante ans. En tous les cas, on notera que notre façon de procéder a l'avantage suivant: les effets sur l'accumulation du capital-vieillesse que nous calculons sont indépendants d'autres variables relatives aux politiques. En outre, les calculs sont basés sur l'effet réel de la variable sur l'accumulation des actifs de vieillesse tout au long du parcours

Tableau 5. Différentiel de capital-vieillesse induit par la situation matrimoniale, selon le sexe et la position dans la répartition: simulation «toujours marié» (en dollars)

	Scénario II: toujours marié				
	Taux annualisé (%)	Bonification annuelle		Bonification sur 40 ans	
		Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
A. Inégalités selon le sexe					
Moyenne	0,49	79	53	3 170	2 105
Centile					
1	2,87	462	307	18 492	12 280
5	1,92	309	206	12 379	8 220
10	1,61	260	173	10 400	6 906
25	1,19	192	128	7 683	5 102
50	0,72	116	77	4 630	3 075
75	0,43	70	47	2 806	1 864
90	0,30	48	32	1 914	1 271
95	0,24	39	26	1 542	1 024
99	0,21	34	23	1 378	915
B. Inégalités entre femmes (bonification suppl. pour 1^{er} décile)					
1	3,80	342	187	13 696	7 472
5	2,35	212	116	8 492	4 633
10	1,68	152	83	6 066	3 309

Note: Le taux annualisé correspond au taux de croissance annuel de l'avoir de retraite. Il est établi selon les résultats présentés dans le tableau 3 (colonne 6 pour la partie A et colonne 5 pour la partie B). Le montant de la bonification annuelle à prévoir pour compenser l'écart est obtenu en multipliant le taux annualisé par la moyenne (ou la médiane) de l'avoir de retraite pour les hommes dans la partie A et pour les femmes dans la partie B. La bonification sur quarante ans est obtenue en multipliant la bonification annuelle par 40. Tous les montants sont exprimés en dollars de 2009.

Source: Compilation de l'auteurice à partir des résultats de la simulation.

de vie. Les responsables doivent déterminer quel scénario il convient d'utiliser pour faire leur calcul. Nous donnons donc également les effets du scénario II (voir tableau 5), sans les commenter ici.

5.2.2.2. Effet des enfants

Certains pays ont pris des mesures pour compenser l'effet des enfants sur le parcours professionnel, afin que le parent qui a pris du temps pour s'en occuper n'en pâtisse pas au moment où il prend sa retraite. Au Canada, par exemple, en vertu d'une disposition appelée «clause pour élever des enfants», le calcul de la rente du «principal responsable» d'un enfant né après 1958 est fait de sorte à compenser l'effet de la perte de salaire induite par cette charge sur la constitution de l'épargne-retraite. De même, au Chili, toutes les femmes ont droit à une bonification de 843 dollars par enfant, ce qui représente une année de cotisation au taux du salaire minimum²².

²² Ce montant est celui que fournit la surintendance des pensions du Chili sur son site Internet.

**Tableau 6. Effet des enfants sur l'avoir de retraite
(écart en pourcentage après sept ans)**

	Scénario I: un enfant suppl. à la période initiale plutôt que situation observée (<i>enfant marginal</i>)			Scénario II: un enfant à la période initiale plutôt que pas d'enfant à la période initiale (<i>1^{er} enfant</i>)		
	Ensemble	Femmes	Hommes	Ensemble	Femmes	Hommes
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Moyenne	-0,12 (0,16)	-0,61* (0,32)	0,08 (0,18)	-0,12 (0,18)	-0,63* (0,36)	0,10 (0,20)
Centile						
1	-5,43** (2,31)	-8,55*** (3,04)	4,67*** (1,54)	-6,64** (2,66)	-8,45** (3,52)	4,61*** (1,63)
5	-3,41** (1,33)	-5,99*** (2,08)	1,78* (1,05)	-3,64** (1,45)	-6,73*** (2,28)	2,04* (1,11)
10	-2,10** (0,93)	-4,75*** (1,56)	1,10 (0,79)	-2,12** (1,03)	-5,05*** (1,79)	1,23 (0,85)
25	-0,60 (0,49)	-2,81** (1,12)	0,44 (0,52)	-0,58 (0,53)	-3,03** (1,26)	0,46 (0,56)
50	-0,18 (0,31)	-1,39** (0,68)	0,13 (0,31)	-0,21 (0,33)	-1,35* (0,77)	0,19 (0,34)
75	-0,04 (0,18)	-0,67* (0,40)	-0,01 (0,17)	-0,06 (0,20)	-0,61 (0,44)	0,01 (0,21)
90	-0,02 (0,10)	-0,16 (0,23)	-0,02 (0,12)	-0,07 (0,11)	-0,07 (0,24)	-0,02 (0,14)
95	0,02 (0,08)	-0,06 (0,14)	0,05 (0,09)	-0,04 (0,09)	-0,02 (0,16)	-0,01 (0,10)
99	0,01 (0,08)	0,00 (0,13)	0,11 (0,11)	0,07 (0,08)	0,06 (0,13)	-0,07 (0,11)

Note: Le tableau donne l'écart d'avoir de retraite par rapport à la situation indiquée, en pourcentage. L'erreur type figure entre parenthèses (calcul par la méthode *bootstrap*, avec 100 tirages). Les symboles *, ** et *** correspondent respectivement aux seuils de significativité statistique de 10, 5 et 1 pour cent.

Source: Compilation de l'auteurice à partir des résultats de la simulation.

Pour analyser l'effet des enfants sur l'avoir de retraite, nous appliquons des chocs selon deux scénarios différents. Dans le scénario I, nous simulons l'ajout d'un enfant supplémentaire à la période initiale, en partant du nombre d'enfants observé (*enfant marginal*). Dans le scénario II, nous ajoutons un enfant supplémentaire en postulant qu'il n'y en avait aucun à la période initiale (*1^{er} enfant*). La comparaison de ces deux scénarios doit faire apparaître d'éventuelles différences entre l'effet de l'enfant marginal et celui du premier enfant. Les simulations que nous présentons permettent donc d'isoler l'effet des caractéristiques familiales en simulant une modification: 1) de la situation matrimoniale; et 2) du nombre d'enfants.

