



HAL
open science

Les systèmes de retraite, le couple et les inégalités de genre à la retraite

Julie Tréguier, Carole Bonnet, Aline Lavigne, Dominique Meurs

► To cite this version:

Julie Tréguier, Carole Bonnet, Aline Lavigne, Dominique Meurs. Les systèmes de retraite, le couple et les inégalités de genre à la retraite : Thèse de doctorat en Sciences économiques. Sciences de l'Homme et Société. Université Paris X Nanterre, 2022. Français. NNT: . tel-03931360

HAL Id: tel-03931360

<https://hal.science/tel-03931360>

Submitted on 9 Jan 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Membre de l'université Paris Lumières

Julie TRÉGUIER

Les systèmes de retraite, le couple et les inégalités de genre à la retraite

Thèse présentée et soutenue publiquement le 30/05/2022
en vue de l'obtention du doctorat de Sciences économiques
de l'Université Paris Nanterre

sous la direction de Mme Dominique MEURS (Université Paris Nanterre)
et de Mme Anne LAVIGNE (codirectrice, COR)
et de Mme Carole BONNET (codirectrice, Ined)

Jury :

Rapporteur :	M. Didier BLANCHET	Administrateur, Insee
Rapporteur :	M. Antoine BOZIO	Maître de conférences, EHESS-PSE
Membre du jury :	Mme Marion GOUSSÉ	Université Laval et CREST-Ensaï
Membre du jury :	M. Grégory PONTIÈRE	Professeur, Université Catholique de Louvain

ÉCOLE DOCTORALE : ED 396 – Économie, organisation, société

THÈSE

pour obtenir le grade de
Docteur en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 30 mai 2022 par

Julie TRÉGUIER

LES SYSTÈMES DE RETRAITE, LE COUPLE ET LES INÉGALITÉS DE GENRE À LA RETRAITE

Doctorat de l'Université Paris Nanterre,
préparé au sein du laboratoire Economix,
sous la direction de Dominique MEURS, Anne LAVIGNE et Carole BONNET

Composition du jury :

Rapporteurs

Didier BLANCHET Administrateur, Insee
Antoine BOZIO Maître de conférences, EHESS-PSE

Examineur·rice·s

Marion GOUSSÉ Université Laval et CREST-Ensaï
Grégory PONTIÈRE Professeur, Université Catholique de Louvain

Directrices

Carole BONNET Directrice de recherche, Ined
Anne LAVIGNE Professeure des Universités et responsable des études au SG-COR
Dominique MEURS Professeure, Université Paris Nanterre



Remerciements

Je termine cette thèse avec le sentiment amusé de ne pas avoir vécu une expérience traditionnelle d'initiation à la recherche. Alors que l'on m'avait mise en garde contre la concurrence parfois déloyale de ce milieu, je réalise que j'ai eu la chance exceptionnelle de vivre les trois dernières années et demi entourée de personnes bienveillantes. Je voudrais donc remercier celles qui ont rendu mon expérience de thèse si enthousiasmante.

Mes remerciements vont d'abord à mes trois directrices de thèse Carole Bonnet, Anne Lavigne et Dominique Meurs. Merci de la confiance qu'elles m'ont accordée lorsque je les ai sollicitées pour diriger ma thèse, puis de leurs encouragements et leur disponibilité tout au long de cette dernière. Leurs conseils et leurs relectures méticuleuses m'ont été très précieux tout au long de cette période d'apprentissage. Leur complémentarité a été pour moi l'assurance de pouvoir compter sur un jugement de qualité et de bénéficier d'un soutien pluriel.

Je remercie ensuite Didier Blanchet et Antoine Bozio d'avoir accepté de rapporter cette thèse. Merci à Didier d'avoir éveillé ma curiosité pour les systèmes de retraite. Ses travaux ont été parmi mes premières lectures académiques lorsque j'ai débuté sur mon poste de chargée d'études sur les retraites à la Drees. Je mesure donc ma chance de l'avoir comme coauteur de l'un des chapitres de cette thèse. Merci à Antoine de m'avoir offert un contrat de travail à l'IPP en complément de mon allocation doctorale, puis de m'avoir associée au groupe de travail sur les retraites du NBER. J'ai ainsi eu l'immense plaisir de bénéficier à deux reprises de ses conseils en tant que coauteur. Sa rigueur intellectuelle et sa finesse d'esprit ont largement contribué à mon apprentissage de la recherche. Merci aussi de son écoute et de ses encouragements dans les moments de doute, et de ses recommandations, dont j'ai pu faire bon usage.

Merci enfin à Marion Goussé et Grégory Ponthière d'avoir accepté de participer au jury de cette thèse. Leurs conseils lors de la pré-soutenance ont résolument participé à son amélioration et sont sources de réflexion pour de futures recherches.

J'ai eu la chance de réaliser ma thèse dans un contexte académique exceptionnel. J'ai partagé mon temps entre l'Ined où j'ai bénéficié de l'émulation d'une recherche pluridisciplinaire, l'IPP où des économistes passionnés m'ont partagé leur expérience et la Drees qui a apporté à cette thèse un objectif d'éclairage des politiques publiques.

Ce travail n'aurait pas été possible sans le soutien humain, matériel et financier de mon institution principale d'accueil : l'Ined. Je remercie toutes les personnes du service informatique et du service PLP de leur disponibilité et leur capacité à résoudre mes problèmes matériels, ainsi que la délégation doctorale, les responsables des ateliers doctoraux et les

représentant·e-s des doctorant·e-s de leur investissement auprès de ces dernier·ière-s. J'ai eu le plaisir d'évoluer dans l'unité démographie économique. Je tiens d'abord à remercier Sandrine Kochersperger puis Carole Gabillet, qui m'ont sortie de plus d'une impasse administrative, de leur disponibilité et du soin qu'elles ont apporté à la réponse à mes multiples sollicitations. Mes remerciements vont ensuite à l'ensemble des chercheur·e-s de l'unité de m'avoir accueillie dans une équipe dynamique et bienveillante. Merci en particulier à Emmanuelle Cambois, Roméo Fontaine, Marion Leturcq et Anne Solaz d'avoir répondu à mes questions ou relu certains de mes travaux et chacun·e encouragée à leur manière. Je tiens enfin à remercier très chaleureusement les personnes avec qui j'ai partagé mon quotidien à l'Ined. Leur solidarité a été une force pour affronter les défis, leur gentillesse, une source de réconfort, et leur empathie a embelli les victoires. Merci à Pierre-Louis Bithorel, Mona Claro, Marie-Caroline Compans, Pierre Eloi, Julie Fromentin, Benjamin Marteau et Jonas Poucineau avec qui j'ai eu le plaisir de partager mon bureau. Merci à mes acolytes de cohorte Constance Beaufls, Marta Facchini et Marta Veljkovic. Merci aux *ancien·ne-s* doctorant·e-s Khaoula Ben Messaoud, Amélie Carrère, Amélie Charruault, Pierre-Antoine Chauvin, Gaëlle Meslay, Maxime Lescurieux, Tania Lejbovicz, Fanny Malègue, Marine Quennehen et Manon Torres tout autant qu'aux plus *jeunes* Liam Balhan, Léa Cimelli, Justine Chaput, Juliette Congy, Angèle Jannot, Capucine Rauch, Alix Sponton, Yasmine Tuffy et Lucie Wicky. Je n'oublie pas Robin Antoine, Constance Hemmer, Steaven Lam et Martyna Wojcik.

Je remercie toute l'équIPP de m'avoir intégrée dans leur collectif de travail aussi stimulant que sympathique. J'ai eu un grand plaisir à collaborer avec les un·e-s, découvrir les recherches des autres, profiter des conseils avisés de chacun·e et de l'ambiance conviviale entretenue par tou·te-s. Merci donc à celles et ceux que j'ai eu la chance de croiser le plus souvent, avant que le Covid-19 ne nous contraigne à prendre nos distances : Laurent Bach, Nagui Bechichi, Benjamin Belrhomari, Mahdi Ben Jelloul, Paul Dutronc-Postel, Brice Fabre, Arthur Guillouzouic, Chloé Lallemand, Claire Leroy, Clément Malgouyres, Elsa Perdrix, Audrey Rain, Delphine Roy, Joyce Sultan, Léa Toulemon et Youssef Souidi. Un merci particulier à Sophie Cottet de m'avoir si bien accueillie lors de mon installation dans le bureau R3-16. Un autre à Marion Monnet que j'ai eu grand plaisir à retrouver à l'Ined. Et enfin, un immense merci à Maxime Tô dont la patience et les encouragements m'ont portée bien plus loin que je n'aurais jamais pensé aller. Ses qualités de pédagogue, son inventivité et ses conseils précieux ont été extrêmement formateurs. Je mesure la chance que j'ai eue de bénéficier de son expérience et de sa bienveillance.

Afin d'accéder à certaines des données utilisées dans ma thèse, j'ai eu un très grand plaisir à retrouver les plus ancien·ne-s du bureau « Retraites » de la Drees, et y rencontrer de nouvelles personnes. Merci à Franck Arnaud de m'avoir (ré)accueillie et à Fanny Chartier, Gabin Langevin et Agnès Lièvre puis à Mathias Cousin, Alexandra Ferret, Tariég Guenine, Véro-

nique Guiberteau, Romain Guirriec, Serge Herbillon-Leprince, Pauline Meinzel et Clément Rousset de nos discussions stimulantes autour d'un café et de m'avoir au moins une fois chacun.e prêté leur bureau. J'en profite pour glisser un petit mot pour les plus ancien-ne-s encore. Merci à Christel Collin, Cindy Duc et Gwennaël Solard de m'avoir fait confiance pour intégrer une première fois le bureau en juillet 2015. Un immense merci à Henri Martin qui m'y a rejoint quelques semaines plus tard d'avoir fait naître chez moi l'envie de faire de la recherche. Merci ensuite à Amélie Carrère, déjà lancée dans l'aventure, de m'y avoir encouragée et montré l'exemple. Merci enfin à Patrick Aubert d'avoir relu le projet que j'avais alors soumis à l'Ined. Merci aussi à ceux qui n'étaient là ni à l'arrivée ni au retour, mais à qui j'ai eu plaisir à parler de mes recherches à d'autres occasions : Pierre Cheloudko et Paul-Eliot Rabe-sandratana. Merci aux personnes du bureau voisin de leurs encouragements : Elisa Abassi, Elika Athari, Mathieu Calvo, Anthony Caruso, Opale Echegu, et Céline Leroy. Et en particulier à Lucile Richet-Mastain dont la bienveillance et le soutien ainsi que la présence dans les locaux de la Drees tous les vendredis du deuxième confinement national pour lutter contre l'épidémie de Covid-19 ont été salvateurs. Merci enfin à Isabelle Prat, venue d'un bureau plus lointain, dont les conseils et les encouragements ont été une force pour avancer dans la thèse.

J'ai également une pensée pour toutes les connaissances que j'ai faites au fil des nombreux rassemblements nationaux pour la recherche sur les retraites et le vieillissement. J'espère que les personnes que je prends plaisir à croiser à chacun de ces événements et dont les échanges ont nourri ma recherche se reconnaîtront. Merci en particulier à Julie Rochut, qui m'a offert la discussion au cours de laquelle j'ai décidé de postuler à une allocation doctorale. Merci également à Marianne Tenand de ses encouragements. Je me réjouis de notre future collaboration.

C'est dans cet environnement que j'ai eu la chance de croiser le chemin de Julien Bergeot. Ses remarques pertinentes sur plusieurs chapitres de cette thèse ont largement participé à l'améliorer. Mais c'est sa bienveillance, ses encouragements et son partage d'expérience qui ont fait de lui mon grand frère de thèse. J'espère que nous aurons bientôt l'occasion d'entamer notre collaboration, première d'une longue série.

Je termine ma liste de remerciements « professionnels » par Simon Rabaté. Sa rigueur intellectuelle, son altruisme, son enthousiasme et son honnêteté ont fait de nos premières collaborations une expérience extrêmement enrichissante. Je tiens à lui dire un immense merci des opportunités qu'il m'a offertes mais aussi de son écoute et de ses encouragements qui m'ont aidée à avancer plus sereinement dans la thèse. Son exigence, au même titre que sa bienveillance, font que je me réjouis déjà de nos futurs projets de recherche communs.

Alors que certaines des personnes précitées on déjà basculé de ce côté de la frontière, je

consacre la dernière partie de mes remerciements à mes proches.

Merci d'abord à mes ami·e·s de leur soutien indéfectible tout au long de cette thèse, mais aussi de me rappeler que l'essentiel est ailleurs. Un immense merci à Anne-Sophie, Chloé, Élisabeth, Erwann et Laure-Élise, à la fine équipe Florian, Gabriel et Laura et aux Ensaip-tions Blandine, Cécile, Charles, Caroline J., Flore, François, Ludovic, Pauline, Sophie, Thomas, Yoann, Yolaine et Vinod. Je remercie plus particulièrement celles et ceux qui ont su trouver les mots ou les activités distrayantes dans les moments les plus difficiles mais surtout avec qui partager mes succès m'a apporté une joie totale : Caroline, Fiona, Flavien et Tommy. Merci encore à Caroline pour ses remarques pertinentes sur l'un des chapitres de cette thèse.

Un grand merci à mes parents, ma sœur et ma grand-mère. Retourner les voir régulièrement en bord de mer a été l'un des piliers de mon équilibre. Merci également à Arnaud, Francine et Michel de leurs encouragements et encore à Francine pour ses relectures minutieuses de certaines parties de cette thèse.

Enfin, merci infiniment à Fabien de me rendre la vie si belle.

Guide de lecture

Cette thèse est composée de cinq chapitres, chacun d'eux explorant des questions de recherche spécifiques. Chaque chapitre a été rédigé de manière à pouvoir être lu de manière indépendante. L'introduction générale présente le contexte global dans lequel s'inscrit la thèse et vise à fournir une vue d'ensemble des questions auxquelles cette thèse entend apporter des éléments de réponse. La thèse se termine par une conclusion générale qui résume ses principales contributions, expose ses limites et esquisse des pistes pour le prolongement des recherches.

Les chapitres 3 et 4 de cette thèse ont donné lieu à des publications dans des revues à comité de relecture. Les références sont précisées en note de bas de page, associées aux titres des articles concernés. Ces chapitres ne sont pas exempts de critiques mais ont été intégrés à la thèse sous une forme identique à celle publiée. Les propos développés en introduction permettent de les resituer dans le contexte global de la thèse et tentent d'y apporter quelques compléments.

Un sommaire de l'ensemble de la thèse est proposé avant l'introduction. Au début de chaque partie, un sommaire plus détaillé est fourni. Chacun des chapitres est introduit par un résumé rapide. Les annexes se trouvent à la fin de chaque chapitre.

Une liste de l'ensemble des figures et une liste de l'ensemble des tableaux de la thèse se trouvent à la fin du manuscrit.

Une bibliographie générale est fournie en fin de thèse, rassemblant l'ensemble des références mentionnées dans les différents chapitres. Dans le corps de la thèse, le nom des auteur·rice·s et l'année de la publication sont cités dans le texte entre parenthèses. Si les auteur·rice·s sont plus de deux, seul le premier nom est cité, suivi de la mention « et al. » dès le premier appel de référence. S'il y a plusieurs références des mêmes auteur·rice·s publiées la même année, les lettres *a*, *b*, *c*, etc. sont ajoutées après l'année de publication.

La thèse est rédigée en français, à l'exception des chapitres 2 et 5, qui sont, pour leur part, rédigés en anglais.

En espérant que ces quelques indications puissent rendre la lecture plus agréable.

Sommaire

<i>Remerciements</i>	v
<i>Guide de lecture</i>	ix
Introduction générale	1
I HISTORIQUE DE LA RÉVERSION EN FRANCE	31
1 Une histoire des pensions de réversion en France	33
II INÉGALITÉS DE GENRE AU-DELÀ DE LA PENSION MOYENNE	113
2 Measuring widowhood duration. Theoretical developments and empirical evidence from France	115
3 Départ à la retraite : femmes et hommes prennent-ils les mêmes décisions?	157
III ÉVALUATION DE RÉFORMES DES DROITS CONJUGAUX	211
4 Évolutions des pensions de réversion : une première approche des effets redistributifs	213
5 Labor Supply Effects of Survivor Insurance: Evidence from Restricted Access to Survivor Benefits in the Netherlands	249
Conclusion générale	301
Bibliographie	307
<i>Liste des tableaux</i>	330
<i>Liste des graphiques</i>	333

Introduction générale

Les régimes de retraite publics ont été mis en place dans les États-providence au tournant du XXème siècle. Selon le législateur, leur objectif était de couvrir le risque vieillesse des travailleurs. Or, le couple, et en particulier dans sa forme traditionnelle, amène les individus à se partager entre carrière professionnelle (pour les hommes) et carrière domestique (pour les femmes). Les conséquences d'une telle division du travail sont une moindre acquisition de droits à la retraite pour les femmes et une moindre flexibilité dans leur décision de départ à la retraite. Afin de couvrir également la population féminine, les systèmes de retraite ont été dotés de droits conjugaux, dont bénéficient les femmes suite au décès de leur conjoint. Avec l'individualisation des parcours de vie et la participation croissante des femmes au marché du travail, ces droits ne seraient plus l'unique source de revenu des veuves et donc éventuellement moins nécessaires.