Nous présentons dans le tableau 6 l'ensemble des résultats de la simulation. Le tableau 7 donne ensuite le différentiel d'épargne induit par les enfants, mais uniquement dans le cas de l'enfant marginal, pour simplifier les choses, étant entendu que les résultats obtenus pour l'autre scénario étaient très similaires.

Tableau 7. Différentiel de capital-vieillesse induit par les enfants pour les femmes (en dollars)

	Scénario I: un enfant suppl. à la période initiale plutôt que situation observée (<i>enfant marginal</i>)				
	Taux annualisé (%)	Bonification annuelle		Bonification sur 40 ans	
		Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
Moyenne	0,09	8	4	314	171
Centile					
1	1,27	114	62	4 577	2 497
5	0,88	79	43	3 169	1 729
10	0,69	62	34	2 498	1 363
25	0,41	37	20	1 466	800
50	0,20	18	10	719	392
75	0,10	9	5	344	188
90	s. o.	0	0	0	0
95	s. o.	0	0	0	0
99	s. o.	0	0	0	0

Note: Le taux annualisé correspond au taux de croissance annuel de l'avoir de retraite. Il est établi selon les résultats présentés dans la colonne 2 du tableau 6 qui sont statistiquement significatifs. Lorsque l'écart n'est pas significatif, nous notons «s. o.» (sans objet). Le montant de la bonification annuelle à prévoir pour compenser l'écart est obtenu en multipliant le taux annualisé par la moyenne (ou la médiane) de l'avoir de retraite pour les femmes. La bonification sur quarante ans est obtenue en multipliant la bonification annuelle par 40. Tous les montants sont exprimés en dollars de 2009.

Source: Compilation de l'auteurice à partir des résultats de la simulation.

L'effet de l'enfant supplémentaire est très différent pour les femmes et pour les hommes. Pour ces derniers, il n'y a pas d'effet significatif quasiment, sauf pour les cinq premiers centiles de la répartition, pour lesquels, dans les deux scénarios contrefactuels (*enfant marginal* et *1^{er} enfant*), nous observons un effet positif sur l'épargne accumulée. En revanche, l'enfant supplémentaire a un effet négatif, statistiquement significatif, pour les femmes des 75 centiles du bas de la répartition dans le cas du scénario I et pour les 50 centiles du bas dans le cas du scénario II. L'effet négatif de l'enfant marginal diminue au fur et à mesure qu'on s'élève dans la répartition, avec des chiffres qui s'échelonnent entre -8,55 pour cent pour le 1^{er} centile et -0,67 pour cent pour le 3^e quartile. On trouve le même type de résultats pour l'effet du premier enfant. Les inégalités observées découlent des écarts entre femmes selon la position dans la répartition de l'avoir de retraite.

Pour calculer l'effet des enfants sur le capital-vieillesse, nous annualisons le taux de croissance de l'avoir de retraite en utilisant les données de la colonne 2 du tableau 6. Nous considérons deux niveaux de référence en la matière: le capital accumulé pour les femmes à la moyenne et à la médiane (selon les données de la colonne 2 du tableau 2). Nous calculons ce taux jusqu'au 3^e quartile de la distribution (puisque'il n'y a plus d'effet statistiquement significatif au-dessus de celui-ci). Les montants sont compris entre 9 et 114 dollars (tableau 7) par enfant supplémentaire et par année pour les centiles pour lesquels l'effet est significatif. Comme les effets sur l'activité professionnelle à plus long terme sont cumulatifs, le fait de faire une pause pour s'occuper de jeunes enfants peut avoir un

effet qui perdure longtemps après que l'enfant a grandi. Par conséquent, il faut calculer la bonification à prévoir pour les personnes concernées en multipliant l'effet par année par le nombre d'années pendant lesquelles la personne en question a travaillé tout en ayant un enfant. Dans un scénario simplifié, où on suppose que l'enfant naît quand la femme a 25 ans, l'effet total de cette naissance sur l'avoir accumulé est donc compris entre 344 et 4 577 dollars (tableau 7). Au Chili, comme nous l'avons déjà signalé, la bonification pour tâches éducatives est de 843 dollars par enfant. Les montants de la compensation qui devrait être offerte selon les résultats de notre étude amélioreraient donc la situation des femmes les plus pauvres, mais désavantageraient celles qui se situent au-dessus de la moyenne. Cependant, une bonification basée sur nos calculs contribuerait à réduire les disparités entre femmes retraitées, c'est-à-dire à la lutte contre les inégalités.

5.2.3. Caractéristiques relatives à la santé

5.2.3.1. Effet de l'état de santé

En ce qui concerne l'état de santé, nous simulons trois scénarios. Dans le scénario I, tous les individus subissent un choc transitoire à la période initiale, et nous comparons la situation avec le scénario de référence. Dans le scénario II, tous les individus sont en mauvaise santé au début de la période de sept ans et nous comparons les résultats avec une situation de référence où tous les individus sont en bonne santé. Dans le scénario III enfin, les individus présentent un état de santé intermédiaire au début de la période de sept ans et nous comparons la situation avec celle d'individus qui seraient tous en bonne santé au début de la période. Nous donnons les résultats de ces simulations dans le tableau 8.

Les résultats font apparaître des inégalités selon la position dans la répartition du capital-vieillesse, mais pas selon le sexe, à quelques exceptions près. Les chocs sur le plan de la santé (c'est-à-dire les problèmes de santé) n'ont donc pas d'effet sexué. Pour simplifier, nous commenterons ici les résultats relatifs à l'ensemble de l'échantillon (colonnes 1, 4 et 7) et calculons les effets sur l'avoir de retraite au niveau agrégé. En moyenne, un choc transitoire sur la santé a un effet total de -2,09 pour cent. Les valeurs se situent entre -7,26 et -0,64 pour cent globalement et diminuent quand on s'élève dans la répartition des avoirs de vieillesse.

Les résultats présentés dans le tableau 9 sont également obtenus à partir de l'échantillon complet. Les résultats les plus frappants sont ceux du scénario I (soit ceux qui correspondent à la compensation à prévoir quand on simule un choc de santé, en prenant les valeurs observées comme situation de référence et en se fondant sur l'avoir de vieillesse moyen). Pour ce qui est des deux autres scénarios, le scénario III est plus modéré (puisque l'on n'envisage pas de dégradation maximale de l'état de santé), alors que le scénario II constitue la référence pour l'élaboration des politiques dans le domaine (puisque il donne la compensation à prévoir pour la perte de capital-vieillesse enregistrée en cas de problème de santé par rapport à une situation de référence dans laquelle la personne est en bonne santé). Tous les montants sont calculés pour la moyenne de la distribution.