Dans cette introduction nous revenons d'abord sur les raisons économiques de la vie en couple et sur les caractéristiques de cette dernière, puis sur sa prise en compte par les systèmes de retraite. Nous proposons ensuite un état des lieux des inégalités de genre à la retraite et identifions les angles morts – académiques et de politiques publiques – de ces inégalités. Enfin, nous présentons les différents chapitres constituant la thèse.

1 Les systèmes de retraite et le couple

1.1 Le couple, lieu de protection et de négociation entre les individus

Les raisons économiques de la vie en couple

D'un point de vue économique, le couple est un partenariat qui se donne comme objectif une *production* et une *consommation* jointes (Browning *et al.*, 2014). La vie en couple, notamment dans le cadre du mariage, est alors source d'avantages au sens de l'augmentation de l'utilité de chacun des partenaires qu'elle permet, comparativement à une situation où chacun des deux membres serait célibataire.

Tout d'abord, le couple permet le partage des biens collectifs. Certains biens de consommation peuvent en effet être partagés entre les partenaires. L'utilité est augmentée car les deux membres du couple peuvent consommer davantage que s'ils avaient dû assurer chacun de leur côté la consommation du bien qu'ils partagent dans le couple¹. L'exemple le plus répandu est le logement. Ainsi, en 2013 en France, les personnes ayant été sans logement personnel sont plus souvent des célibataires ou des divorcés (Laferrère *et al.*, 2017).

¹Cela suppose que l'augmentation de l'utilité marginale du bien collectif est profitable aux deux partenaires.

Ensuite, le couple peut partager les risques. Les deux membres ont un intérêt à s'offrir une assurance mutuelle. Grâce à la possibilité pour un conjoint de transférer un bien de consommation à l'autre, en cas de risque avéré (perte de *revenu*), l'utilité du couple est supérieure à celle de la situation dans laquelle chaque membre devrait prendre en compte, seul, l'éventualité que le risque se réalise² (aversion au risque). [Haan and Prowse \(2017\)](#) montrent par exemple que le niveau d'assurance chômage nécessaire à un couple marié est moindre que celui nécessaire pour couvrir le risque porté par les célibataires.

Enfin, le couple bénéficie de rendements croissants³ et de la division du travail. Si on fait l'hypothèse que la quantité produite d'un bien varie d'une proportion plus grande que la variation de temps qui y est consacrée (rendements d'échelle), l'utilité des membres du couple est plus grande s'ils consacrent majoritairement leur temps à des tâches distinctes, plutôt que de partager équitablement l'ensemble des tâches du foyer. Traditionnellement, un partage est opéré entre le travail domestique (pour les femmes) et le travail rémunéré (pour les hommes). Empiriquement, il a été montré qu'il existait une prime au mariage pour les salaires des hommes (*male marital wage premium*) et une pénalité de la maternité pour les salaires des femmes (*female motherhood wage penalty*) ([de Linde Leonard and Stanley, 2015](#); [Killewald and Gough, 2013](#); [Ludwig and Brüderl, 2018](#)).

Le « *marriage wealth premium* » ([Lersch, 2017](#)) désigne alors un bénéfice de second ordre de la vie en couple marié. Du fait du partage des biens collectifs, du partage des risques et de la division du travail, les conjoints peuvent épargner davantage que les personnes seules. Leur épargne est supérieure à celles des célibataires à la fois au global, c'est à dire au niveau du ménage, et individuellement (même si le surplus d'accumulation de patrimoine est moindre pour les femmes que pour les hommes). Cela participe en retour à accroître la capacité des couples à lisser leur niveau de vie en cas d'accident, grâce à la capacité de désépargne de leur patrimoine liquide.

L'ensemble de ces éléments, dont la liste n'est pas exhaustive, sont autant d'explications pour comprendre la meilleure qualité de vie des individus vivant en couple (mariés), du point de vue financier et de celui de la santé. Ainsi, d'après les chiffres de l'Insee, en 2018, le niveau de vie des personnes seules est de 24 % inférieur à celui des personnes vivant en couple sans enfant ([Insee, 2020](#)). L'écart est plus important encore dans les foyers avec enfant : les familles monoparentales ont un niveau de vie moyen 30 % inférieur à celui des couples avec enfant. Conséquence directe de ce constat, la proportion de personnes seules a un taux de pauvreté triple par rapport aux ménages vivant en couple et sans enfant (taux de pauvreté de 20 % et de 7 %, respectivement). L'écart est encore plus grand dans les mé-

²Cela suppose que les deux membres du couples ne subissent pas le risque en même temps.

³On dit qu'une production se fait à *rendements croissants* quand le coût moyen de production diminue au fur et à mesure que la quantité produite augmente.

nages avec enfant. Il est de 20 points de pourcentage avec un taux de pauvreté de 35 % dans les familles monoparentales contre 13 % dans les ménages formé d'un couple avec enfant.

Les couples bénéficient également d'une meilleure santé et d'une espérance de vie plus longue que celle les personnes vivant seules. À l'aide d'une méta-analyse, [Manzoli et al. \(2007\)](#) montrent que les personnes mariées ont un moindre risque de mortalité par âge que celles qui sont célibataires, divorcées ou veuves. Dans leur revue de la littérature, [Hank and Steinbach \(2018\)](#) mettent en évidence que la structure famille a un impact sur la santé des individus et que le mariage a notamment un effet protecteur sur la santé.

Mentionnons néanmoins que les personnes en couple correspondent, en moyenne, à celles dont les caractéristiques sont favorables en matière de revenu ou de santé. Les individus en couple sont « sélectionnés » parmi l'ensemble de la population, ce qui explique en partie leurs différences avec le reste de la population. En économie théorique du mariage, on dit que les personnes célibataires « cherchent » un conjoint et sélectionnent le meilleur (*search*). Ce phénomène est accentué par le fait que les paires formées *in fine* (*matching*) se ressemblent plus que si l'appariement était le résultat du hasard (*assortative mating*). Enfin, les divorces, les séparations et le veuvage dégradent les finances et la santé des individus ([Bonnet et al., 2021](#); [Sbarra et al., 2015](#); [Siflinger, 2017](#)).

Le partage du travail au sein du couple

Les raisons économiques seules ne suffisent pas à expliquer que le couple est le mode majoritaire d'organisation de la vie à l'âge adulte. L'altruisme ou la norme que représente le couple dans la société en sont d'autres déterminants. Or, ces derniers légitiment et entretiennent des inégalités de genre au sein des couples, notamment à travers le partage du travail entre les deux conjoints.

D'un point de vue économique, le gain inhérent à la situation conjugale dépend en fait de la *transférabilité* de l'utilité. Théoriquement, cela signifie qu'une mesure de l'utilité (l'argent) que retire chacun des partenaires des différentes actions possibles au sein du mariage puisse changer de main entre les partenaires et opérer – par la même occasion – le transfert d'utilité associé. Empiriquement, cela pourrait se traduire par le fait qu'il est possible de mesurer ce que vaudrait – en termes monétaires – le travail domestique d'un des partenaires ou bien sa capacité à intégrer le marché du travail avec une bonne rémunération⁴.

Par ailleurs, l'*altruisme* contribue à l'intérêt de maintenir une vie en couple pour les individus dans le sens où ceux qui sont altruistes tireraient une utilité de l'amélioration de la situation de leur partenaire ([Becker, 1981](#)). Cette hypothèse théorique permet notamment

⁴Le concept de travail domestique a notamment été introduit par [Grossbard-Shechtman \(1984\)](#), sous le nom de « travail dans le ménage » (*Work-in-Household*, WiHo).

de comprendre l'existence du modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressources (*single male breadwinner*) dans lequel le « chef de famille » contrôle les ressources de la famille qu'il décide de transférer aux différents membres et dont il retire un intérêt supérieur au fait de les garder pour lui.

Enfin, il semble que le choix de la vie en couple corresponde à une mise en conformité avec les normes de la société. D'une part, le couple est valorisé par l'État⁵ car il est une forme d'organisation de la vie à l'âge adulte peu coûteuse (avec entre autres le partage des risques ou la meilleure santé). De plus, la fonction de reproduction a longtemps été rattachée au mariage. La reconnaissance publique, officielle, religieuse du mariage assurait la légitimité de la filiation. D'autre part, les personnes en couple sont mieux intégrées socialement, tant sur le plan des relations sociales que de la participation à l'univers des loisirs et de la consommation (Gaymu and Springer, 2012). Cette norme de l'organisation de la vie à l'âge adulte qu'est le couple est plus précisément celle d'un couple dans lequel la femme prend majoritairement en charge les tâches domestiques (Roseneil *et al.*, 2020).

Le phénomène de spécialisation, qui permet au couple de bénéficier des rendements croissants en divisant le travail se traduit ainsi empiriquement par des inégalités de genre dans la répartition des tâches. Les arrangements entre famille et travail reposent en effet majoritairement sur les femmes (Pailhé and Solaz, 2010). Cette division genrée du travail, entretenue par la segmentation du marché du travail, est en retour source d'inégalités professionnelles entre les femmes et les hommes. En particulier, les naissances entraînent pour les mères des pertes de rémunération annuelle liées à des ajustements sur leur temps de travail (Kleven *et al.*, 2019; Meurs and Pora, 2019). Ce n'est pas le cas pour les pères.

Ces inégalités, qui se cumulent tout au long du cycle de vie, représentent une source de risque économique plus grande pour les femmes que pour les hommes. D'une part, le cumul, tout au long de la carrière, des inégalités professionnelles, se traduit par des inégalités de retraite, du fait de la contributivité des régimes (Ponthieux and Meurs, 2015). Ainsi, tout au long de leur vie, les femmes sont plus exposées aux risques inhérents à l'arrêt de la protection *a priori* fournie par la vie en couple. Les chocs économiques que sont les ruptures d'union vont impacter leurs ressources et risquer de les faire tomber dans la pauvreté, plus souvent que les hommes. C'est le cas pour les divorces (Bonnet *et al.*, 2021). Les inégalités de genre à la retraite suggèrent que les mêmes mécanismes peuvent s'appliquer aux cas de veuvage. Comment l'État-providence prend-t-il le couple en compte dans la protection contre

⁵Avec une fiscalité avantageuse, par exemple. En France, le « quotient conjugal » avantage les couples unis légalement (par le mariage ou un partenariat civil) dont les revenus sont inégaux. En effet, ceux-ci bénéficient d'une imposition plus favorable que si l'on calculait les impôts de leurs membres séparément : l'attribution d'une « part » par conjoint revient à imposer le revenu moyen des membres du couple, et donc à atténuer l'imposition du plus haut revenu.

le risque vieillesse?

1.2 La prise en compte du couple dans les systèmes de retraite

La protection des vieux travailleurs et des vieilles travailleuses contre le risque vieillesse

Les régimes de retraite publics ont été mis en place dans les États-providence au tournant du XX^{ème} siècle. En France, d'après le législateur, le système de retraite avait pour objectif d'assurer les vieux travailleurs contre le risque vieillesse (Laroque, 2020), notamment en pourvoyant des ressources suffisantes aux individus vieillissants. La volonté de couvrir aussi la population féminine, pourtant moins présente sur le marché du travail à l'époque, s'est traduite par l'adoption de règles différenciées selon genre. Ainsi, au moment de la généralisation de la Sécurité Sociale, l'âge minimal de la retraite est par exemple établi à 55 ans pour les femmes et 60 ans pour les hommes. Depuis lors, le respect du principe de non discrimination imposé par la Cour de Justice de l'Union européenne et les multiples réformes des retraites ont modifié les modalités de la protection publique des femmes et des hommes contre le risque vieillesse.

Bien qu'organisés au niveau national, l'intervention d'organisations européennes ou mondiales participe à une harmonisation internationale des systèmes de retraite. Ainsi, ces organisations peuvent faire des recommandations aux différents États-providence. Dans un rapport de 2019, l'OCDE préconise par exemple de supprimer les pensions de réversion⁶ et de les remplacer par des prestations veuvage temporaires. Par ailleurs, la Cour de Justice de l'Union européenne impose le principe de non discrimination et donc l'égalité de traitement entre les femmes et les hommes par les systèmes de retraite. Certains États membres ont procédé à des réformes afin d'entrer en conformité avec la loi. En 1997 et en 1999, respectivement, la Belgique et l'Allemagne ont notamment augmenté l'âge légal de retraite des femmes pour qu'il atteigne celui des hommes (Geyer and Welteke, 2021). En France, cela s'est traduit par l'introduction de la possibilité pour les parents de partager les droits retraite acquis au titre de l'éducation de leurs enfants (2010), ou la suppression du maximum de réversion pour les veufs dans le régime de la Fonction publique (2003).

Par ailleurs, les réformes ayant eu lieu durant les dernières décennies ont contribué à renforcer le lien entre les cotisations et les prestations des systèmes de retraite. Par exemple, la Suède en 1990 puis l'Italie entre 1992 et 2004, ou encore la Norvège en 2011 ont adopté un modèle à cotisations définies⁷. En 2020, en France, une réforme du système de retraite français a fait l'objet d'un projet de loi, adopté en première lecture par l'Assemblée nationale. Ce dernier prévoyait une réforme du système vers un modèle à cotisations définies,

⁶Partie de la pension d'un affilié reversée au conjoint survivant suite à son décès.

⁷Dans les systèmes à cotisations définies, la pension de retraite servie aux retraités est exprimée en fonction des cotisations versées pendant la carrière.

mais celle-ci a été mise en pause à la suite de la crise de Covid-19. Généralement, les systèmes de retraite à cotisations définies sont dotés de dispositifs de « solidarité » qui visent à compenser une moindre acquisition de droits à la retraite due à des « aléas de carrière ». La contributivité de ces systèmes n'est donc pas pure dans le sens où il n'y a pas de relation proportionnelle parfaite entre les cotisations versées et le montant de la pension. Les inégalités professionnelles ne sont donc pas fidèlement reproduites lors de la retraite. Au contraire, les dispositifs de solidarité, élaborés dans le but d'atteindre un objectif de réduction des inégalités, contribuent efficacement à réduire les écarts de pension entre certains groupes de la population. C'est notamment le cas entre les femmes et les hommes en Norvège (Halvorsen and Pedersen, 2019). D'autres recherches suggèrent plutôt que l'augmentation de la contributivité des systèmes de retraite en Amérique Latine conduit à augmenter les écarts de pension entre les femmes et les hommes (James *et al.*, 2003). Au global, il semblerait plutôt que la redistribution opérée à la retraite entre les femmes et les hommes, par rapport au niveau d'inégalités observé pendant la carrière professionnelle, dépende de l'existence, de l'ampleur et de l'efficacité de dispositifs corrigeant les écarts des carrières féminines à la « norme » que représenteraient celles des hommes⁸.

Systèmes « professionnalistes », systèmes « individualistes »

Les systèmes de protection sociale des États-providence sont multiples. Pour autant, certaines de leurs caractéristiques permettent de les organiser en différentes typologies. La plus connue est celle de Esping-Andersen (1990), qui catégorise les États-providence entre le modèle libéral (Irlande et Royaume-Uni), le modèle socio-démocrate (pays Scandinaves) et le modèle corporatiste-conservateur (Europe continentale et Europe méditerranéenne). Cette typologie a néanmoins été remise en question par Lewis (1992) qui reproche notamment au sociologue de ne pas avoir tenu compte du genre. Or, selon Lewis, tout développement du concept de sécurité sociale doit intégrer le rapport entre le travail (rémunéré ou non) et la protection sociale. La manière dont est considéré le travail domestique – quasiment exclusivement pris en charge par les femmes à l'époque – par le système de protection sociale permet de classer les États-providence entre ceux qui entretiennent le modèle du *male breadwinner* (Allemagne, par exemple), le modèle familialiste dans lequel une protection supplémentaire est apportée aux couples de parents pour leurs enfants (France, par exemple) ou celui à deux pourvoyeurs de ressources (Suède par exemple).

⁸Notons cependant qu'une telle organisation, même efficiente, fait apparaître une nouvelle source d'inégalité entre les individus. Celle qui consiste à dire que certains affiliés sont légitimes dans leur acquisition « normale » de droits à la retraite qui leur permet de bénéficier d'une pension d'un montant suffisant tandis que les autres doivent être soutenus par des dispositifs spéciaux du système, car ils n'ont pas pu le faire par leurs propres moyens.