Tableau 8. Effet d'un choc de santé transitoire (écart en pourcentage après sept ans)

	Scénario I: choc de santé plutôt que situation observée à la période initiale			Scénario II: bonne santé plutôt que mauvaise santé à la période initiale			Scénario III: bonne santé plutôt que santé intermédiaire à la période initiale		
	Ensemble (1)	Femmes (2)	Hommes (3)	Ensemble (4)	Femmes (5)	Hommes (6)	Ensemble (7)	Femmes (8)	Hommes (9)
Moyenne	-2,09*** (0,45)	-2,62*** (0,51)	-1,85*** (0,45)	2,35*** (0,51)	3,06*** (0,60)	2,05*** (0,50)	1,19*** (0,21)	1,50*** (0,25)	1,06*** (0,21)
Centile									
1	-7,26*** (1,72)	-8,81*** (2,28)	-7,83*** (1,64)	12,11*** (2,64)	13,19*** (3,56)	12,96*** (2,63)	5,92*** (1,18)	5,74*** (1,62)	6,39*** (1,17)
5	-6,79*** (1,15)	-7,33*** (1,35)	-6,68*** (1,43)	10,30*** (1,67)	11,33*** (1,99)	9,41*** (2,01)	4,77*** (0,74)	5,38*** (0,93)	4,11*** (0,84)
10	-6,41*** (1,02)	-6,59*** (1,10)	-5,64*** (1,32)	9,17*** (1,41)	9,86*** (1,56)	7,40*** (1,76)	4,31*** (0,61)	4,63*** (0,71)	3,55*** (0,66)
25	-5,17*** (0,94)	-5,79*** (0,90)	-4,47*** (1,04)	6,66*** (1,21)	7,90*** (1,22)	5,19*** (1,25)	3,18*** (0,48)	3,76*** (0,54)	2,56*** (0,46) ^b
50	-3,56*** (0,72)	-4,43*** (0,74)	-2,85*** (0,65)	4,05*** (0,84)	5,53*** (0,93)	3,07*** (0,73) ^a	2,01*** (0,33)	2,63*** (0,39)	1,53*** (0,29) ^a
75	-2,33*** (0,54)	-3,24*** (0,64)	-1,65*** (0,47) ^a	2,48*** (0,59)	3,65*** (0,74)	1,84*** (0,52) ^a	1,23*** (0,25)	1,78*** (0,31)	0,98*** (0,22) ^a
90	-1,37*** (0,37)	-2,10*** (0,50)	-1,24*** (0,36)	1,45*** (0,40)	2,19*** (0,54)	1,26*** (0,39)	0,72*** (0,18)	1,07*** (0,25)	0,71*** (0,18)
95	-1,01*** (0,33)	-1,24*** (0,36)	-0,79*** (0,29)	1,08*** (0,35)	1,32*** (0,39)	0,88*** (0,31)	0,56*** (0,16)	0,75*** (0,18)	0,54*** (0,14)
99	-0,64** (0,27)	-0,96** (0,32)	-0,79** (0,31)	0,65** (0,29)	0,98*** (0,36)	0,88*** (0,34)	0,42*** (0,14)	0,49*** (0,18)	0,59*** (0,15)

Note: Le tableau donne l'écart d'avoir de retraite en pourcentage, par rapport à la situation observée pour les colonnes 1 à 3, à une mauvaise santé pour les colonnes 4 à 6 et à une santé intermédiaire pour les colonnes 7 à 9. L'erreur type figure entre parenthèses (calcul par la méthode *bootstrap*, avec 100 tirages). Les symboles *, ** et *** correspondent respectivement aux seuils de significativité statistique de 10, 5 et 1 pour cent. Les lettres *a* et *b* (en exposant) signalent un écart statistiquement significatif selon le sexe aux seuils de 5 et 10 pour cent, respectivement.

Source: Compilation de l'auteur à partir des résultats de la simulation.

Tableau 9. Différentiel de capital-vieillesse induit par un choc de santé (en dollars)

	Scénario I: choc de santé plutôt que situation observée à la période initiale			Scénario II: bonne santé plutôt que mauvaise santé à la période initiale			Scénario III: bonne santé plutôt que santé intermédiaire à la période initiale		
	Taux annualisé	Bonification annuelle	Bonification sur 40 ans	Taux annualisé	Bonification annuelle	Bonification sur 40 ans	Taux annualisé	Bonification annuelle	Bonification sur 40 ans
Moyenne	0,30	39	1 548	0,33	43	1 710	0,17	22	872
Centile									
1	1,07	138	5 509	1,65	212	8 471	0,83	106	4 246
5	1,00	129	5 140	1,41	181	7 257	0,67	86	3 439
10	0,94	121	4 845	1,26	162	6 487	0,60	78	3 107
25	0,76	97	3 885	0,93	119	4 762	0,45	58	2 308
50	0,52	66	2 658	0,57	73	2 927	0,28	37	1 465
75	0,34	43	1 729	0,35	45	1 800	0,17	22	897
90	0,20	25	1 016	0,21	26	1 057	0,10	13	526
95	0,15	19	749	0,15	20	790	0,08	10	414
99	0,09	12	474	0,09	12	475	0,06	8	306

Note: Le taux annualisé correspond au taux de croissance annuel de l'avoir de retraite. Il est établi selon les résultats présentés dans les colonnes 1, 4 et 7 du tableau 8. Tous les calculs sont faits sur la base de l'avoir moyen pour l'ensemble de l'échantillon. Le montant de la bonification annuelle à prévoir pour compenser l'écart est obtenu en multipliant le taux annualisé par la moyenne de l'avoir de retraite pour l'ensemble de l'échantillon. La bonification sur quarante ans est obtenue en multipliant la bonification annuelle par 40. Tous les montants sont exprimés en dollars de 2009.

Source: Compilation de l'auteur à partir des résultats de la simulation.