Pour le cas particulier des systèmes de retraite, [Palier \(2014\)](#) propose de distinguer quatre types de pays : les systèmes bismarckiens anciens (Europe continentale), les pays bismarckiens de deuxième génération (pays Scandinaves), les systèmes multi-piliers (Danemark, Pays-Bas entre autres) et les systèmes résiduels anglo-saxons (Irlande, États-Unis). Or, les systèmes de retraite ont pour objectif de couvrir l'ensemble de la population. En particulier, il semble que la perspective du genre permette de saisir des orientations différentes des États-providence quant à la protection du groupe des femmes, dont le rôle social était fortement différencié de celui des hommes à l'époque de la mise en place de ces systèmes. L'analyse de la prise en compte des relations conjugales par les régimes de retraite, nous permet d'opposer les systèmes dits « professionnalistes » aux systèmes plus « individualistes ». Ces deux types de systèmes ont en effet adopté des stratégies très différentes pour assurer la population féminine.

Un premier groupe de systèmes de retraite, dits d'inspiration *bismarckienne* (professionnalistes), a organisé la protection des femmes à travers le couple. Ces systèmes, empruntant les techniques de l'assurance, reposent sur le fait que c'est en cotisant que le travailleur ouvre des droits à la protection sociale. Or, à l'époque de leur mise en place, la proportion de femmes participant au marché du travail était très faible. Par ailleurs, le mariage était la forme dominante d'organisation de la vie à l'âge adulte. Les femmes ont donc été dotées de droits à la retraite sur le critère de leur lien conjugal avec l'assuré principal. Ces droits ont pris l'appellation de droits « dérivés ». Autrement dit, les cotisations du travailleur ouvrent des droits pour plusieurs « ayant-droits » : le travailleur lui-même, titulaire principal, et sa femme. Au fil de l'évolution de la société et notamment de l'accroissement de la participation des femmes au marché du travail, des dispositifs de « solidarité », visant à « corriger » les carrières féminines par rapport à celles – de référence – des hommes, ont été intégrés au système. Ils permettent aux individus, et en priorité aux femmes, d'acquérir des droits à retraite au titre de la naissance et de l'éducation d'un enfant. D'autres droits, non directement dédiés aux femmes sont accordés en contrepartie d'un statut « assimilé » à de l'emploi⁹. L'Allemagne, l'Espagne, la France ou l'Italie peuvent être rattachés à ce type de système de retraite.

Dans les seconds, plus « individualistes », l'assurance des femmes est organisée de manière déconnectée du marché du travail. L'éligibilité à la protection sociale retraite publique est basée sur un critère de résidence. Les prestations versées sont forfaitaires, universelles et non contributives. Elles sont généralement financées par des taxes. Ces régimes publics de retraite ne constituent que le premier pilier du système de retraite national, et ne représentent qu'une part, parfois limitée, de la pension totale des assurés. Ils sont usuellement complétés par des régimes professionnels individuels, obligatoires ou non. Ces derniers sont

⁹Ces statuts sont le chômage, l'invalidité, la maladie ou la maternité.

généralement dotés de dispositifs de solidarité et de droits conjugaux à la retraite. Le Danemark, les Pays-Bas ou le Royaume-Uni sont dotés de tels systèmes.

Les dispositifs de « solidarité » et les droits conjugaux à la retraite

Les dispositifs de « solidarité » peuvent être définis comme les droits à la retraite qui ne sont pas acquis en contrepartie de cotisations. Nous distinguons trois types de dispositifs. Premièrement, des droits sont acquis en contrepartie de périodes « assimilées » à de l'emploi. Il s'agit du chômage, de l'invalidité, de la maladie ou de la maternité. Ensuite, certains droits sont « offerts » aux parents – souvent la mère – en contrepartie d'une naissance ou d'une adoption. En France, par exemple, des trimestres sont accordés pour la naissance des enfants à la mère et d'autres à l'un des deux parents (ou à partager) pour l'éducation de ces enfants. De plus, tous les parents de trois enfants ou plus bénéficient d'une majoration de leur pension de retraite de 10 %. Enfin, les minimas de pension sont servis aux individus ayant un niveau de pension de retraite inférieur à un certain seuil. Le niveau de ceux-ci dépend souvent de la durée de carrière.

Les femmes, qui sont pénalisées par la répartition genrée du travail au sein des couples, sont les principales bénéficiaires de ce genre de dispositifs. En France, en 2016, ces derniers représentent en moyenne 22 % de leur pension totale contre 12 % seulement pour les hommes (Cheloudko, 2019). D'après Cheloudko *et al.* (2020), les trimestres accordés en contrepartie de périodes assimilées à de l'emploi représentent 4,1 % de la pension totale des femmes et 4,5 % de celle des hommes. Par contre, les droits accordés en contrepartie de la naissance et de l'éducation d'un enfant bénéficient exclusivement aux femmes à hauteur de 6,5 % de leur pension totale en moyenne. Ces dispositifs contribuent donc à diminuer les écarts de revenus entre les femmes et les hommes à la retraite, par rapport à une situation où les pensions de retraite reproduiraient exactement les inégalités observées sur le marché du travail. Cependant, on peut imaginer qu'il existe une causalité inverse. En apportant une protection au partenaire le plus éloigné du marché du travail (empiriquement les femmes), ces dispositifs entretiendraient indirectement la division du travail genrée au sein des couples.

Les principaux droits conjugaux à la retraite sont les pensions de survivant¹⁰. Elles sont servies aux conjoints des assurés suite au décès de ces derniers. Le montant de ces pensions dépend souvent du montant de la pension du défunt (la pension est égale à une proportion du montant de la pension du défunt) et sont alors appelées des pensions de réversion.

¹⁰Un autre type de dispositif, le complément de pension accordé pour un conjoint dépendant financièrement, est un complément de pension de retraite accordé aux retraités dont la conjointe non retraitée a des revenus sous un certain seuil. Encore en vigueur en Belgique, ils ont été supprimés en 1995 aux Pays-Bas et en 2011 en France.

En 2018, parmi les pays de l'OCDE, en moyenne un retraité sur cinq bénéficiait d'une pension de réversion (OCDE, 2019). Les femmes représentaient 85 % des bénéficiaires. En France, en 2019, 88 % des bénéficiaires d'une pension de réversion sont des femmes. Toujours en France, parmi l'ensemble des bénéficiaires, un quart ne reçoit pas de pension de retraite en contrepartie de droits acquis à titre individuel (pension de droits propres)¹¹.

En moyenne dans les pays de l'OCDE, les pensions de réversion représentent 13 % du total des prestations retraite versées en 2018 (OCDE, 2019). En France, en 2016, les pensions de réversion représentaient en moyenne 24 % de la pension moyenne des femmes et 1 % de celle des hommes (Chartier and Collin, 2020).

Les droits conjugaux contribuent donc à diminuer les écarts de pension de retraite moyenne entre les femmes et les hommes. Cependant, ce dispositif est conditionnel au lien conjugal du bénéficiaire à l'ayant-droit principal et son montant dépend généralement de la pension du conjoint. Il entretient donc financièrement et symboliquement la dépendance de la femme à son mari.

La prise en compte des couples par les systèmes de retraite, via les dispositifs de solidarité, les droits conjugaux à la retraite ou les régimes non contributifs, permet-elle de corriger les inégalités de carrière créés par la division genrée du travail, en pourvoyant aux femmes vieillissantes, autant qu'à leurs homologues masculins, des ressources suffisantes ?

2 Le couple, source d'inégalités de genre à la retraite ?

2.1 Inégalités de genre à la retraite

État des lieux général des inégalités sur le marché du travail et de pension dans l'OCDE

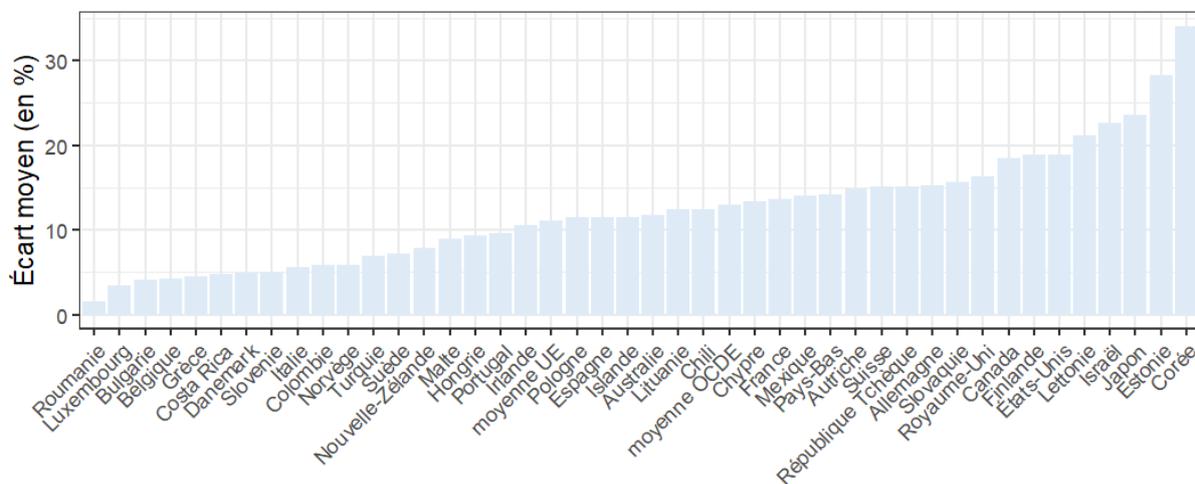
Tous les systèmes de retraite établissent un lien entre les pensions versées et les revenus professionnels passés des individus. Ce lien peut-être direct, dans les systèmes à cotisations définies, ou indirect, dans les systèmes qui font intervenir des éléments de la carrière tels que sa durée ou un revenu de référence dans le calcul des pensions. Il concerne les systèmes de retraite dans leur ensemble, à l'instar des systèmes professionnalistes, ou seulement certains piliers (le deuxième, professionnel, lorsque le régime public de pensions est universel et non contributif). Les inégalités de pension entre les femmes et les hommes trouvent donc leurs racines dans les inégalités professionnelles.

Dans l'ensemble des pays de l'OCDE, la rémunération moyenne des femmes sur le marché du travail est moindre que celle des hommes. En 2018, l'écart moyen de revenu pour les

¹¹ Soit parce qu'ils n'ont pas encore liquidé leurs droits propres, soit parce qu'ils n'ont pas travaillé – du moins en France – ou pas suffisamment longtemps pour recevoir, à ce titre, une pension sous forme de rente.

individus travaillant à temps plein était en effet de 13 % en défaveur des femmes (Graphique 1). En France il était de 13,7 % tandis qu'il s'élevait à 14 % aux Pays-Bas. À cette différence de rémunération entre les femmes et les hommes s'ajoute le fait que les femmes sont moins nombreuses que les hommes à participer au marché du travail. De plus, les femmes qui participent au marché du travail sont plus nombreuses à le faire à temps partiel uniquement. Au global, en 2018, sur la population des 15-64 ans, l'écart de d'emploi en équivalent temps plein entre les femmes et les hommes s'élève en moyenne à 20,3 %, dont 11,1 % d'écart de participation au marché du travail (Graphique 2). En France, les femmes sont 6,9 % moins nombreuses que les hommes à participer au marché du travail et ont un emploi équivalent temps plein 14,3 % plus faible. Aux Pays-Bas, les écarts sont de 8,8 % et 24,1 %, respectivement. Ajoutées les unes aux autres, les inégalités d'emploi et de revenu se cumulent au cours de la vie professionnelle. Ainsi, en France, à 60 ans, l'ensemble des revenus cumulés par les femmes nées en 1934 est près de deux fois inférieur aux revenus cumulés par les hommes de cette génération. Cet écart a légèrement décliné au fil des générations, à mesure que les inégalités sur le marché du travail ont diminué. Pour la génération 1946, cet écart atteint toutefois 36 % (IPP, 2021).

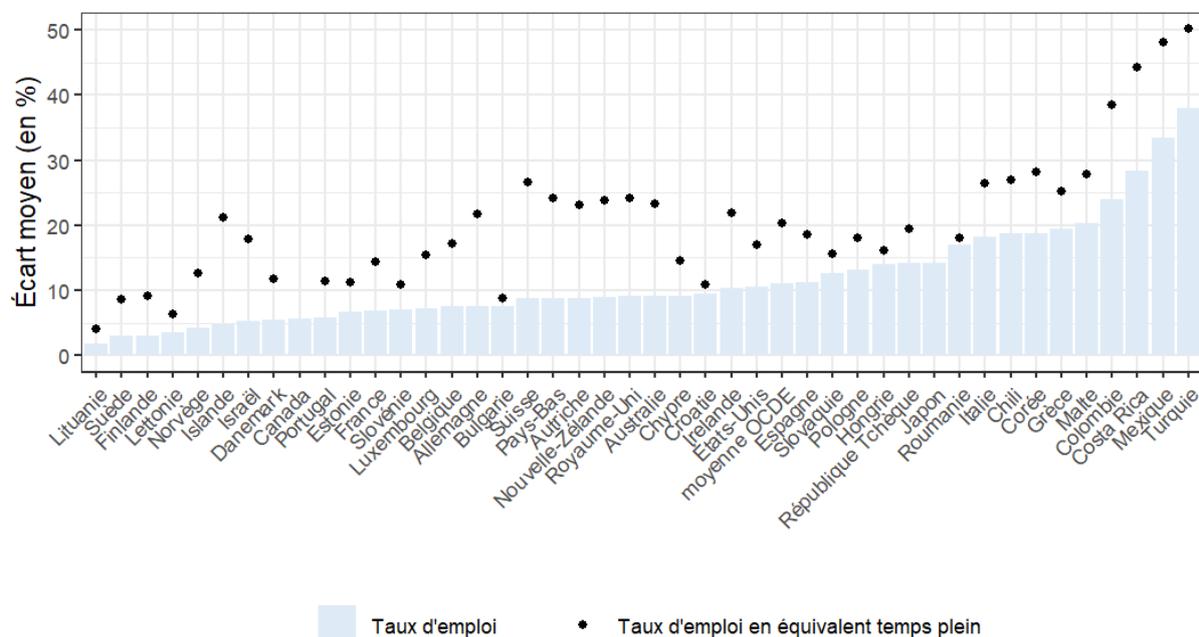
GRAPHIQUE 1 : Écart moyen de rémunération entre les femmes et les hommes



CHAMP : Femmes et hommes âgés de 15 à 64 ans travaillant à temps plein en 2018.
SOURCE : OCDE.

Du fait de la contributivité des systèmes de retraite, ces inégalités professionnelles se traduisent par des inégalités de pension de retraite. En 2015, dans les pays de l'OCDE, l'écart moyen de pension totale entre les femmes et les hommes s'élève à 24 % (Graphique 3). Il est de 33 % en France et de 42 % aux Pays-Bas.

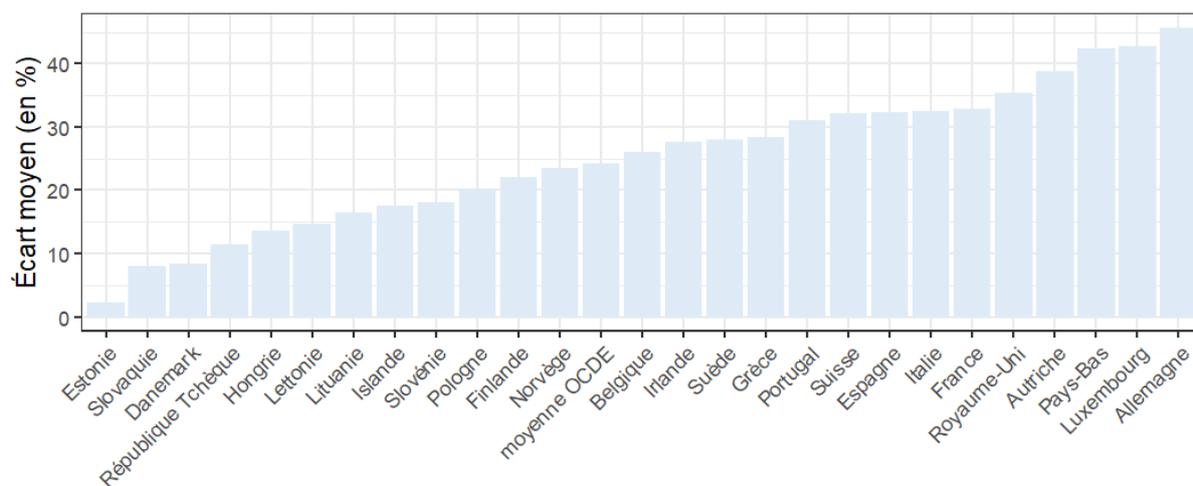
GRAPHIQUE 2 : Écarts moyens de participation au marché du travail et d'emploi équivalent temps plein entre les femmes et les hommes



CHAMP : Femmes et hommes âgés de 15 à 64 ans en 2018.

SOURCE : OCDE.

GRAPHIQUE 3 : Écart moyen de pension de retraite entre les femmes et les hommes



CHAMP : Femmes et hommes âgés de plus de 65 ans en 2015.

SOURCE : OCDE.

Les inégalités de pension de droits propres ...

Les inégalités de pension de retraite entre les femmes et les hommes sont la résultante des inégalités professionnelles observées pendant leurs carrières respectives. L'explication principale des écarts d'emploi et de rémunération entre les femmes et les hommes sur le marché de l'emploi est désormais l'impact des naissances sur les carrières féminines (Kleven *et al.*, 2019; Meurs and Pora, 2019), conséquence de la division genrée du travail au sein des couples. Or, les systèmes de retraite sont dotés de droits familiaux accordés aux mères dans le but de corriger l'impact des naissances sur leurs carrières.

En France, en 2016, les dispositifs de solidarité accordés en contrepartie de la naissance ou de l'éducation des enfants contribuent à augmenter (directement ou indirectement) la pension de droits propres des mères de 12,2 % (Cheloudko *et al.*, 2020). Mais les pères bénéficient également de certains dispositifs (la majoration de pension pour les parents de trois enfants ou plus), qui contribuent à augmenter la pension des hommes de 3 % en moyenne. D'après Bonnet and Rapoport (2020), les droits familiaux remplissent bien leur rôle de compensation de l'impact des enfants sur les droits à pension des femmes. En France, la prise en compte de ces avantages compense presque totalement la moindre acquisition de droits à retraite des femmes attribuable à la naissance ou l'adoption d'enfants, quel que soit le nombre d'enfants. Il semble donc que les différences de pension entre les femmes et les hommes soient davantage le reflet d'inégalités de carrière que les dispositifs de retraite ne parviennent pas à corriger, telles que le temps partiel, les interruptions de carrière, la segmentation de l'emploi (les femmes sont plus nombreuses dans les secteurs d'activité moins rémunérateurs) ou les discriminations dans les rémunérations. Conséquence de leurs pensions de retraite en moyenne plus faibles, les femmes sont également plus nombreuses à bénéficier des minimas de pension que les hommes. En 2016, ces pensions représentaient 6,2 % de leur pension totale de droits propres contre 1,1 % pour les hommes (Cheloudko, 2019).

L'amélioration progressive des carrières féminines et la montée en charge de certains dispositifs de solidarité¹² contribue à réduire les écarts de pension entre les femmes et les hommes. Ainsi, si l'on compare les écarts de revenus cumulés à 60 ans aux écarts de pension à liquidation, les écarts de pension sont moins en défaveur des femmes. Pour la génération 1934, alors que l'écart de revenus cumulés est de 39,8 %, l'écart de pension est de 38,7 %, soit 1,1 point de différence. Cette différence entre les écarts de revenus cumulés et les écarts de pension atteint 13 points pour la génération 1946 (IPP, 2021). Des travaux de microsimulation suggèrent que la différence de pension entre les femmes et les hommes devrait

¹²Les majorations de durée d'assurance (MDA) et l'allocation vieillesse du parent au foyer (AVPF) ont été mises en place en 1972 par les lois Boulin et n'ont donc pu profiter qu'aux générations les plus récentes. La validation d'un trimestre est passée de l'équivalent d'une rémunération trimestrielle équivalente à 200h à 150h rémunérées au Smic horaire en 2014.

continuer à se résorber au fil des générations mais que des écarts demeureront (Bonnet and Hourriez, 2012b).

... en partie compensées par les pensions de droits dérivés

Les dispositifs de droits conjugaux à la retraite modifient en partie ce constat avec le versement d'une pension additionnelle (la pension de droits dérivés) aux survivants d'un couple marié. Les bénéficiaires de ces pensions sont majoritairement des femmes, du fait de leur plus grande espérance de vie et de l'écart d'âge moyen entre les deux membres d'un couple.

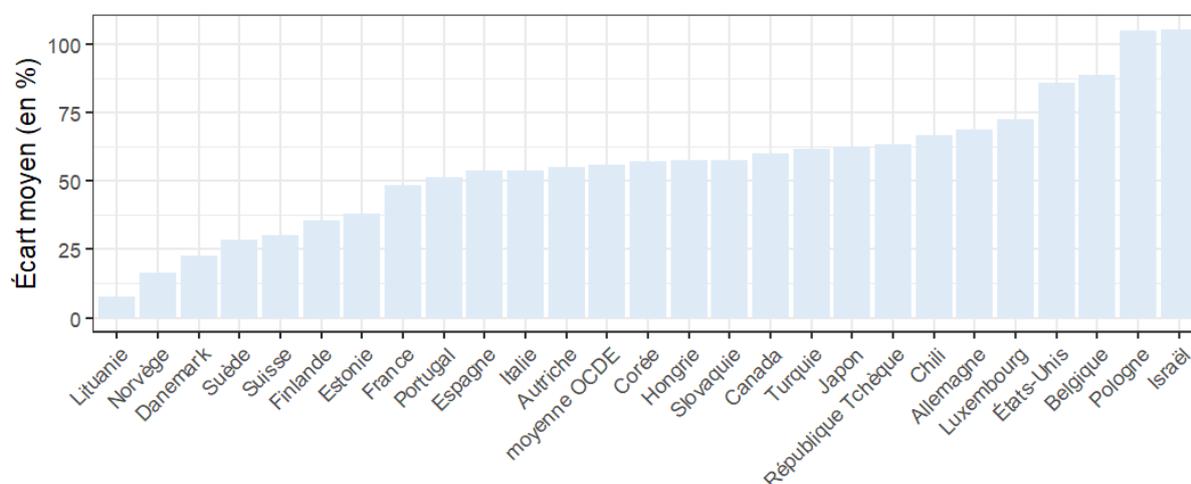
Les montants versés dépendent de la pension du conjoint survivant et les pensions sont souvent soumises à une condition de ressources. En France, en 2016, le montant moyen de la pension de réversion s'élève à 691 euros pour les femmes et 334 euros pour les hommes (Chartier and Collin, 2020). Pour leurs bénéficiaires, la pension de réversion représente en moyenne 56 % de la pension totale dans les pays de l'OCDE (Graphique 4)¹³. En France, cette part est de 49 %. Ce dispositif contribue à réduire l'écart entre les pensions totales moyennes des femmes et des hommes. En effet, fin 2019, l'écart de pension de droits propres moyenne était de 40 % contre 28 % lorsque l'on prend en compte les pensions de réversion (DREES, 2021)¹⁴.

À la fois la part de bénéficiaires d'une pension de réversion dans la population des retraités et la part de la pension de réversion dans la pension totale ont diminué au fil des générations (Chartier and Collin, 2020). Plus précisément, pour une génération donnée, la proportion de bénéficiaires d'une pension de réversion augmente avec l'âge mais à âge donné, de moins en moins de personnes bénéficient d'un droit dérivé au fil des générations. Par ailleurs, à génération donnée, la part de la pension de droit dérivé dans la population totale augmente avec l'âge car elle est probablement associée aux décès plus tardifs d'affiliés et qui peuvent correspondre à des personnes ayant eu des carrières plus favorables. À âge donné, la part de la pension de réversion dans la pension totale baisse au fil des générations. Ces diminutions de la part de bénéficiaires et de la part de la réversion dans la pension totale sont

¹³Le taux moyen dépasse 100 % en Israël et en Pologne. Cela est dû au fait qu'en Israël, la pension de réversion s'élève à 50 % de la pension de base. Elle peut donc dépasser le montant de la pension de droits propres du survivant. D'ailleurs, 100 % de la pension de base sont versés au survivant si celui-ci n'a pas de droits propres. En Pologne, le taux de réversion est élevé (de 85 %) et peut donc conduire à des pensions de réversion en moyenne plus élevées que la pension moyenne de droits propres des bénéficiaires.

¹⁴L'écart moyen de pension totale entre les hommes et les femmes est de 28 % en 2019 d'après la DREES (2021). Selon, la même source, était de 30 % en 2015, ce qui est légèrement inférieur aux chiffres de l'OCDE précités. Cet écart s'explique par la différence de champ considéré et de système d'information mobilisé. Les données de la DREES (2021) concernent l'ensemble des retraités français tandis que l'OCDE ne considère que les personnes âgées de plus de 65 ans en 2015. De plus, les données de la DREES (2021) sont issues de l'exploitation de l'échantillon interrégime de retraités (EIR) 2016 et de l'Enquête annuelle auprès des retraités (EACR) 2020, alors que celles de l'OCDE sont tirées des Statistiques de l'Union Européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC) 2016, qui comportent moins d'observations.

GRAPHIQUE 4 : Niveau moyen de la pension de réversion en proportion de la pension totale



CHAMP : Femmes et hommes âgés de plus de 65 ans et bénéficiaires d'une pension de réversion en 2016.
SOURCE : OCDE.

la conséquence de l'amélioration des carrières féminines car certains dispositifs sont soumis à une condition de ressources. L'augmentation de l'espérance de vie des hommes à un rythme plus rapide que celle des femmes contribue également à la baisse du nombre de bénéficiaires d'une pension de réversion. À l'aide d'un modèle de microsimulation, [Godet et al. \(2020\)](#) suggèrent que la part de la réversion dans les pensions de retraite devrait se réduire en projection, sous l'effet de la baisse de la proportion de réversataires dans l'ensemble des bénéficiaires d'une pension de retraite et de la baisse de la durée moyenne pendant laquelle est versée la pension.

2.2 Les inégalités de retraite, au-delà des pensions moyennes

L'hétérogénéité de la population féminine

Devenues un objet de recherche au milieu des années 1990 ([Even and Macpherson, 1994](#); [Ginn et al., 2001](#); [Johnson, 1999](#); [Levine et al., 1999](#)), les inégalités de genre à la retraite ont continué d'être documentées depuis¹⁵. Cependant, la littérature s'y intéresse principalement en termes de différence entre les montants moyens de pension des femmes et des hommes.

Or, la situation des femmes vis à vis de la retraite est très hétérogène, notamment au

¹⁵[Folbre et al. \(2005\)](#), [Jefferson \(2009\)](#) ou [Ponthieux and Meurs \(2015\)](#) pour des revues de la littérature, [Betti et al. \(2015\)](#), [Geraci and Lavigne \(2017\)](#), [Lis and Bonthuis \(2019\)](#) ou [OCDE \(2012\)](#) pour les travaux comparatifs ou [Bonnet et al. \(2006a\)](#), [Bonnet et al. \(2006b\)](#), [Bonnet and Hourriez \(2012b\)](#) ou [Bonnet et al. \(2018\)](#) pour le cas français, entre autres.

regard de leur situation conjugale. En effet, d'une part, la situation des femmes sur le marché du travail dépend de la répartition des tâches au sein des couples et de leur possibilité de s'investir dans la sphère professionnelle, déterminant dans un deuxième temps les pensions de retraite dont elles pourront bénéficier. Ces possibilités d'intégration sur le marché du travail dépassent la sphère familiale et sont également très différentes selon le secteur d'activité, la catégorie sociale ou le niveau de vie des femmes concernées. Les inégalités de pension au sein de la population féminine sont donc la résultante des inégalités inter et intra familiales.

D'autre part, la situation des femmes est très différente selon qu'elles aient été mariées, divorcées ou qu'elles soient célibataires. En effet, en plus de la protection apportée par la vie en couple, certains dispositifs de retraite (les droits conjugaux) sont réservés aux personnes mariées. Les personnes divorcées restent éligibles mais souvent en contrepartie d'une pension amoindrie. Le statut conjugal joue aussi un effet de second ordre dans l'accroissement des inégalités entre les femmes du fait de l'homogamie de revenu. En effet, les individus ont tendance à former un couple avec des personnes qui leur ressemblent du point de vue du niveau de revenu ou d'éducation (Mare, 1991; Schwartz, 2013). Or, il a été démontré que l'homogamie augmentait le niveau des inégalités dans une population donnée (Milanovic, 2016). En ce qui concerne les femmes âgées, il a également été démontré qu'elles avaient une moindre probabilité de se remettre en couple après un divorce ou un veuvage (Lichter *et al.*, 2021). L'homogamie de début de vie a des effets de long terme et renforce les inégalités sociales entre les couples plus tard dans la vie (Visser and Fasang, 2018). Enfin, comme les pensions de réversion sont exprimées en fonction de la pension du mari défunt, leur montant est souvent plus élevé pour les femmes dont les montants de pension sont les plus forts car elles étaient mariées à des conjoints avec des niveaux de pension élevés.

Enfin, l'existence de plusieurs régimes de retraite avec des règles différentes au sein d'un même pays alimente les soupçons d'inégalités de traitement entre les différents affiliés et notamment au sein de la population des assurées. Pourtant, Duc *et al.* (2017) suggèrent que le passage aux règles du privé pour les fonctionnaires n'aurait pas un effet univoque sur les pensions. Certains verraient leur pension s'accroître tandis que pour d'autres elle diminuerait. Bonnet *et al.* (2018) montrent que les dispersions des retraites sont deux fois plus fortes dans le privé que dans le public mais que les inégalités de retraite entre les femmes et les hommes sont du même ordre de grandeur dans chaque secteur. Ces résultats concernent seulement les pensions de droit direct des individus et ne sauraient présumer des enseignements d'une comparaison des différents régimes de pension de réversion dont les règles diffèrent énormément d'un régime à l'autre (condition d'âge, de ressources, etc.).

Durée de retraite et inégalités sur le cycle de vie

La différence entre les pensions moyennes des femmes et des hommes est importante. À cela s'ajoute le fait qu'en moyenne les femmes partent à la retraite plus tard que les hommes. Cette différence peut s'expliquer par les carrières plus heurtées des femmes : ayant cotisé des durées inférieures à la durée d'assurance requise, elles risquent de subir une décote¹⁶ et sont donc incitées à partir plus tard à la retraite pour bénéficier du taux plein. L'écart d'âge de départ à la retraite entre les femmes et les hommes s'est réduit de 1,2 ans à 0,7 an entre les générations 1934 et 1946 (IPP, 2021).

La différence d'âge de départ à la retraite suggère un écart entre la durée de retraite des hommes et celle des femmes en défaveur des femmes. Cependant, les femmes ont une espérance de vie plus élevée que les hommes. En effet, en moyenne en 2021, l'espérance de vie des femmes à 60 ans est de 4,4 ans supérieure à celle des hommes (27,8 ans pour les femmes et 23,4 ans pour les hommes). Si on approxime la durée de retraite par la différence entre l'âge de départ à la retraite et l'espérance de vie à 60 ans¹⁷, on peut conclure au fait que les femmes passent plus de temps à la retraite. Des travaux de microsimulation montrent qu'en moyenne les femmes nées en 1940 passent 27 ans à la retraite et les hommes de la même génération y passent 23 ans (Aubert and Rabaté, 2014). Rapportée à l'espérance de vie à la naissance, la durée de retraite représente 40 % pour les femmes et 36 % pour les hommes. Cette part devrait rester stable, voire légèrement baisser en projection. Le recul de l'âge de départ à la retraite, conséquence des réformes récentes, devrait en effet être quasiment compensé par l'augmentation de l'espérance de vie des individus. Ainsi, cette part s'élèverait à 39 % pour les femmes nées en 1990 et à 35 % pour les hommes de la même génération.

Or, la durée de retraite dépend de la décision de départ à la retraite et cette dernière est corrélée à celle du conjoint (Hurd, 2008). Deux mécanismes sont principalement à l'œuvre : la complémentarité des loisirs et un effet revenu (Moreau and Stancanelli, 2021). Avec la complémentarité des loisirs, les conjoints tendent à coordonner leur départ à la retraite parce qu'ils souhaitent passer du temps ensemble. Inversement, avec l'effet de revenu, lorsque l'un des conjoints part à la retraite, il s'ensuit une diminution relative du revenu du couple et l'autre conjoint peut avoir besoin de travailler davantage pour maintenir le revenu familial à un niveau suffisant. La décision d'offre de travail des conjoints peut en effet être vue comme le résultat de la maximisation des fonctions d'utilité (qui dépendent de la quantité de loisirs) des membres du ménage sous contrainte budgétaire (le revenu

¹⁶La décote est une réduction du montant de la pension de base. En France, la décote s'applique pour les assurés qui n'ont pas eu une carrière complète, à hauteur d'une réduction de 1,25 % pour chaque trimestre manquant par rapport à la durée requise. La décote ne s'applique pas pour les assurés qui attendent l'âge d'annulation de la décote (actuellement de 67 ans pour les personnes nées à partir de 1958) pour partir à la retraite.