Pour calculer la bonification à offrir en cas de problème de santé, il faut tenir compte de l'âge auquel le choc se produit. Si celui-ci a lieu lorsque l'individu a 25 ans, la bonification représente entre 474 et 5 509 dollars par an sur une période de quarante ans, soit 1 548 dollars en moyenne. Dans le scénario II, qui sert de référence pour l'élaboration des politiques, la perte se situe entre 475 et 8 471 dollars. Si le choc se produit plus tardivement dans le parcours de vie, il faut recalculer l'effet en multipliant la perte annuelle par le nombre d'années qui sépare le moment du problème de santé de la date du départ à la retraite.

6. Conclusion

Pour juger de la qualité d'un système de retraite, on ne peut pas examiner uniquement son mode de financement ou sa viabilité. Il faut également se demander si les montants d'épargne-retraite sont adéquats, si les différents groupes sociaux et les sexes sont traités équitablement et dans quelle mesure les principes de solidarité sociale et de non-discrimination sont respectés. Dans notre article, nous proposons un système de bonifications visant à améliorer la situation des pensionnés. Ce système répond aux critères d'adéquation et d'équité du pilier zéro et aux recommandations de l'OIT et de la Banque mondiale dans le domaine. Notre étude repose sur une méthode économétrique originale, qui permet de quantifier l'effet d'un changement exogène de la structure familiale ou d'un problème de santé sur l'épargne de retraite, dans le contexte d'un système reposant sur des comptes d'épargne individuels obligatoires. Nous faisons nos estimations à partir de données issues des quatre premières vagues (2002-2009) de l'enquête sur la protection sociale du Chili (EPS), qui fournit des informations particulièrement abondantes, découlant en partie des registres administratifs de la surintendance des pensions du Chili.

Nous montrons dans notre étude que les problèmes de santé n'ont pas d'effet sexué sur la retraite, contrairement aux chocs liés aux caractéristiques familiales, qui ont un impact plus important sur les femmes que sur les hommes. Cette dernière situation se traduit par un écart d'épargne de 18 dollars par année de mariage en moyenne. Pour les femmes mariées qui se situent dans le 1^{er} décile de la répartition du capital-vieillesse, la pénalité atteint entre 49 et 98 dollars par année de mariage. De même, jusqu'au 3^e quartile, la pénalité associée à la maternité atteint de 9 à 114 dollars par enfant. En ce qui concerne les problèmes de santé, notre étude montre qu'ils réduisent l'épargne vieillesse de 39 dollars par an en moyenne. Ainsi, une femme mariée, qui aurait deux enfants, se situerait au milieu de la distribution du capital-vieillesse et connaîtrait un problème de santé dans les dix dernières années de sa vie active verrait son épargne vieillesse amputée de 3 293 dollars.

Il est important de noter que, pour estimer nos effets sur les avoirs de retraite, nous tenons compte des caractéristiques individuelles, mais pas d'autres variables relatives aux politiques, telles que le salaire minimum, qui peuvent ne pas être spécifiquement ciblées sur la réduction de la pauvreté et des inégalités. De ce fait, notre étude fournit des indications précieuses aux responsables de l'élaboration des politiques, qui peuvent sur cette base concevoir des programmes efficaces pour améliorer le bien-être des populations en luttant contre

la pauvreté et les inégalités aux dépens des pensionnés, et ce sans dépendre d'autres variables, définies de façon indépendante ou axées sur d'autres buts.

Pour aller plus loin dans la recherche, on pourrait s'efforcer de modéliser les processus décisionnels au sein des ménages. En effet, nous ne tenons compte dans notre étude que des décisions qui ont un effet sur l'accumulation de l'avoir de vieillesse au niveau individuel, alors que les politiques publiques relatives aux pensions sont souvent définies par rapport aux ressources du ménage.

Références

- Addo, Fenaba R., et Daniel T. Lichter. 2013. «Marriage, Marital History, and Black-White Wealth Differentials among Older Women», *Journal of Marriage and Family*, 75 (2): 342-362.
- Andersen, Steffen, Glenn W. Harrison, Morten I. Lau et E. Elisabet Rutström. 2008. «Lost in State Space: Are Preferences Stable?», *International Economic Review*, 49 (3): 1091-1112.
- Arano, Kathleen, Carl Parker et Rory Terry. 2010. «Gender-Based Risk Aversion and Retirement Asset Allocation», *Economic Inquiry*, 48 (1): 147-155.
- Arellano, José Pablo. 1982. «Efectos macroeconómicos de la reforma previsional chilena», *Cuadernos de Economía*, 19 (56): 111-122.
- Arenas de Mesa, Alberto, David Bravo, Jere R. Behrman, Olivia S. Mitchell et Petra E. Todd. 2006. «The Chilean Pension Reform Turns 25: Lessons from the Social Protection Survey», NBER Working Paper No. 12401. Cambridge (États-Unis): National Bureau of Economic Research.
- Arrow, Kenneth Joseph. 1965. *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*. Helsinki: Yrjö Jahnssonin Säätiö.
- Arza, Camila. 2017. «Non-Contributory Benefits, Pension Re-Reforms and the Social Protection of Older Women in Latin America», *Social Policy and Society*, 16 (3): 361-375.
- Attanasio, Orazio, Costas Meghir et Andres Otero. 2014. «The Design of a Multi-Tier Contributory Pension System: The Distributional Impact of the 2008 Chilean Pension Reform», dans *Social Insurance, Informality and Labor Markets: How to Protect Workers While Creating Good Jobs*, publ. sous la dir. de Markus Frölich, David Kaplan, Carmen Pagés, Jamele Rigolini et David Robalino, 291-346. Oxford: Oxford University Press.
- Austen, Siobhan, Therese Jefferson et Rachel Ong. 2014. «The Gender Gap in Financial Security: What We Know and Don't Know about Australian Households», *Feminist Economics*, 20 (3): 25-52.
- Baeza, Sergio, et Aldo Simonetti. 1988. «Siete años de operación del nuevo sistema previsional», dans *Sistema privado de pensiones en Chile*, publ. sous la dir. de Sergio Baeza et Rodrigo Manubens, 71-88. Santiago: Centro de Estudios Públicos.
- Banque mondiale. 2008. «The World Bank Pension Conceptual Framework», World Bank Pension Reform Primer Series No. 45728. Washington.
- Barr, Nicholas, et Peter Diamond. 2016. «Reforming Pensions in Chile», *Polityka Społeczna*, 1 (12): 4-8.
- Barrientos, Armando. 1998. «Pension Reform, Personal Pensions and Gender Differences in Pension Coverage», *World Development*, 26 (1): 125-137.
- , et Luis Firinguetti. 1995. «Planes de pensión de capitalización individual y beneficios previsionales para trabajadoras de la tercera edad de bajos ingresos», *Estudios de Economía*, 22 (1): 17-44.
- Behrman, Jere R., Maria Cecilia Calderón, Olivia S. Mitchell, Javiera Vasquez et David Bravo. 2011. «First-Round Impacts of the 2008 Chilean Pension System Reform», Wharton Pension Research Council Working Paper No. WP2011-03. Philadelphie: Université de Pennsylvanie.

- Bernasek, Alexandra, et Stephanie Shwiff. 2001. «Gender, Risk, and Retirement», *Journal of Economic Issues*, 35 (2): 345-356.
- Berstein, Solange, Pablo Castañeda, Eduardo Fajnzylber et Gonzalo Reyes. 2010. «The Chilean Pension System». Santiago: Superintendencia de Pensiones de Chile.
- Bertranou, Fabio M. 2001. «Pension Reform and Gender Gaps in Latin America: What Are the Policy Options?», *World Development*, 29 (5): 911-923.
- Beshears, John, James J. Choi, Joshua Hurwitz, David Laibson et Brigitte C. Madrian. 2017. «Liquidity in Retirement Savings Systems: An International Comparison», dans *Insights in the Economics of Aging*, publ. sous la dir. de David A. Wise, 45-86. Chicago: University of Chicago Press.
- , —, David I. Laibson et Brigitte C. Madrian. 2012. «Default Stickiness among Low-Income Individuals», document de travail. <https://www.semanticscholar.org/paper/Default-Stickiness-among-Low-Income-Individuals-Beshears-Choi/1450c9f02a5f5b4e2afcafce264d2bd55eec543>.
- Bettio, Francesca, Platon Tinios et Gianni Betti. 2013. «The Gender Gap in Pensions in the EU», rapport préparé à l'intention de la Direction générale de la justice de la Commission européenne. Luxembourg: Office des publications de l'Union européenne.
- Blau, David M. 2016. «Pensions, Household Saving, and Welfare: A Dynamic Analysis of Crowd Out», *Quantitative Economics*, 7 (1): 193-224.
- , et Donna B. Gilleskie. 2006. «Health Insurance and Retirement of Married Couples», *Journal of Applied Econometrics*, 21 (7): 935-953.
- , et —. 2008. «The Role of Retiree Health Insurance in the Employment Behavior of Older Men», *International Economic Review*, 49 (2): 475-514.
- Bogan, Vicki L., et Angela R. Fertig. 2018. «Mental Health and Retirement Savings: Confounding Issues with Compounding Interest», *Health Economics*, 27 (2): 404-425.
- Bommier, Antoine, et Jean-Charles Rochet. 2006. «Risk Aversion and Planning Horizons», *Journal of the European Economic Association*, 4 (4): 708-734.
- Bonin, Holger, Thomas Dohmen, Armin Falk, David Huffman et Uwe Sunde. 2007. «Cross-Sectional Earnings Risk and Occupational Sorting: The Role of Risk Attitudes», *Labour Economics*, 14 (6): 926-937.
- Bovenberg, Lans, Casper van Ewijk et Ed Westerhout. 2012. *The Future of Multi-Pillar Pensions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brown, Sarah, Gaia Garino et Karl Taylor. 2013. «Household Debt and Attitudes Toward Risk», *Review of Income and Wealth*, 59 (2): 283-304.
- Buccioli, Alessandro, Martina Manfrè et Gregorio Giménez. 2022. «The 2008 Chilean Pension Reform: Household Financial Decisions and Gender Differences», *Journal of Economic Policy Reform*, 25 (1): 62-79.
- , et Raffaele Miniaci. 2011. «Household Portfolios and Implicit Risk Preference», *Review of Economics and Statistics*, 93 (4): 1235-1250.
- Bustos Castillo, Raul. 1993. «Analyse d'un régime national de retraite privé: le cas du Chili» – Commentaires», *Revue internationale du Travail*, 132 (3): 449-459.
- Card, David, et Michael Ransom. 2011. «Pension Plan Characteristics and Framing Effects in Employee Savings Behavior», *Review of Economics and Statistics*, 93 (1): 228-243.
- CIEDESS (Corporación de Investigación, Estudio y Desarrollo de la Seguridad Social). 1994. *Modernización de la seguridad social en Chile: Resultados y tendencias (1980-1993)*. Santiago: Fyрма Gráfica Limitada.
- Corbo, Mario. 1974. «Educación, experiencia y remuneraciones en Santiago de Chile», *Cuadernos de Economía*, 11 (34): 44-77.
- Corbo, Vittorio, et Klaus Schmidt-Hebbel. 2003. «Efectos macroeconómicos de la reforma de pensiones en Chile», dans *Resultados y desafíos de las reformas a las pensiones*, 259-351. Santiago: Federación Internacional de Administradoras de Fondos de Pensiones (FIAP).