¹⁷Cela revient de fait à négliger la mortalité entre 60 ans et l'âge de départ en retraite, hypothèse qui est d'autant plus forte que cet âge augmente.

familial) (Browning *et al.*, 2014). De nombreuses études théoriques et empiriques suggèrent que la complémentarité des loisirs expliquerait la volonté des couples de partir à la retraite ensemble. Ces travaux trouvent néanmoins d'importantes asymétries de comportement selon le genre¹⁸. Ainsi, en France, la réforme des retraites de 1993, qui a augmenté la durée de cotisation requise pour liquider sa retraite au taux plein, a décalé non seulement l'âge de départ à la retraite des femmes touchées par la réforme, mais aussi celui de leur mari. En revanche, lorsque c'est le mari qui est touché par la réforme, le départ à la retraite de sa femme n'en est pas affecté¹⁹ (Moreau and Stancanelli, 2021).

Le statut conjugal a également des conséquences implicites sur le retrait du marché du travail. L'investissement plus fort, au sein des couples, des femmes dans la sphère familiale expliquerait la plus grande contribution de cet aspect dans leur prise de décision²⁰. Inversement, leur moindre investissement dans la sphère professionnelle expliquerait leur moindre marge de manœuvre pour partir à la retraite avec un niveau de pension suffisant²¹. En effet, les données d'enquête suggèrent qu'à titre individuel, les femmes seraient plus contraintes que les hommes dans leur décision de départ (Rapoport, 2006). Parmi les travaux en sociologie, Damman *et al.* (2015) indiquent que la décision de départ à la retraite des femmes est liée à leur parcours conjugal et familial²². **Pour des carrières équivalentes et confrontés aux mêmes incitations du système de retraite, les femmes et les hommes prennent-ils les mêmes décisions quant à leur départ à la retraite? Si non, les réformes récentes des retraites se traduisent-elles par un traitement plus favorable de l'un des groupes?**

Une manière de prendre à la fois en compte les inégalités de genre du point de vue de la pension et celles du point de vue de la durée de retraite consiste à comparer les montants moyens de pensions cumulées tout au long de la retraite. En tenant compte du différentiel d'espérance de vie, on peut calculer les inégalités de pension sur l'ensemble de la période

¹⁸Voir Blau (1998); Gustman and Steinmeier (2000); Michaud and Vermeulen (2011); Michaud *et al.* (2020) pour les études théoriques et Atalay and Barrett (2016); Banks *et al.* (2010); Lalive and Staubli (2015); Moreau and Stancanelli (2021); Selin (2017); Stancanelli and Van Soest (2012) pour les études empiriques.

¹⁹Cela s'explique sans doute par la différence d'âge des conjoints : le mari étant souvent le plus âgé dans le couple, il peut repousser de quelques mois son départ à la retraite lorsque cela lui permet d'attendre que sa femme puisse également prendre sa retraite au taux plein.

²⁰Grâce à des données couvrant 22 pays, Van Bavel and De Winter (2013) montrent par exemple qu'il y a une corrélation positive entre le fait de devenir grand-parent (et en particulier grand-mère) et la décision de départ anticipé à la retraite. Lumsdaine and Vermeer (2015) trouvent que les femmes américaines qui s'occupent de leur petit-fils ou petite-fille qui vient de naître ont une plus grande probabilité de partir à la retraite. Par contre, Kridahl (2017) montre qu'en Suède, si la grand-parentalité augmente la probabilité de départ à la retraite, celle-ci n'est pas très différente entre les hommes et les femmes.

²¹En France, de nombreuses femmes attendent l'âge d'annulation de la décote pour pouvoir bénéficier du minimum de pension (DREES, 2021).

²²Damman *et al.* (2015) montrent qu'aux Pays-Bas, les femmes célibataires et celles qui ont divorcé ont l'intention de prendre leur retraite et la prennent effectivement plus tard que les femmes qui se sont mariées et le sont restées. Le fait de se remarier après un divorce semble compenser l'effet négatif du divorce : les intentions et le comportement des femmes qui se remarient ne diffèrent pas de ceux des femmes mariées n'ayant jamais divorcé.

de retraite. Pour les individus nés en 1934, la plus grande espérance de vie des femmes au moment de la retraite conduit à un écart femmes-hommes de pension cumulée inférieur de 14 points de pourcentage par rapport à l'écart de pensions à liquidation. L'écart de pension cumulée est de 24,3 %, par rapport à un écart de pensions à liquidation de 38,7 % (IPP, 2021). Le fait que les personnes veuves – majoritairement des femmes – reçoivent également une pension de réversion à partir de la mort du conjoint contribue à réduire davantage encore l'écart de pension femmes-hommes. Pour la génération 1934, la réversion diminue fortement l'écart de pension femmes-hommes cumulée sur toute la retraite de de 24,3 % à 3,3 %.

D'un point de vue normatif, il n'est cependant pas évident de conclure au fait qu'une longue période de retraite compense le fait d'avoir une petite pension de retraite. En effet, survivre longtemps avec de faibles revenus est une situation économique risquée. De plus, les femmes qui voient leur pension cumulée sur le cycle de vie augmentée par la réversion ne peuvent bénéficier de cette pension additionnelle qu'après la mort de leur conjoint.

Combien de temps une personne passe-t-elle de temps en situation de veuvage? Y-t-il des disparités selon les caractéristiques des individus?

2.3 Individualisation des parcours de vie... et de la protection sociale à la retraite?

Individualisation des modes de vie

À l'époque de la généralisation des systèmes de protection sociale en Europe, le mariage était le principal mode d'organisation de la vie à l'âge adulte, le divorce était rare et les hommes étaient les principaux pourvoyeurs de ressources du ménage (Janssens, 1997). Depuis lors, les modes de conjugalité ont beaucoup évolué. À partir des années 1970, le nombre de mariages a chuté de plus de 400 000 à moins de 300 000 par an, avant de se stabiliser dans les années 1990 (Prioux, 2005). Les mariages sont de plus en plus tardifs et les formes de conjugalité se diversifient : l'union libre se développe et le Pacs, créé en 1999, offre une nouvelle forme de contractualisation des unions (Bodier *et al.*, 2015). Enfin, la proportion de séparations augmente au fil des générations, et la durée moyenne des unions rompues se réduit (Costemalle, 2015). Au cours du XX^{ème} siècle, l'institution du mariage a connu un large déclin, alors que le mariage était jusqu'alors élément central du passage à l'âge adulte (Maillochon, 2016). Imprégnée par la religion, elle n'était pas dissociable de la procréation (Houbre, 2018). Mais avec les mouvements féministes des années 1970 et notamment les luttes pour l'accès à l'avortement et à la contraception, les femmes ont acquis le contrôle de la maternité (Bard, 2018). Cela a ainsi progressivement participé à la séparation du mariage et du sexe, puis à la séparation du mariage et de la parentalité (Lewis, 2001).

Par ailleurs, la forte implication des femmes dans l'activité professionnelle est une

constante de l'histoire française depuis la fin du XIX^{ème} siècle (Brocas, 2004). Cependant, on observe un fléchissement au cours des deux décennies qui ont suivi la Seconde guerre mondiale. Le modèle de la femme au foyer a, entre autres, été valorisé à cette période pour résoudre les problèmes de chômage et de dénatalité (Cu villier, 1977; Harichaux-Ramu, 1980; Laroque, 1971; Ruellan, 1976). D'après Janssens (1997), le modèle du *single male breadwinner* est une exception historique. Avec l'arrivée de la génération des *baby-boomeuses* sur le marché du travail et l'entrée de la France dans une ère de stabilité économique et de consommation de masse ont contribué à inverser cette tendance (Barrère-Maurisson, 2009). Plus particulièrement, la conjonction d'aspiration de femmes à exercer une activité en dehors de la sphère familiale et de créations d'emplois tertiaires a, petit à petit, rendu le travail des femmes visible à partir des années 1970. Cela leur a également permis d'acquérir une autonomie financière.

Les modes de vie ont donc progressivement été individualisés et le modèle du travailleur adulte autonome (*adult worker family*) tend peu à peu à remplacer celui du *male breadwinner* (Lewis, 2002).

Vers une suppression des droits conjugaux à la retraite ?

À l'époque de leur création, les systèmes publics généraux de retraite ont été dotés de dispositifs familiaux de telle sorte que les femmes pouvaient bénéficier des droits à pension de leur mari sous certaines conditions.

Aujourd'hui, l'existence des droits conjugaux à la retraite est régulièrement discutée. En effet, ils représentent une dépense publique importante (13 % du total des retraites versées en moyenne dans l'OCDE) et ne répondent pas aux objectifs que l'on pourrait prêter à ce genre de dispositif de retraite. Tout d'abord, les droits conjugaux sont considérés comme inadéquats. En effet, la plupart de ces dispositifs sont réservés aux couples mariés alors que ces dernières décennies ont vu une évolution des comportements conjugaux, avec notamment une augmentation des séparations. Ensuite, les droits conjugaux peuvent être vus comme injustes. En effet, ils sont financés par des cotisations, payées par l'ensemble des assurés sociaux, tandis que seules les personnes survivantes d'un couple peuvent en bénéficier. Ces dispositifs opèrent donc un transfert financier des célibataires vers les couples (mariés). Enfin, il semblerait que les droits conjugaux à la retraite soient inefficients car ils désincitent à l'emploi féminin. D'une part, il s'agit d'une désincitation sur l'ensemble de la carrière, liée (i) à l'existence de conditions de ressources pour les droits dérivés, qui réduisent avec un taux de 100 % les pensions de droits propres des veuves, ou (ii) au fait que les droits conjugaux permettent aux femmes de se consacrer au travail domestique sans risquer de se retrouver sans ressources suite au décès de leur conjoint. D'autre part, il s'agit d'une désincitation au travail des veuves en âge de travailler, au moment du décès de leur conjoint. En

effet, le veuvage implique une disparition du revenu du défunt et des économies d'échelle pour le survivant, ce qui peut se traduire par une baisse de son niveau de vie. En l'absence de dispositifs de droits conjugaux à la retraite, le survivant pourrait vouloir augmenter son offre de travail pour compenser le choc économique lié au veuvage²³. Les droits conjugaux à la retraite, en compensant – au moins en partie – ce choc de revenu, participent à diminuer l'offre de travail des veuves suite au décès d'un conjoint, par rapport à une situation dans laquelle elles ne bénéficieraient d'aucune protection du survivant.

Plus problématique pour l'émancipation féminine, ces régimes sont basés sur une relation de dépendance (financière et symbolique) entre le bénéficiaire et l'affilié à la pension. En effet, une personne est éligible aux droits conjugaux à la retraite à condition qu'elle ait été mariée à l'affilié titulaire principal des droits. Face au constat de l'individualisation des modes de vie, la Commission Européenne est favorable à l'individualisation de la protection sociale. Elle postule que chaque adulte doit pouvoir bénéficier de ses propres droits à un niveau suffisamment élevé pour pouvoir mener une vie autonome sans aucune référence au statut marital (Kerschen, 2003).

Plusieurs pays ont donc décidé de diminuer la générosité, voire de supprimer ces dispositifs (OCDE, 2018). En Suède, la pension de réversion du système public de retraite a progressivement été éliminée à partir de 1990 (Persson, 2020). Aux Pays-Bas, à partir de 1996, l'éligibilité aux prestations de survivant a rendu si restrictive que le nombre de bénéficiaires de ces prestations a chuté de 196 000 en 1996 à 36 000 en 2015 (StatLine, 2021). Dans d'autres pays, le choix a été fait de garder ces dispositifs mais de les rendre moins avantageux. En effet, la situation des veuves demeure risquée pour les femmes – moins nombreuses qu'auparavant mais néanmoins fréquentes – qui n'ont pas investi la sphère professionnelle et se retrouvent sans ressources au décès de leur conjoint. De plus, la perte des économies d'échelle et des ressources du conjoint se traduit souvent par un choc de revenu pour le survivant. C'est un risque économique que les États-providence ont éventuellement pour objectif d'assurer. Ainsi, en Italie, en 1995, les pensions de réversion ont été soumises à une condition de ressources (Giupponi, 2019). En Allemagne, en 2001, en cas de divorce, la pension de réversion a été remplacée par un dispositif de partage des droits retraite et le taux de remplacement de la réversion a été diminué.

En France, la question de réformer les droits conjugaux à la retraite et les modalités d'une telle réforme ont largement été discutées en 2019. Le projet de réforme du système de retraite français vers un système universel en points (Delevoye, 2019) en a été une des occasions les plus récentes. Tout d'abord, ce projet invite à uniformiser des dispositifs dont les modalités de calcul et d'octroi sont actuellement très disparates et parfois divergentes, car

²³Cette augmentation de son offre de travail peut également être favorisée par une diminution de sa désutilité au travail, conséquence de la perte de loisirs joints avec le l'ex-conjoint.

elles résultent de logiques différentes. Ensuite, la mise en place d'un système universel en points rend possible certaines évolutions des droits conjugaux, jusqu'alors étudiées de manière théorique²⁴. **Quelles particularités ont les droits conjugaux à la retraite des régimes français? Quels enseignements pouvons nous tirer des réformes mises en place dans certains pays? Quels effets pouvons nous anticiper d'une réforme structurelle de la réversion sur la population française?**

3 Les perspectives apportées par la thèse

La présente thèse vise à améliorer les connaissances sur les inégalités de genre à la retraite, au prisme du couple. L'objectif est de faire la lumière sur certaines des inégalités qui découlent explicitement ou implicitement de ce mode majoritaire d'organisation de la vie à l'âge adulte. Grâce à une approche empirique et avec l'utilisation de données administratives, cette thèse interroge les inégalités de genre à la retraite au-delà des différences de pension moyenne et évalue le rôle des droits conjugaux à la retraite dans ces inégalités. Une première partie introductive décrit la situation française vis à vis des dispositifs de droits conjugaux à la retraite. Une deuxième partie propose de prendre en compte la durée de la retraite dans les inégalités de genre. Le chapitre 2 propose une mesure de la durée de retraite passée en situation de veuvage. Le chapitre 3 analyse les différences de décision de départ entre les femmes et les hommes. Enfin, la troisième partie de cette thèse propose des évaluations de réformes des droits conjugaux à la retraite. Le chapitre 4 évalue *ex ante* une réforme permettant de maintenir le niveau de vie monétaire des survivants au décès de leur conjoint en France. Le chapitre 5 évalue *ex post* une réforme néerlandaise pour comprendre les conséquences de la suppression de tels dispositifs sur les revenus des veuves en âge de travailler.

Nous nous intéressons plus particulièrement au cas français. Nous portons néanmoins un intérêt à la réforme des droits conjugaux mise en place aux Pays-Bas pour documenter les conséquences de l'élimination d'un tel dispositif. Les interactions entre l'institution du mariage et la protection sociale dépendent du modèle culturel auquel sont attachées les populations. Le premier chapitre de cette thèse a donc également pour objectif de présenter ces liens et leur évolution en France, à travers la mise en place et les réformes des pensions de réversion.

²⁴Par exemple, le partage des droits au divorce, envisagé par [Bonnet and Hourriez \(2012b\)](#), [Bonnet et al. \(2013\)](#) ou [Lavigne \(2019\)](#) comme substitut à une pension de réversion proratisée à la durée de mariage est difficile à mettre en œuvre dans le système actuel. Les différences d'acquisition des droits à la retraite selon les régimes ainsi que les multiples non-linéarités dans le calcul des droits propres compliquaient, en effet, la prise en compte des droits acquis par les conjoints pour les partager.

3.1 Historique de la réversion en France

La première partie de cette thèse a pour objectif d'analyser les fondements et les évolutions réglementaires des dispositifs de réversion dans le contexte culturel français.

La couverture de la population française par les pensions de réversion a été étendue et partiellement unifiée dans la période qui a suivi la Seconde guerre mondiale. Le contexte était celui dans lequel la famille se conformait au modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressources. Le mariage était la principale forme d'organisation de la vie à l'âge adulte et les divorces étaient rares. Depuis lors, la participation des femmes au marché du travail a augmenté, le nombre de mariage a diminué et les séparations sont plus nombreuses. La création de dispositifs de retraite reposant sur le lien de dépendance (financière) de la femme à son mari a pu soutenir un modèle familial hiérarchique dont les rôles sociaux sont genrés. Inversement, les évolutions juridiques des dispositifs de réversion sont le reflet de l'évolution des représentations de la famille et des places respectives de la femme et de l'homme dans le cadre du ménage, et dans la sphère professionnelle. Dans le **chapitre 1** intitulé « **Une histoire des pensions de réversion en France** », nous étudions les fondements des pensions de réversion et essayons de comprendre leurs évolutions afin d'étudier les pistes d'avenir possibles.