- Corsetti, Giancarlo, et Klaus Schmidt-Hebbel. 1997. «Pension Reform and Growth», dans *The Economics of Pensions: Principles, Policies, and International Experience*, publ. sous la dir. de Salvador Valdés-Prieto, 127-159. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cruz, Gabriel, et Tomás Rau. 2022. «The Effects of Equal Pay Laws on Firm Pay Premiums: Evidence from Chile», *Labour Economics*, 75: article n° 102135. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0927537122000288?via%3Dihub>.
- Decker, Simon, et Hendrik Schmitz. 2016. «Health Shocks and Risk Aversion», *Journal of Health Economics*, 50 (décembre): 156-170.
- Dewilde, Caroline. 2012. «Lifecycle Determinants and Incomes in Retirement: Belgium and the United Kingdom Compared», *Ageing & Society*, 32 (4): 587-615.
- Diamond, Peter. 1993. «Privatization of Social Security: Lessons from Chile», NBER Working Paper No. 4510. Cambridge (États-Unis): National Bureau of Economic Research.
- , et Salvador Valdés. 1993. «Social Security Reforms in Chile», document de travail n° 161. Santiago: Instituto de Economía, Université catholique pontificale du Chili.
- Díaz, Carlos Antonio, et Gonzalo G. Edwards. 1994. «Anualidades vitalicias variables: una nueva modalidad de pensión», document de travail n° 166. Santiago: Instituto de Economía, Université catholique pontificale du Chili.
- Dion, Michelle. 2007. «Pension Reform and Gender Inequality», dans *Lessons from Pension Reform in the Americas*, publ. sous la dir. de Stephen J. Kay et Tapen Sinha, 134-163. New York: Oxford University Press.
- Dohmen, Thomas, Armin Falk, David Huffman, Uwe Sunde, Jürgen Schupp et Gert G. Wagner. 2005. «Individual Risk Attitudes: New Evidence from a Large, Representative, Experimentally-Validated Survey», IZA Discussion Paper No. 1730. Bonn: Institute for the Study of Labor.
- , —, —, —, — et —. 2011. «Individual Risk Attitudes: Measurement, Determinants, and Behavioral Consequences», *Journal of the European Economic Association*, 9 (3): 522-550.
- Edwards, Sebastian. 1998. «The Chilean Pension Reform: A Pioneering Program», dans *Privatizing Social Security*, publ. sous la dir. de Martin Feldstein, 33-62. Chicago: University of Chicago Press.
- , et Alejandra Cox Edwards. 2002. «Social Security Privatization Reform and Labor Markets: The Case of Chile», *Economic Development and Cultural Change*, 50 (3): 465-489.
- Eisenhauer, Joseph G., et Luigi Ventura. 2003. «Survey Measures of Risk Aversion and Prudence», *Applied Economics*, 35 (13): 1477-1484.
- Elter, Doris, et Marie-Hélène Briant. 1995a. «Evaluación de la idoneidad del sistema de pensiones de capitalización individual para las trabajadoras chilenas», document inédit. Santiago: Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM).
- , et —. 1995b. «La situación de las mujeres en el nuevo sistema previsional chileno con especial atención a las temporeras agrícolas y trabajadoras de casa particular», document de travail n° 34. Santiago: Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM).
- Engelhardt, Gary V., et Anil Kumar. 2007. «Employer Matching and 401(K) Saving: Evidence from the Health and Retirement Study», *Journal of Public Economics*, 91 (10): 1920-1943.
- Fasang, Anette Eva, Silke Aisenbrey et Klaus Schömann. 2013. «Women's Retirement Income in Germany and Britain», *European Sociological Review*, 29 (5): 968-980.
- Feng, Jun, Paul Gerrans, Carly Moulang, Noel Whiteside et Maria Strydom. 2019. «Why Women Have Lower Retirement Savings: The Australian Case», *Feminist Economics*, 25 (1): 145-173.
- Fernández-López, Sara, Milagros Vivel-Búa, Luis Otero-González et Pablo Durán-Santomil. 2015. «Exploring the Gender Effect on Europeans' Retirement Savings», *Feminist Economics*, 21 (4): 118-150.

- Fouarge, Didier, Ben Kriechel et Thomas Dohmen. 2014. «Occupational Sorting of School Graduates: The Role of Economic Preferences», *Journal of Economic Behavior & Organization*, 106 (octobre): 335-351.
- Fout, Betty Tao, et Donna B. Gilleskie. 2015. «Does Health Insurance Encourage or Crowd Out Beneficial Nonmedical Care? A Dynamic Analysis of Insurance, Health Inputs, and Health Production», *American Journal of Health Economics*, 1 (2): 125-164.
- Foxley, Alejandro, Eduardo Aninat et José Pablo Arellano. 1977. «Net Incidence of Government Expenditures, Taxation and Social Security», World Employment Programme Research Working Paper WEP 2-23/WP 53. Genève: BIT.
- French, Eric. 2005. «The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour», *Review of Economic Studies*, 72 (2): 395-427.
- , et John Bailey Jones. 2011. «The Effects of Health Insurance and Self-Insurance on Retirement Behavior», *Econometrica*, 79 (3): 693-732.
- Frericks, Patricia, et Robert Maier. 2008. «The Gender Pension Gap: Effects of Norms and Reform Policies», dans *Pension Reform in Europe: Politics, Policies and Outcomes*, publ. sous la dir. de Camila Arza et Martin Kohli, 175-195. Londres: Routledge.
- Gaete, María Elena, F. Evelyn Matthei et José Pedro Undurraga. 1988. «Capitalización individual y reparto en el actual sistema de pensiones chileno», dans *Sistema privado de pensiones en Chile*, publ. sous la dir. de Sergio Baeza et Rodrigo Manubens, 39-70. Santiago: Centro de Estudios Públicos.
- Gardner, Lara, et Donna B. Gilleskie. 2012. «The Effects of State Medicaid Policies on the Dynamic Savings Patterns and Medicaid Enrollment of the Elderly», *Journal of Human Resources*, 47 (4): 1082-1127.
- Gelber, Alexander M. 2011. «How do 401(k)s Affect Saving? Evidence from Changes in 401(k) Eligibility», *American Economic Journal: Economic Policy*, 3 (4): 103-122.
- Giarini, Orio. 2012. «The Four Pillars Project: 25 Years On», *The Four Pillars Newsletter*, 50 (mars): 1-2.
- Gibson, John, Trinh Le et Grant Scobie. 2006. «Household Bargaining Over Wealth and the Adequacy of Women's Retirement Incomes in New Zealand», *Feminist Economics*, 12 (1-2): 221-246.
- Gilleskie, Donna B, Euna Han et Edward C. Norton. 2017. «Disentangling the Contemporaneous and Dynamic Effects of Human and Health Capital on Wages Over the Life Cycle», *Review of Economic Dynamics*, 25 (avril): 350-383.
- , et Denise Hoffman. 2014. «Health Capital and Human Capital as Explanations for Health-Related Wage Disparities», *Journal of Human Capital*, 8 (3): 235-279.
- Gillion, Colin. 2000. «The Development and Reform of Social Security Pensions: The Approach of the International Labour Office», *International Social Security Review*, 53 (1): 35-63.
- , et Alejandro Bonilla. 1992. «Analyse d'un régime national de retraite privé: le cas du Chili», *Revue internationale du Travail*, 131 (2): 183-208.
- Glaessner, Thomas C., et Salvador Valdés-Prieto. 1998. «Pension Reform in Small Developing Countries», Policy Research Working Paper Series 1983. Washington: Banque mondiale.
- Gollier, Christian, et Richard J. Zeckhauser. 2002. «Horizon Length and Portfolio Risk», *Journal of Risk and Uncertainty*, 24 (3): 195-212.
- Görlitz, Katja, et Marcus Tamm. 2015. «Parenthood and Risk Preferences», IZA Discussion Paper No. 8947. Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Grable, John E. 2000. «Financial Risk Tolerance and Additional Factors that Affect Risk Taking in Everyday Money Matters», *Journal of Business and Psychology*, 14 (4): 625-630.
- Grazier, Suzanne, et Peter J. Sloane. 2008. «Accident Risk, Gender, Family Status and Occupational Choice in the UK», *Labour Economics*, 15 (5): 938-957.

- Grossman, Michael. 1972. «On the Concept of Health Capital and the Demand for Health», *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- Guilkey, David K., et Peter M. Lance. 2014. «Program Impact Estimation with Binary Outcome Variables: Monte Carlo Results for Alternative Estimators and Empirical Examples», dans *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometrics Methods and Applications*, publ. sous la dir. de Robin C. Sickles et William C. Horrace, 5-46. New York: Springer.
- Hachette de la F, Dominique. 1998. «Ahorro privado en Chile», *Cuadernos de Economía*, 35(104): 3-47.
- Holzmann, Robert, et Richard Hinz. 2005. *Old-Age Income Support in the 21st Century: An International Perspective on Pension Systems and Reform*. Washington: Banque mondiale. [Un résumé de ce rapport est disponible en français, sous le titre *Les régimes de retraites au vingt et unième siècle: perspective internationale sur les systèmes de retraites et leurs réformes*, à l'adresse <https://documents1.worldbank.org/curated/en/936271517984954085/pdf/32672-v2-FRENCH-Executive-summary-OLD-AG-3-PUBLIC.pdf>.]
- Honig, Marjorie, et Irena Dushi. 2010. «Participation and Contributions in Tax-Deferred Retirement Accounts: Evidence from Social Security Records», Working Paper 2009-219. Ann Arbor: Michigan Retirement Research Center, Université du Michigan.
- Horstmann, Sabine, et Joachim Hülsman. 2009. «The Socio-Economic Impact of Pension Systems on Women», rapport préparé pour la Direction générale Emploi, affaires sociales et égalité des chances de la Commission européenne. Bruxelles: Commission européenne.
- Hubener, Andreas, Raimond Maurer et Olivia S. Mitchell. 2016. «How Family Status and Social Security Claiming Options Shape Optimal Life Cycle Portfolios», *Review of Financial Studies*, 29(4): 937-978.
- Iglesias, Augusto, Rodrigo Acuña et Jorge Villagrán. 1988. «Proyección de los fondos de pensiones», dans *Sistema privado de pensiones en Chile*, publ. sous la dir. de Sergio Baeza et Rodrigo Manubens, 165-204. Santiago: Centro de Estudios Públicos.
- James, Estelle, Alejandra Cox Edwards et Rebeca Wong. 2008. *The Gender Impact of Social Security Reform*. Chicago: University of Chicago Press.
- Jefferson, Therese. 2009. «Women and Retirement Pensions: A Research Review», *Feminist Economics*, 15(4): 115-145.
- Joubert, Clément. 2015. «Pension Design with A Large Informal Labor Market: Evidence from Chile», *International Economic Review*, 56(2): 673-694.
- , et Petra E. Todd. 2020. «Gender Pension Gaps in a Private Retirement Accounts System: A Dynamic Model of Household Labor Supply and Savings», Policy Research Working Paper No. 9322. Washington: Banque mondiale.
- Kettlewell, Nathan. 2019. «Risk Preference Dynamics around Life Events», *Journal of Economic Behavior & Organization*, 162 (juin): 66-84.
- Kim, Hyungsoo, Serah Shin, Claudia J. Heath, Qun Zhang et E. Tory Higgins. 2017. «Regulatory Mode and Willingness to Increase Retirement Savings Contributions», *Journal of Applied Social Psychology*, 47(8): 436-445.
- Knoll, Melissa A. Z., Christopher R. Tamborini et Kevin Whitman. 2012. «I Do ... Want to Save: Marriage and Retirement Savings in Young Households», *Journal of Marriage and Family*, 74(1): 86-100.
- Krasnokutskaya, Elena, Yiyang Li et Petra E. Todd. 2018. «Product Choice Under Government Regulation: The Case of Chile's Privatized Pension System», *International Economic Review*, 59(4): 1747-1783.
- Kristjanpoller, Werner D., et Josephine E. Olson. 2015. «Choice of Retirement Funds in Chile: Are Chilean Women More Risk Averse than Men?», *Sex Roles*, 72(1-2): 50-67.