Le chapitre prend la forme d'une revue de littérature analytique qui, en mobilisant des références économiques, sociologiques, démographiques et historiques, essaye de construire une histoire des pensions de réversion en France. Il suit un ordre chronologique, structuré par la liste des modifications réglementaires et législatives des pensions de réversion des régimes de retraite français.

La pension de réversion a d'abord été mise en place dans les premiers régimes de fonctionnaires pour que l'État puisse se substituer au chef de famille et subvenir aux besoins de cette famille après sa mort. Inspirée à la fois du régime de la Fonction publique et des dispositifs mutualistes pré-existants à la Sécurité sociale, la pension de réversion du régime général a été créée suivant une vision assurantielle, à laquelle a été adjointe une dimension assistancielle, fruit du rapport de force avec les représentants des autorités religieuses. À partir des années 1970, l'arrivée de la génération des *baby-boomeuses* sur le marché du travail et la tertiarisation de ce dernier, ainsi que le déclin du sentiment religieux dans la société française, ont contribué à l'affaiblissement du modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressources (*single male breadwinner*). Les pensions de réversion ont progressivement été modifiées pour s'adapter aux changements de la société française, et leur dimension assistancielle a été affaiblie. La pension de réversion des régimes de la Fonction publique et des régimes spéciaux n'a, au contraire, connu que peu de modifications législatives et est restée fidèle à la dimension patrimoniale prêtée aux droits à la retraite acquis au sein du

couple marié. Aujourd’hui, les propositions de réforme de ces dispositifs semblent converger vers une formule exclusivement assurantielle, rompant définitivement avec les reliquats de l’Église. Cependant, la question de la justification de l’existence de tels dispositifs demeure, notamment concernant les critères d’éligibilité, puisque le critère de dépendance contractuelle conjugale demeure. Seule une individualisation des droits à la retraite permettrait à chacun d’avoir la possibilité de s’assurer de façon autonome contre le risque vieillesse. Cependant, une telle réforme de l’acquisition des droits à la retraite ferait réapparaître le risque économique lié la séparation d’un couple à un âge avancé : le risque survie.

3.2 Inégalités de genre au-delà de la pension moyenne

La deuxième partie de cette thèse a pour but d’analyser la durée de retraite, en tant que dimension des inégalités de genre à la retraite et reflet indirect de la forme d’organisation dominante de la vie à l’âge adulte qu’est le couple. Dans un premier chapitre, nous étudions la durée de retraite passée en situation de veuvage. Dans un deuxième chapitre, nous nous intéressons aux inégalités de genre dans la décision individuelle de départ à la retraite.

L’estimation précise de la durée de veuvage est essentielle parce qu’elle conditionne la bonne appréciation du niveau d’épargne – publique ou privée – nécessaire pour subvenir aux besoins des personnes qui survivent à leur conjoint. Or, la mesure de la durée de veuvage a très peu été investiguée dans la littérature sur les retraites, et notamment lorsqu’il s’agit d’étudier les inégalités. Pourtant, les importants gains d’espérance de vie du siècle dernier ne sont pas partagés de manière égale entre les individus. Les personnes pauvres au cours de leur vie ont une espérance de vie plus faible (mortalité différentielle vis à vis des revenus cumulés sur le cycle de vie). L’existence de droits conjugaux à la retraite justifie de s’intéresser à la question de la mortalité différentielle au niveau du couple. Une telle entreprise nécessite de connaître la durée de veuvage, pendant laquelle sont éventuellement versées des pensions de réversion. Le **chapitre 2** intitulé « *Measuring widowhood duration. Theoretical developments and empirical evidence from France* », vise à mesurer la durée de veuvage et étudier ses disparités.

Dans ce chapitre, après avoir étudié les fondements théoriques du calcul de la durée de veuvage et de ses composantes, nous calculons la durée de veuvage à l’aide de deux méthodes complémentaires. Dans la première application, nous faisons l’hypothèse que les couples se forment au hasard entre un homme et une femme, que leurs espérances de vie ne sont pas interdépendantes, et nous utilisons les tables de mortalité de l’Insee pour calculer les durées de veuvage. Dans la deuxième application, nous utilisons des données administratives de retraite qui nous permettent de tenir compte de la composition des couples retraités et de l’interdépendance des espérances de vie des conjoints. Nous faisons l’hypothèse

que la durée de veuvage des personnes devenues veuves après 55 ans est équivalente à leur durée de perception de la pension de réversion.

Nous montrons d'abord que la durée de veuvage dépend des espérances de vie de chacun des conjoints et de l'écart d'âge entre eux. Sur la base de la première application empirique, nous constatons que le rôle joué par l'espérance de vie du survivant est moins important que celui joué par l'espérance de vie du conjoint. Nos résultats suggèrent que l'influence de l'écart d'âge dépend de l'espérance de vie des femmes et des hommes. Nos résultats indiquent que la durée de veuvage va demeurer à un niveau élevé à l'horizon 2070. La différence de durée entre les femmes et les hommes devrait s'estomper au fil du temps sans toutefois se résorber. Nous mettons enfin en évidence un gradient négatif du niveau de vie et de grandes disparités selon le statut socioprofessionnel des survivants. La deuxième application confirme ces derniers résultats et met en évidence une corrélation négative entre la durée du veuvage et le niveau de pension de retraite ainsi que de fortes disparités selon le régime de retraite.

Si les inégalités de genre de pension de retraite bénéficient d'une littérature de plus en plus fournie, les inégalités de genre quant au départ à la retraite ont été moins analysées par les économistes. Or, la décision de départ à la retraite fait intervenir des dimensions telles que l'aversion au risque ou les préférences sociales qui sont différenciées entre les femmes et les hommes (Bertrand, 2011). En France, comme dans le reste des pays industrialisés, les récentes réformes des retraites ont contribué à augmenter l'âge moyen de départ à la retraite (Börsch-Supan and Coile, 2018). Ces réformes s'appliquent indifféremment aux individus selon leur genre, ces derniers ayant pourtant des caractéristiques différentes vis à vis de leurs droits à la retraite. Dans le **chapitre 3** intitulé « **Départ à la retraite : femmes et hommes prennent-ils les mêmes décisions ?** », nous étudions les différences de genre quant à la décision de départ à la retraite et si les réformes qui augmentent les incitations financières pour décaler l'âge de départ pénalisent davantage les femmes par rapport aux hommes.

Les différences de genre en matière de comportement de départ à la retraite sont encore peu étudiées, en partie parce qu'il est difficile de distinguer ce qui relève des différences de carrière de celles de choix de départ entre les individus. Dans ce chapitre, nous focalisons notre intérêt sur la réforme de 2003 qui introduit un système de surcote (incitation financière) pour encourager les individus à retarder leur retrait du marché du travail. L'hypothèse principale sur laquelle repose ce chapitre est que les individus réagissent aux incitations financières du système pour prendre leur décision de départ à la retraite. Par ailleurs, nous pensons qu'en plus de l'effet explicite de la vie en couple sur la décision de départ à la retraite²⁵, la division genrée des rôles sociaux au sein des couples conduirait les femmes à

²⁵Il y a une corrélation entre les dates de départ à la retraite des deux conjoints expliquée par la complémen-

prendre des décisions différentes de celles des hommes, notamment parce qu’elles feraient moins intervenir la dimension financière (au profit, par exemple, de la dimension familiale) que leurs homologues masculins. Dans ce chapitre, nous nous focalisons sur la décision de départ individuelle à la retraite²⁶. La modélisation individuelle des départs à la retraite est traditionnellement basée sur des modèles inter-temporels d’arbitrage entre le travail et les loisirs. Un individu compare l’utilité que lui procure le fait de continuer à travailler avec celle qu’il aura s’il prend sa retraite. Une première simplification nous permet de considérer que, lorsqu’ils décident de prendre leur retraite ou de continuer à travailler, les individus comparent le niveau d’utilité correspondant au fait de partir à la retraite à la période considérée avec ceux prévus pour un départ à chaque date possible dans le futur. Une deuxième simplification, qui consiste à adopter une forme particulière de l’utilité des individus, ramène la modélisation de la décision de départ à la retraite à une équation en forme réduite dans laquelle interviennent des variables modélisant la variation de la valeur de la retraite induite par le fait de rester une période supplémentaire en emploi (incitations financières) du système. Suivant [Gruber and Wise \(2004\)](#), la probabilité de prendre sa retraite est expliquée par le patrimoine retraite cumulé sur toute la retraite (*Social Security wealth*, SSW) et (i) la variation de patrimoine induite par le fait de rester une période supplémentaire en emploi ou (ii) la même variation du patrimoine exprimée en pourcentage du revenu du travail ou (iii) l’écart de patrimoine à la meilleure valeur du patrimoine espérée dans le futur²⁷. Nous estimons ce modèle grâce à des données administratives représentatives des affiliés et des retraites français : les échantillons interrégimes de retraités (EIR) et de cotisants (EIC), respectivement. Le modèle est estimé séparément pour les femmes et les hommes car nous faisons l’hypothèse que les déterminants de leur décision de retraite jouent différemment²⁸.

La mise en place, en 2003, de la surcote dans le système de retraite français n’a pas pu pro-

tarité des loisirs ([Moreau and Stancanelli, 2021](#)). Conséquence de l’écart d’âge entre les conjoints d’un couple, les hommes reculeraient leur âge de départ à la retraite pour attendre que leur conjointe atteigne l’âge d’ouverture des droits. Inversement, les femmes anticiperaient leur départ à la retraite pour partir dès que possible, au moment où leur conjoint atteindrait l’âge qui leur semble optimal.

²⁶Les données ne nous permettent malheureusement pas d’étudier la décision jointe de départ à la retraite. Elles ne nous permettent pas non plus de prendre en considération la date de départ du conjoint comme déterminant individuel de la décision de retraite.

²⁷Ces trois mesures d’incitations financières ne sont pas fondamentalement différentes les unes des autres. L’indicateur (i) (*accrual*) représente le niveau de l’incitation monétaire liée au report d’une période de la retraite. L’indicateur (ii) (*implicit tax*) permet de considérer que la décision de retraite est guidée par un taux de remplacement plutôt qu’un montant. Enfin, l’indicateur (iii) (la *peak value*) permet d’ajouter une dimension inter-temporelle à la décision de retraite, en comparant la valeur de SSW à la meilleure des valeurs espérées dans le futur, et non pas seulement à sa valeur à la période suivante.

²⁸Nous supposons par contre qu’il n’y a pas de changement culturel net d’une cohorte à l’autre et estimons le modèle pour tous les individus, indifféremment de leur date de naissance. Néanmoins, la mise en place de la surcote a potentiellement impliqué une rupture quant aux représentations du monde du travail, impactant la participation au marché. Nous introduisons donc dans nos estimations une variable contrôlant de l’existence ou non pour l’individu – étant donné sa date de naissance et son âge – du dispositif de surcote dans le système de retraite.

fitier à autant de femmes que d'hommes. Nous mettons en évidence le fait que parmi les individus pouvant choisir de bénéficier de la surcote, les hommes en tirent davantage parti que les femmes. Grâce à une méthode inspirée de la différence-de-différences, nous estimons que les hommes ont décalé la liquidation de leurs droits à retraite de trois semaines de plus que les femmes, suite à la mise en place de la surcote. Nous proposons ensuite une analyse essayant de distinguer les différences découlant des choix des individus de celles provenant de leurs caractéristiques, conduisant à expliquer cette observation. La modélisation de la décision de départ à la retraite nous apprend que, pour des carrières équivalentes et confrontés aux mêmes incitations du système de retraite, les femmes et les hommes ne prennent pas les mêmes décisions quant à leur départ à la retraite. Les incitations financières jouent un rôle plus important pour les hommes, tandis que l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits est plus importante dans la décision de départ des femmes que dans celle des hommes. Notre évaluation de la réforme de 2003, qui combine les caractéristiques de carrière et les décisions quant au départ à la retraite, ne nous permet finalement pas de conclure à un traitement plus favorable de l'une des deux populations. Nous mettons en évidence que la population féminine est très hétérogène. En matière de décision de départ à la retraite, les populations que l'on identifie usuellement comme les plus fragiles n'apparaissent pas comme semblables. En effet, les incitations financières jouent un rôle plus important pour les femmes à très faibles revenus que pour les femmes à faibles revenus ayant eu au moins trois enfants, tandis que c'est l'inverse pour l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits. Une piste d'explication serait que les femmes à faibles revenus ayant au moins trois enfants font davantage entrer des considérations familiales dans leur décision de retraite. Du point de vue des variations de SSW, les différences sont de nouveau très marquées entre ces deux catégories. Les femmes à très faibles revenus, qui sont nombreuses à attendre l'âge d'annulation de la décote pour pouvoir bénéficier du minimum contributif, aspect inchangé par la réforme de 2003, voient leur SSW diminuer du fait de la réforme. À l'opposé, les autres bénéficient d'une moindre pénalisation de leurs trimestres manquants et leur SSW moyen augmente significativement.

3.3 Évaluation de réformes des droits conjugaux

La troisième partie de cette thèse porte sur l'évaluation de réformes des droits conjugaux à la retraite. Dans un premier chapitre, nous menons une évaluation *ex ante* de la mise en place d'une pension de réversion maintenant le niveau de vie du survivant suite au décès du conjoint en France. Dans un deuxième chapitre, nous analysons les conséquences de la suppression de ce genre de dispositif sur l'offre de travail des veuves en âge de travailler. Pour cela, nous évaluons *ex post* les effets que la mise en place d'une telle réforme ont eus aux Pays-Bas.

Les droits conjugaux à la retraite du système français sont souvent accusés d'être source d'inégalités entre les individus. D'une part, les différentes réglementations entre les régimes opèrent des différences de traitement entre les affiliés. Ainsi, dans certains régimes, la pension de réversion est soumise à une condition de ressources tandis que ce n'est pas le cas dans d'autres. Les taux de réversion varient également d'un régime à l'autre. D'autre part, l'homogamie de revenu au sein des couples, associée au fait que la pension de réversion est exprimée comme une proportion de la pension du conjoint décédé, laisse supposer que les bénéficiaires des pensions de réversion les plus élevées sont les personnes qui appartiennent aux ménages les plus aisés. En 2019, le projet de réforme du système de retraite français vers un système universel en points (Delevoeye, 2019) a donné l'occasion de clarifier l'objectif des droits conjugaux à la retraite. Ce projet porte l'unification des dispositifs de réversion et sa modification en une pension permettant le maintien du niveau de vie du survivant suite au décès de son conjoint. Dans le **chapitre 4** intitulé « **Évolutions des pensions de réversion : une première approche des effets redistributifs** », nous proposons une évaluation des effets d'une telle réforme du point de vue de la variation du niveau de vie monétaire.

Ce chapitre consiste en une analyse *ex ante* de la réforme Delevoeye (2019). Nous comparons les transferts financiers opérés par cette modification réglementaire par rapport à la situation actuelle, selon les caractéristiques des individus (niveau de pension, niveau de vie et régime d'affiliation). Nous faisons notamment l'hypothèse qu'il n'y a pas de réaction comportementale des individus suite à la mise en place de la réforme. Cette hypothèse reste crédible dans le cadre de notre analyse car nous étudions le niveau de vie de personnes retraitées. En particulier, il est très peu probable que ces dernières réintègrent le marché du travail pour compenser une chute de revenus. À l'aide de données fiscales françaises, exhaustives des couples de retraités français, nous pouvons calculer les pensions de réversion dont les femmes bénéficieraient suite au décès de leur conjoint sous la législation actuelle et avec la réforme, et les comparer du point de vue du niveau de vie monétaire. Pour tenir compte de la taille du ménage dans le calcul du niveau de vie, nous adoptons l'échelle d'équivalence dite « OCDE modifiée »²⁹.

Le mélange actuel de logiques patrimoniales et assurantielles se traduit par de nombreuses disparités entre personnes veuves selon le régime d'affiliation du conjoint décédé. Nous mettons en évidence les redistributions engendrées par le passage à un système de réversion unifié entre les régimes et qui maintient le niveau de vie du survivant suite au décès de son conjoint, selon le niveau des pensions de droits directs des femmes et celles des couples. La proposition théorique consiste à servir au survivant une unique pension de retraite, égale à 2/3 de la somme des pensions des deux conjoints. Les femmes aux pensions

²⁹Cette échelle d'équivalence standard attribue 0,5 unité de consommation à partir du deuxième adulte ou adolescent de 14 ans et 0,3 unité de consommation pour les enfants de moins de 14 ans du ménage.

les plus faibles, quel que soit leur régime réversataire, ainsi que celles à fort niveau de pension, lorsqu'elles sont veuves d'un ancien salarié du privé, auraient un taux de réversion, dans un système de réversion maintenant le niveau de vie, supérieur à celui du système actuel. À l'échelle du couple, les veuves d'un salarié du secteur privé appartenant aux couples dont les pensions sont les plus élevées gagneraient à la mise en place d'un dispositif de maintien du niveau de vie, au détriment d'une perte, de moindre ampleur, pour celles issues des autres couples. L'effet serait opposé pour les veuves d'un ancien fonctionnaire.