- Kritzer, Barbara E. 2008. «Chile's Next Generation Pension Reform», *Social Security Bulletin*, 68 (2): 69-84.
- Kuivalainen, Susan, Satu Nivalainen, Noora Järnefelt et Kati Kuitto. 2020. «Length of Working Life and Pension Income: Empirical Evidence on Gender and Socio-economic Differences from Finland», *Journal of Pension Economics & Finance*, 19 (1): 126-146.
- Le, Anh T., Paul W. Miller, Wendy S. Slutske et Nicholas G. Martin. 2011. «Attitudes Towards Economic Risk and the Gender Pay Gap», *Labour Economics*, 18 (4): 555-561.
- Light, Audrey, et Taehyun Ahn. 2010. «Divorce as Risky Behavior», *Demography*, 47 (4): 895-921.
- López García, Italo. 2015. «Human Capital and Labor Informality In Chile: A Life-Cycle Approach», RAND Working Paper WR-1087. Santa Monica: RAND Corporation.
- Madeira, Carlos. 2021. «The Long Term Impact of Chilean Policy Reforms on Savings and Pensions», *Journal of the Economics of Ageing*, 19 (juin): article n° 100326. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2352340921004364?via%3Dihub>.
- McKiernan, Kathleen. 2021. «Social Security Reform in the Presence of Informality», *Review of Economic Dynamics*, 40 (avril): 228-251.
- Mesa-Lago, Carmelo. 1996. «Las reformas de las pensiones en América Latina y la posición de los organismos internacionales», *Revista de la CEPAL*, 60 (décembre): 73-94.
- , et Fabio Bertranou. 2016. «Pension Reforms in Chile and Social Security Principles, 1981–2015», *International Social Security Review*, 69 (1): 25-45.
- Mincer, Jacob A. 1974. «Schooling and Earnings», dans *Schooling, Experience, and Earnings*, publ. sous la dir. de Jacob A. Mincer, 41-63. Cambridge (États-Unis): National Bureau of Economic Research.
- Möhring, Katja. 2015. «Employment Histories and Pension Incomes in Europe: A Multi-level Analysis of the Role of Institutional Factors», *European Societies*, 17 (1): 3-26.
- Morales, Leonardo Fabio, Penny Gordon-Larsen et David Guilkey. 2016. «Obesity and Health-Related Decisions: An Empirical Model of the Determinants of Weight Status across the Transition from Adolescence to Young Adulthood», *Economics & Human Biology*, 23 (décembre): 46-62.
- Neelakantan, Urvi. 2010. «Estimation and Impact of Gender Differences in Risk Tolerance», *Economic Inquiry*, 48 (1): 228-233.
- OIT. 2002. *Sécurité sociale: un nouveau consensus*. Genève: BIT.
- . 2018. «The ILO Multi-Pillar Pension Model: Building Equitable and Sustainable Pension Systems», Social Protection for All Issue Brief, 27 septembre 2018. Genève: BIT.
- Orszag, Peter R., et Joseph E. Stiglitz. 2001. «Rethinking Pension Reform: 10 Myths about Social Security Systems», dans *New Ideas about Old Age Security: Toward Sustainable Pensions Systems in the 21st Century*, publ. sous la dir. de Robert Holzmann et Joseph E. Stiglitz, 17-56. Washington: Banque mondiale.
- Pannenberg, Markus. 2010. «Risk Attitudes and Reservation Wages of Unemployed Workers: Evidence from Panel Data», *Economics Letters*, 106 (3): 223-226.
- Parada-Contzen, Marcela V. 2019. «The Value of a Statistical Life for Risk-Averse and Risk-Seeking Individuals», *Risk Analysis*, 39 (11): 2369-2390.
- . 2020. «Crowding-Out in Savings Decisions, Portfolio Default Adoption and Home Ownership: Evidence from the Chilean Retirement System», *Review of Economics of the Household*, 18 (2): 543-569.
- Paravisini, Daniel, Veronica Rappoport et Enrichetta Ravina. 2017. «Risk Aversion and Wealth: Evidence from Person-to-Person Lending Portfolios», *Management Science*, 63 (2): 279-297.
- Perticará, Marcela, et Ivonne Bueno. 2009. «A New Approach to Gender Wage Gaps in Chile», *CEPAL Review*, 99 (décembre): 131-147.

- Pollmann, Daniel, Thomas Dohmen et Franz Palm. 2012. «Robust Estimation of Wage Dispersion with Censored Data: An Application to Occupational Earnings Risk and Risk Attitudes», IZA Discussion Paper No. 6447. Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Ponthieux, Sophie, et Dominique Meurs. 2015. «Gender Inequality», dans *Handbook of Income Distribution: Volume 2A*, publ. sous la dir. d'Anthony B. Atkinson et François Bourguignon, 981-1146. Amsterdam: Elsevier.
- Pratt, John W. 1964. «Risk Aversion in the Small and in the Large», *Econometrica*, 32 (1-2) 122-136.
- Rust, John, et Christopher Phelan. 1997. «How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior in a World of Incomplete Markets», *Econometrica*, 65 (4): 781-831.
- Sahm, Claudia R. 2012. «How Much Does Risk Tolerance Change?», *Quarterly Journal of Finance*, 2 (4): 1-38.
- Schildberg-Hörisch, Hannah. 2018. «Are Risk Preferences Stable?», *Journal of Economic Perspectives*, 32 (2): 135-154.
- Schmidt, Lucie. 2008. «Risk Preferences and the Timing of Marriage and Childbearing», *Demography*, 45 (2): 439-460.
- Spivey, Christy. 2010. «Desperation or Desire? The Role of Risk Aversion in Marriage», *Economic Inquiry*, 48 (2): 499-516.
- Sundén, Annika E., et Brian J. Surette. 1998. «Gender Differences in the Allocation of Assets in Retirement Savings Plans», *American Economic Review*, 88 (2): 207-211.
- Valdés, Salvador, et Rodrigo Cifuentes Santander. 1990. «Previsión obligatoria para la vejez y crecimiento económico», document de travail n° 131. Santiago: Instituto de Economía, Université catholique pontificale du Chili.
- , et Gonzalo Edwards. 1996. «Jubilación en los sistemas pensionales privados», document de travail n° 182. Santiago: Instituto de Economía, Université catholique pontificale du Chili.
- Valdés-Prieto, Salvador. 1994. «Administrative Charges in Pensions in Chile, Malaysia, Zambia, and the United States», Policy Research Working Paper Series 1372. Washington: Banque mondiale.
- van der Klaauw, Wilbert, et Kenneth I. Wolpin. 2008. «Social Security and the Retirement and Savings Behavior of Low-Income Households», *Journal of Econometrics*, 145 (1-2): 21-42.
- Vara, María Jesús. 2013. «Gender Inequality in the Spanish Public Pension System», *Feminist Economics*, 19 (4): 136-159.
- Wagner, Gert. 1991. «La seguridad social y el programa de pensión mínima garantizada», *Estudios de Economía*, 18 (1): 33-91.
- Walker, Eduardo. 1991. «Desempeño financiero de las carteras de renta fija de los fondos de pensiones ¿Es desventajoso ser grande?», document de travail n° 136. Santiago: Instituto de Economía, Université catholique pontificale du Chili.
- Yang, Zhou, Donna B. Gilleskie et Edward C. Norton. 2009. «Health Insurance, Medical Care, and Health Outcomes: A Model of Elderly Health Dynamics», *Journal of Human Resources*, 44 (1): 47-114.
- Zhao, Rui, et Yaohui Zhao. 2018. «The Gender Pension Gap in China», *Feminist Economics*, 24 (2): 218-239.