Les dispositifs de droits conjugaux à la retraite sont remis en question car ils représentent d'importantes dépenses de protection sociale alors qu'ils sont considérés comme inadaptés aux évolutions de la vie conjugale, injustes car ils opèrent des transferts financiers des célibataires vers les couples et inefficaces car ils désinciteraient au travail féminin. Ainsi, plusieurs pays ont décidé de baisser la générosité de ces dispositifs voire de les supprimer. Or, le veuvage représente un choc de revenu pour le survivant, consécutif à la perte des économies d'échelle et du revenu du défunt, qui laisse supposer un besoin de protection sociale des individus au moment de la mort d'un conjoint. Dans le **chapitre 5** intitulé « *Labor Supply Effects of Survivor Insurance : Evidence from Restricted Access to Survivor Benefits in the Netherlands* », nous étudions les conséquences de la restriction sévère de l'éligibilité aux prestations veuvage publiques, mise en œuvre aux Pays-Bas, sur l'offre de travail des veuves en âge de travailler.

Dans ce chapitre, nous considérons la mise en place de la réforme néerlandaise des prestations veuvage comme une expérience naturelle. Cette réforme a considérablement durci les règles d'éligibilité à ces prestations pour les personnes nées après le 1er janvier 1950. Cela s'est traduit par une baisse importante et soudaine (au fil des générations de naissances) de la proportion de bénéficiaires de ce type de prestations parmi les personnes veuves. À l'aide d'une régression sur discontinuité estimée sur des données administratives exhaustives de la population néerlandaise, nous pouvons estimer l'impact causal de la réforme sur l'offre de travail des veuves. L'approche par « expérience » naturelle ne nécessite pas d'hypothèses comportementales individuelles. Par contre, l'identification de l'effet de la réforme repose sur l'hypothèse d'une absence de discontinuité culturelle d'une génération à l'autre, vis à vis du travail.

Avant la réforme mise en œuvre par la loi ANW en 1996, les Pays-Bas étaient caractérisés par un régime public de prestations veuvage généreux et un faible taux d'emploi féminin. Le durcissement des règles d'éligibilité aux prestations veuvage a entraîné une augmentation importante des revenus du travail (+23 %) et de la participation au marché du travail (+16 %), trois ans après le décès du conjoint. Nous calculons une élasticité revenu par rapport à la participation au marché du travail importante (-0,4) et comparable à la littérature

récente. Nous évaluons les effets de la réforme sur la substitution avec d'autres programmes de sécurité sociale. Nous trouvons que la réforme a augmenté le nombre de bénéficiaires de prestations d'invalidité (+1,5 points de pourcentage (p.p.)) ainsi que la proportion de bénéficiaires d'un minimum social (+6 p.p.). Enfin, nous montrons que l'ampleur de la réponse à la réforme dépend de la capacité des individus à s'assurer contre le risque de perte de revenu du conjoint. Nous constatons que les individus sans emploi avant le décès de leur conjoint réagissent beaucoup plus que les autres à la réforme, de même que les individus dont la part dans le revenu total du ménage était la plus faible. Cependant, nous ne trouvons étonnamment aucune preuve d'une réaction différenciée à la réforme selon le niveau de patrimoine liquide. Au global, nos résultats suggèrent que la suppression des régimes de prestations veuvage neutralise la désincitation à l'emploi des femmes, mais contraint certaines veuves à demander d'autres prestations de sécurité sociale.

Première partie

HISTORIQUE DE LA RÉVERSION EN FRANCE

Chapitre 1

Une histoire des pensions de réversion en France

Résumé du chapitre

La pension de réversion est la pension de retraite versée à un survivant suite au décès de son conjoint. En France, ce dispositif, d'abord mis en place dans les premiers régimes de fonctionnaires pour que l'État puisse se substituer au chef de famille mort au combat et pourvoir aux ressources de sa famille, a été généralisé à l'ensemble de la population à la suite de la Seconde guerre mondiale. Inspirée à la fois du régime de la Fonction publique et des dispositifs mutualistes pré-existants à la Sécurité sociale, la pension de réversion du régime général a été créée suivant une vision assurantielle, à laquelle a été adjointe une dimension assistancielle, fruit du rapport de force avec les représentants des autorités religieuses. À partir des années 1970, l'arrivée de la génération des *baby-boomeuses* sur le marché du travail et la tertiarisation de ce dernier, ainsi que le déclin du sentiment religieux dans la société française, ont contribué à l'affaiblissement du modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressources (*single male breadwinner*). Les pensions de réversion ont alors progressivement été modifiées pour s'adapter aux changements de la société française, et leur dimension assistancielle a été affaiblie. La pension de réversion des régimes de la Fonction publique et des régimes spéciaux n'a, au contraire, connu que peu de modifications juridiques et est restée fidèle à la dimension patrimoniale prêtée aux droits à la retraite acquis au sein du couple marié. Aujourd'hui, les propositions de réforme de ces dispositifs semblent converger vers une formule exclusivement assurantielle. Cependant, le critère de dépendance (contractuelle) conjugale demeurerait. Seule une suppression des pensions de réversion permettrait à chaque affilié d'avoir la possibilité de s'assurer de façon autonome contre le risque vieillesse.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	35
2	Origines des pensions de réversion	36
2.1	Avant 1945 : de la charité privée aux lois d'assurance sociale	36
2.2	La réversion dans les régimes de retraite des fonctionnaires	39
2.3	La généralisation de la Sécurité sociale	42
2.4	La domination internationale du modèle de l'homme pourvoyeur de ressources	45
3	Amélioration du montant des pensions de réversion	47
3.1	La visibilisation du travail féminin et la disparition de la condition de cumul	48
3.2	Condition de ressources ou de dépendance financière conjugale?	50
3.3	L'augmentation des taux de réversion pour maintenir le niveau de vie	53
3.4	La condition d'âge : prestation retraite <i>vs.</i> prestation veuvage	56
4	Évolution de la condition conjugale	58
4.1	Un lien de dépendance conjugale estompé	59
4.2	La lutte contre les unions de complaisance	61
4.3	Le droit des personnes divorcées	64
5	Quel avenir pour les pensions de réversion en France?	68
5.1	Les dispositifs français dans le paysage international actuel	68
5.2	La légitimité des pensions de réversion	70
5.3	Vers un dispositif qui maintient le niveau de vie du survivant?	74
5.4	Ou vers une individualisation des droits à retraite?	77
6	Conclusion	79
	Annexes	81
1.A	Historique de la réglementation des principaux dispositifs de réversion français	81
1.B	Législation en vigueur dans les régimes de retraite français	89
1.C	Comparaison internationale	105

1 Introduction

À l’instar de la majorité des pays industrialisés, la couverture de la population française par les pensions de réversion – pension de retraite versée au survivant suite au décès de son conjoint – a été étendue et partiellement unifiée dans la période qui a suivi la Seconde guerre mondiale. Le contexte était celui dans lequel la famille se conformait au modèle de l’homme exclusif pourvoyeur de ressources. Le mariage était la principale forme d’organisation de la vie à l’âge adulte et les divorces étaient rares. Depuis lors, la participation des femmes au marché du travail a augmenté, le nombre de mariage a diminué et les séparations sont plus nombreuses. La création de dispositifs de retraite reposant sur le lien de dépendance (financière) de la femme à son mari a soutenu un modèle familial hiérarchique dont les rôles sociaux sont genrés. Inversement, les évolutions juridiques des dispositifs de réversion sont le reflet de l’évolution des représentations de la famille et des places respectives de la femme et de l’homme dans le cadre du ménage, et dans la sphère professionnelle.

La création de dispositifs de retraite reposant sur le lien de dépendance (financière) de la femme à son mari soutient un modèle familial hiérarchique dont les rôles sociaux sont genrés. Inversement, l’évolution des dispositifs de réversion reflète l’évolution des représentations de la famille et des places respectives de la femme et de l’homme dans le cadre du ménage, et dans la sphère professionnelle. Ce chapitre propose un historique des modifications juridiques des pensions de réversion en France, éclairé par une esquisse des évolutions de la société. Enrichi d’une comparaison internationale, ce chapitre a pour but d’analyser les fondements des pensions de réversion et de comprendre leurs évolutions, afin d’étudier les pistes d’avenir possibles.

Les femmes sont les principales bénéficiaires des pensions de réversion. En 2019, elles représentent 88 % d’entre eux (DREES, 2021), du fait de leur plus longue espérance de vie et de l’écart d’âge moyen avec leur conjoint¹. Aussi, dans ce chapitre, les termes de *veuve* et de *femme* sont plus usités pour parler des bénéficiaires, même si les hommes sont progressivement devenus éligibles aux pensions de réversion. De plus, les propos tenus sur les modèles familiaux ne prennent généralement pas en compte les couples de même sexe. Ce choix se justifie d’une part par le fait qu’ils sont moins nombreux que les couples hétérosexuels. D’autre part, les couples très inégalitaires vis à vis de la retraite, et qui occupent une place importante du propos de ce chapitre, sont ceux dans lesquels la femme est financièrement dépendante de son mari.

Pour construire ce chapitre, j’ai utilisé en premier lieu les lois et décrets parus au *Journal Officiel* ainsi que les questions et débats parlementaires, les rapports d’information et les propositions de loi de l’Assemblée Nationale et du Sénat. J’ai également consulté les rap-

¹En 2017, les femmes mariées avaient en moyenne 2,6 ans de moins que leur époux (Papon, 2019).

ports 2000 et 2015 de la Cour des Comptes, le rapport 2013 de la Commission européenne, le rapport 2018 de l'OCDE et enfin les documents de travail² et le rapport annuel 2008 du Conseil d'orientation des retraites (COR). Pour compléter ces informations, j'ai utilisé la série des Précis de droit de la Sécurité sociale de [Dupeyroux et al. \(1975-2015\)](#) et les ouvrages de *La Sécurité sociale. Son histoire à travers les textes* du [Comité d'histoire de la sécurité sociale](#). Enfin, je me suis appuyée sur les thèses de [Chaineaud \(2005\)](#) et [Vezin-David \(2000\)](#). Les références plus spécifiques sont citées dans chaque sous-partie.

2 Origines des pensions de réversion

L'instauration des dispositifs de réversion découle d'une conception du mariage où l'homme est le principal – voire l'unique – pourvoyeur de ressources ([apRoberts, 2008](#)) et donc d'une protection à apporter à la veuve suite au décès de son mari. Je reviens sur les origines de la protection sociale contemporaine apportée aux veuves, depuis la prise en charge par les familles jusqu'à l'instauration des dispositifs de réversion nés de la mise en place des systèmes de protection sociale de grande ampleur dans les pays industrialisés à l'issue de la Seconde guerre mondiale. L'historique des dispositifs de réversion des régimes de fonctionnaires y est présenté indépendamment de ceux concernant les autres citoyens. Le développement des régimes de retraite de fonctionnaires constitue, en effet, dans un premier temps, une exception et il devient, dans un second temps, une source d'inspiration pour la construction de la Sécurité sociale.

2.1 Avant 1945 : de la charité privée aux lois d'assurance sociale

Avant 1945, le législateur « n'a pas vraiment envisagé la protection sociale de la veuve » ([Chaineaud, 2005](#), p. 325). Celle-ci est donc organisée par la prévoyance individuelle, par la solidarité familiale et enfin par l'aide de la collectivité qui « se résume [surtout] en secours distribués par des organisations charitables, presque toujours privées » ([Carlier-Mackiewicz and Hatzfeld, 1969](#), p. 52).

Les codes napoléoniens, promulgués en 1804, qui regroupent pour la première fois les lois relatives au droit civil français, considéraient la femme comme une éternelle mineure qui passait de la tutelle de son père à celle de son mari. Dans ce contexte, elle n'hérite de son conjoint que s'il n'y a aucun autre héritier et le Code Civil ne lui accorde que des droits de viduité, temporaires et insignifiants³. Concrètement, c'est la cellule familiale qui constitue

²Plus particulièrement, il s'agit des documents de travail des séances de janvier 2019, d'octobre 2014, de juin 2012, de juillet 2008, de mai 2008, de juin 2007, de mars 2007, de février 2007, de juin 2006, de décembre 2004, de novembre 2004 et de mai 2002.

³Ces droits de viduité consistent en de la nourriture pour une période de trois mois et quarante jours, ainsi

le cadre naturel de la protection de la veuve : cette dernière est accueillie par ses enfants ou se met – plus rarement – en concubinage de nécessité. En revanche, pour les plus jeunes, il faut (re)trouver un emploi⁴.

La Troisième République voit un important développement de la charité privée. Les acteurs sont divers : associations confessionnelles et de charité, sociétés de secours mutuels, œuvres patronales et certaines entreprises contre les risques de maladie, décès ou incapacité de travail⁵. Cette charité prend parfois la forme d'une aide ponctuelle avec la prise en charge des frais de funérailles ou bien le versement d'un secours en argent, mais il existe également des aides durables dont l'objectif est d'assurer un revenu permanent à la veuve et de maintenir ses conditions de vie antérieures. À la fin du XIX^e siècle, des solidarités entre particuliers émergent avec des legs de la part des classes moyennes et supérieures, directement aux veuves ou aux associations qui s'occupent de celles-ci (Marais, 1999). Cependant, cette charité ne se fait qu'en contrepartie d'une moralisation des comportements. En particulier, seule la famille *légitime* et *intimiste* est éligible aux aides fournies (Bertaux, 1998). De plus, le secours apporté aux veuves est gracieux et connaît de nombreux aléas, ce qui rend cette protection incertaine. Enfin, la charité n'est pas accessible à toutes les veuves et, même si la fin du XIX^e siècle voit émerger des transferts entre particuliers, la plupart des bénéficiaires sont des veuves aisées.

L'industrialisation de la société au cours des XIX^e et XX^e siècles a fait apparaître de nouvelles formes de pauvreté et notamment la misère urbaine. Le législateur juge que la collectivité doit protéger les populations vulnérables et met en place des lois d'assistance. Les veuves ne sont pas spécifiquement visées par les mesures d'assistance des lois du 15 juillet 1893 sur l'assistance médicale gratuite, du 14 juillet 1905 sur l'assistance aux vieillards, infirmes et incurables et du 13 juillet 1913 sur l'assistance aux familles nombreuses. En effet, elles ne représentent ni un danger ni une utilité – car elles ne sont « ni productrice[s] ni génitrice[s] » (Chaineaud, 2005) – pour la société. Cependant, l'assistance publique « ne s'adresse pas aux indigents définis d'une façon générale, mais aux individus privés de ressources au regard des situations concernées [...] » (Renard, 1995). Ainsi, les veuves sont bénéficiaires indirectes de ces mesures, du fait de leur âge, de leur invalidité ou maladie, ou encore de leur charge de famille. Cette aide, qui passe par les collectivités locales, est très hétérogène sur le territoire. De fait, à cette époque, certaines veuves bénéficient à la fois de la charité privée et des aides communales tandis que d'autres n'ont rien.

que le maintien sans loyer au domicile conjugal pendant cette même période. Elle est de plus autorisée à prendre les vêtements dont elle a usage et bénéficie enfin d'une créance pour les frais de deuil sur la succession (Barrière, 2007).

⁴À cette époque, 90 % des femmes exerçant une activité salariée sont des célibataires ou des veuves (Blunden, 1982, p. 138).

⁵Dans ces entreprises, les cotisations pouvaient être payées par l'entreprise elle-même ou bien retenues sur les salaires des ouvriers.

Puis, naissent les premiers régimes de socialisation des risques. Avec les lois d'assurances sociales du 9 avril 1898 sur les accidents du travail et du 5 avril 1910 sur les retraites ouvrières et paysannes⁶, le législateur veut assurer le travailleur et sa famille contre les risques de l'existence. Lors d'un débat au Sénat en 1910, le ministre du travail précise que « l'intégration des exclus passe certes par le travail mais encore par la sécurité du lendemain⁷ ». D'après [Chaineaud \(2005\)](#), il y a émergence d'une *propriété sociale* : « avec la technique de l'assurance, l'ouvrier dispose d'une créance contre la société, elle fait partie de son patrimoine ». Il faut faire du travailleur un propriétaire de droits et non pas de biens pour l'assurer contre les risques de l'existence.

Cela pose la question de la transmission de cette nouvelle forme de *patrimoine*, et notamment à la veuve du travailleur. La technique du transfert de droits et la notion d'*ayant droit*⁸ sont adoptées. Elles permettent la couverture des personnes sans emploi qu'étaient l'épouse et les enfants du travailleur, en étendant les prestations aux proches du travailleur, sur la base de leur lien avec ce dernier ([Veizin-David, 2000](#)). Concernant le patrimoine retraite du travailleur transmis à la veuve ayant droit, le terme *réversion* est choisi car il s'agit de reverser une partie de la pension du décédé.

Les veuves de guerre, devenues visibles après la Première guerre mondiale, sont les premières à bénéficier d'une couverture⁹. L'extension de la protection se fait ensuite aux veuves d'accidentés du travail et enfin, avec la mise en place des assurances sociales (1928-1930), à l'ensemble des veuves de travailleurs¹⁰. La loi du 30 avril 1930 sur les assurances sociales permet aux assurés qui souhaitent une assurance pour leurs conjoints de choisir entre :

- la réversion d'une fraction de leur propre pension au conjoint en cas de décès¹¹ ;
- la constitution d'un capital réservé à partir de leurs cotisations, capital qui est versé au conjoint en cas de décès de l'assuré.

C'est le décret-loi du 28 octobre 1935 modifiant le régime des assurances sociales qui instaure la réversion pour les travailleurs du privé. Dans le régime de retraite par capitalisation,

⁶La loi de 1910 sur les retraites ouvrières et paysannes ne prévoit pas de dispositif de réversion.

⁷Propos de René Viviani, Ministre du travail, J.O., Sénat, débat, séance du 22 mars 1910, p.820.

⁸En droit civil, l'ayant droit est celui qui est titulaire d'un droit. L'ayant droit est donc une personne bénéficiant d'un droit en raison de sa situation juridique, financière ou fiscale ou de son lien familial avec le bénéficiaire direct de ce droit. Par exemple, les héritiers sont les ayants droit du défunt. En terme de sécurité sociale, l'ayant droit bénéficie des prestations versées par la Sécurité sociale non à titre personnel mais du fait de son lien avec l'assuré (conjoint, enfant).

⁹La loi Lugol du 31 mars 1919 institue des pensions pour les militaires victimes de guerre et, pour la première fois, leurs ayants cause, les veuves et les orphelins ([Bentz, 2020](#)). Il s'agit pour la Nation de proclamer sa gratitude et le droit à réparation pour les victimes militaires du conflit ([Chaineaud, 2005](#)) et sert aux veuves de guerre une pension, majorée d'un forfait pour chaque enfant de moins de 18 ans issu du mariage avec le militaire.

¹⁰La réversion a été évoquée dans les travaux préparatoires aux lois 1928 et 1930 grâce au fait que l'Alsace et la Lorraine bénéficiaient de la législation allemande et donc de la réversion à l'époque ([Veizin-David, 2000](#)).

¹¹En contrepartie d'une diminution des droits-propres de l'affilié.

l'assuré peut alors demander à ce que « le capital représentatif de sa pension serve à la constitution d'une rente réversible pour moitié sur la tête de son conjoint survivant ». Une partie de la pension à laquelle il avait droit est alors amputée et les cotisations laissées de côté en attendant son décès¹². L'ouverture du droit est automatique pour toutes les veuves de travailleurs de plus de 55 ans. À ce moment, la réversion est un droit purement contributif puisque la pension servie correspond à la contrepartie des cotisations versées par le défunt.

Avant 1945, la protection sociale de la veuve s'est donc progressivement organisée grâce à la technique de l'assurance (la veuve reçoit des prestations en contrepartie des cotisations versées par son mari affilié). Cependant, les montants versés sont faibles et seule une petite part de la population est couverte. Ainsi, et en dépit des vifs débats sur la séparation entre l'État et l'Église de cette période, la religion continue d'occuper une place importante dans la protection des veuves. L'Église assiste ces dernières, en contrepartie d'une moralisation de leurs comportements.

2.2 La réversion dans les régimes de retraite des fonctionnaires

La question de la protection de la veuve du fonctionnaire est posée deux siècles et demi plus tôt avec l'apparition, sous l'Ancien régime, des premières caisses de retraite pour protéger les serviteurs de l'État de l'invalidité et de la vieillesse.

L'édit de Nancy du 23 septembre 1673 crée la « Caisse des invalides » avec la retenue sur solde, base du système d'assurance des marins. Cette retenue a servi à alimenter un Fonds des invalides de la Marine destiné à la construction d'hôpitaux. Un seul a été bâti, il était destiné à recevoir aussi les veuves et les orphelins des marins (Dubarry *et al.*, 1979). À partir de 1709, la « Caisse des invalides » verse des gratifications aux veuves et aux orphelins. Finalement, un premier système de retraite – sans aucune condition d'invalidité – est instauré pour les marins en 1784. Une gratification en faveur des veuves et des orphelins, égale à un an de solde du marin décédé est incluse dans l'ordonnance. Puis avec le règlement du 24 juin 1788, la réversion est accordée aux veuves et aux enfants, à condition de décès en service du marin et de ressources reconnues insuffisantes (Ouart, 1936).

Ainsi, et d'après les travaux de Thuillier (1992a), avant 1789 la réversion existe pour les veuves d'employés de ministère. Toutefois, la réglementation dépend de chacun des ministères. Aux Affaires étrangères, le montant de la pension de réversion est fixé dans le brevet

¹²« Dans ce cas, la pension subit une réduction qui est calculée d'après un barème arrêté par le ministre du travail, de telle manière qu'il n'en résulte pour la caisse aucune charge supplémentaire. » (article 11 du décret-loi du 28 octobre 1935).

de pension tandis qu'il est soumis à une condition de ressources pour les veuves des ingénieurs des Ponts et Chaussées, à l'instar de la Marine. La loi du 22 août 1790 qui porte la création d'un régime de retraite pour les fonctionnaires de l'État décide formellement de proscrire les pensions de réversion. Seule une pension alimentaire est accordée à la veuve, en cas de « défaut de patrimoine » et à condition que l'affilié soit décédé dans le cours de son service (Thuillier, 1992b). La loi n'est finalement pas appliquée pour des raisons financières¹³ et chaque administration crée sa propre caisse. Néanmoins, l'interdiction de réversibilité de la loi reste dans les esprits et occupe une place importante dans les débats concernant les droits des veuves des années qui vont suivre.

Concernant les fonctionnaires militaires, Quart (1936) explique que malgré les nombreux règlements et lois parus depuis 1790, il faut attendre 1814 pour voir apparaître le principe du droit de la veuve réunissant cinq ans de mariage, à un quart du maximum de la pension d'ancienneté si le mari réunit 30 ans de services. En 1822 est reconnu un droit à pension pour les veuves, à condition que leur revenu soit inférieur au double de la pension de leur conjoint décédé.

Pour les fonctionnaires civils, et selon l'analyse de Thiveaud (1995), deux sortes de pensions coexistent entre la Révolution et la première moitié du XIX^e siècle : les pensions payées sur les fonds généraux du budget et les pensions sur fonds de retenues. Les premières, concédées à titre de récompense nationale et entièrement financées par l'État, demeurent sous le titre de « pensions de la loi du 22 août 1790 ». Seules les Caisses de retenues, dont l'amélioration du régime est favorisée par leur mode de financement, étendent les droits des fonctionnaires en créant des droits en faveur des veuves. Les modifications réglementaires sont extrêmement nombreuses et non univoques dans la période qui s'étend de 1790 à 1853¹⁴. Les débats portent, entre autres, sur les conditions de ressources des veuves (avec l'apparition en floréal an VII d'une pension différentielle), leur âge, la durée de service de leur conjoint décédé (avec l'apparition en 1825 de l'idée d'une rente proportionnelle à cette durée), le taux de réversion, le droit des veuves (avec l'apparition en 1833 de la notion de *patrimoine retraite*), leur durée de mariage avec le défunt et le mode de calcul (avec l'apparition en 1837 de la notion de mortalité différentielle). À la veille de la loi fondatrice de 1853, les conditions d'âge de la veuve et de durée du service du défunt sont atténuées et de nombreuses caisses élèvent le taux de réversion à 50 %.

Les lois du 11 avril 1831, pour l'armée de terre, et du 18 avril 1831, pour la marine, unifient les différents régimes militaires de retraite et codifient *le droit à la pension*. Les veuves ayant deux ans de mariage ont désormais un droit à pension de réversion, sans avoir à justifier

¹³Son financement devait entièrement être pris en charge par l'État.

¹⁴Pour une présentation détaillée de ces modifications réglementaires et juridiques, voir Thuillier (1992b).

d'un minimum de moyens d'existence.

De façon analogue, la loi du 9 juin 1853 procède à l'unification des régimes civils de retraite. Dans un contexte d'accroissement des dépenses, la loi, votée en hâte, a fortement diminué les droits des veuves. La pension de réversion est réduite au tiers de la pension du mari. Un minimum est fixé à 100 francs. Le mariage doit avoir été contracté six ans avant la cessation de fonction du mari.

La poursuite de l'unification du régime des militaires consiste en des améliorations des droits des affiliés, mais aussi de leurs veuves (Ouart, 1936). Ces dernières acquièrent un droit à la réversion à partir de 25 ans de services du mari. Le montant de la pension est fixé au tiers (pour les veuves d'officier) ou à la moitié (pour les veuves de sous-officiers) du maximum de la pension afférente au grade du mari.

En ce qui concerne le régime des fonctionnaires civils, les débats critiques vis à vis de la loi de 1853 se multiplient et les propositions de loi pour améliorer la situation des veuves sont nombreuses¹⁵. Parmi les critiques, la loi de 1853 est principalement qualifiée de loi « anti-familiale ». En effet, l'affilié marié qui voit sa rente viagère diminuée en contrepartie de sa réversibilité est pénalisé par rapport à l'affilié célibataire. De plus, il est souligné que la loi empêche la transmission d'un patrimoine à la famille au décès de l'affilié, ce qui contrevient à la morale de cette époque. Les propositions de loi de 1873, de 1891 et de 1892 tentent d'y remédier avec le versement d'un capital à transmettre au lieu d'une rente de réversion (au choix) ou l'incitation à la prévoyance individuelle en remplacement de la réversibilité de la pension, ou encore le financement de la réversion par la collectivité et non pas le mari, respectivement. Finalement, c'est la loi du 21 juillet 1909 qui propose une première réponse aux critiques et organise un régime favorable aux veuves. Ces dernières obtiennent notamment un droit à réversion d'un montant égal à la moitié de la pension du conjoint décédé ou de la pension à laquelle il aurait pu prétendre en cas de décès en service, financé par les cotisations de l'ensemble des affiliés.

La loi du 14 avril 1924 instaure enfin un régime commun aux fonctionnaires civils et militaires, largement inspiré, selon Thuillier (1992b), par la loi de 1909. Les droits des veuves, financés par la collectivité, y sont largement améliorés et la loi s'inscrit pleinement dans la ligne des revendications familialistes qui ont précédé son adoption. Les services du mari ouvrent droit à pension de réversion à partir de quinze ans de services. Les pensions de veuves deviennent dans tous les cas égales à la moitié de la pension de retraite dont le mari décédé bénéficiait ou aurait pu bénéficier au jour de son décès. La pension de réversion est majorée de 10 % pour chaque enfant à charge (en dessous de l'âge de 21 ans). La durée de

¹⁵Pour une présentation détaillée de ces discussions et propositions de loi, voir Thuillier (1992b).

mariage exigée est abaissée à deux ans. La réversion vue comme un patrimoine légué par le fonctionnaire à sa famille est protégée puisqu'aucune condition de ressources ni d'âge ne sont mises en place. Conformément à cette vision, les femmes divorcées à leur profit ont droit à pension même si le défunt s'était remarié. Le montant de la réversion est alors calculé au prorata de la durée de mariage. Les veufs demeurent, quant à eux, exclus du dispositif.

Ainsi, la protection sociale des veuves organisée par les régimes de fonctionnaires a constamment reposé sur une vision familialiste. Lors de l'instauration du régime commun de 1924, la pension de réversion y est vue comme le patrimoine retraite constitué des droits acquis (par le patriarche) au sein de la famille.

2.3 La généralisation de la Sécurité sociale

À la Libération, les principales veuves qui bénéficient d'une protection sociale sont les veuves de fonctionnaires et les veuves de guerre. En particulier, c'est parce que la Nation a voulu apporter réparation aux victimes du conflit que le droit de ces nombreuses veuves s'est amélioré. D'ailleurs, l'expérience de la résistance, à laquelle avaient participé les communistes, les socialistes, mais aussi le Mouvement Républicain Populaire¹⁶ (MRP) d'aspiration chrétienne-démocrate, explique la large coalition soutenant des réformes sociales de grande envergure après la Seconde Guerre mondiale (Manow and Palier, 2009). D'après Chaineaud (2005), « le législateur semble agir en fonction des circonstances et des rapports de force en présence, sans avoir de véritables principes directeurs ». Ainsi, le contexte de l'après Seconde Guerre mondiale va de nouveau permettre une amélioration des droits des veuves, grâce à leur prise en compte lors de la généralisation de la Sécurité sociale. Inspirée des dispositifs existants dans les mutuelles, les associations patronales et les associations confessionnelles, mais aussi dans les régimes de fonctionnaires préexistants, la protection des veuves organisée dans le nouveau régime ne remettra pas en cause l'idéologie familialiste qui y prévaud.

La loi du 22 mai 1946 porte la généralisation de la Sécurité sociale. Bien qu'en partie inspiré par Beveridge (conception universaliste), le système de sécurité sociale français s'inscrit principalement dans une conception bismarckienne (professionnaliste). En effet, il est basé sur le statut de travailleur. La protection des personnes qui ne travaillent pas ne peut donc se faire que via l'extension ou bien le transfert des droits de l'assuré à ces dernières, à savoir sa femme et ses enfants. De plus, c'est pour définitivement évincer l'Église dans le domaine de la protection sociale que l'État français a précisé ses responsabilités en matière de politique sociale (Manow and Palier, 2009). D'une part, cela a permis aux organisations d'entraide volontaires, les caisses et les mutuelles, d'entrer et d'occuper le

¹⁶Appelé Mouvement Républicain de Libération jusqu'en Novembre 1944.

champ de l'assurance sociale. D'autre part, cela explique la dimension assistancielle prise par le régime général de la Sécurité sociale, et notamment en ce qui concerne la protection des veuves.

Selon Laroque (1971), fondateur de la Sécurité sociale, en 1945 le législateur est conscient que « les travailleurs aspirent à recevoir la garantie qu'en toutes circonstances, ils seront à l'avenir en mesure d'assurer leur subsistance et celle de leur famille ». Cependant, il admet que « les régimes de sécurité sociale en vigueur ont été conçus et se sont industrialisés en fonction de l'hypothèse de base plus ou moins implicite d'une minorité féminine, d'une dépendance de la femme dans la famille » (Laroque, 1972). Par ailleurs, le système en répartition impose, d'après Veizin-David (2000) de justifier le droit à la réversion, qui n'est plus automatique mais délivré par la collectivité¹⁷, sur un fondement de solidarité. Ainsi, et combiné à la volonté de défaire l'Église de sa mission d'assistance sociale, le survivant doit désormais être dans une situation de besoin pour pouvoir prétendre à la prestation, qui a alors seulement pour objet d'y répondre. Le choix est fait d'adjoindre une condition de ressources au dispositif. Autrement dit, c'est par *nécessité* pour le survivant (et non pas en contrepartie de cotisations) que la réversion est maintenue.

À l'instauration du régime général, le taux de la réversion est de 50%. Comme pour la pension de retraite, la condition d'âge pour bénéficier d'une pension de réversion est de 65 ans, sauf si le conjoint survivant est incapable de travailler auquel cas il n'y a pas de condition d'âge¹⁸. La pension de réversion est réservée au conjoint (homme ou femme) à charge de l'assuré, c'est-à-dire le conjoint qui n'a acquis aucun droit à une pension propre (pas de cumul possible entre les droits propres et les droits dérivés). Une condition de ressources est appliquée : « bénéficie de la réversion le conjoint du titulaire de droit à pension de vieillesse si ses revenus propres, y compris ceux provenant de son travail, sont inférieurs, à la date du décès, à la moitié de la pension de vieillesse du *de cuius*¹⁹ ou de celle à laquelle ce dernier aurait pu prétendre ». Enfin, la condition de durée de mariage est de 2 ans et il faut que le mariage ait eu lieu avant le 60^{ème} anniversaire de l'assuré.

En 1945, avec la condition de ressources et l'interdiction de cumul entre droits propres et droits dérivés, la réversion pour les travailleurs du privé prend donc une dimension assistancielle. Exprimée comme une proportion de la pension du conjoint décédé, la réversion garde néanmoins un caractère assurantiel. Les veufs ne sont pas écartés des dispositifs de réversion, cependant, la notion de conjoint à charge vise directement les femmes au foyer

¹⁷Cela signifie que ce n'est plus l'assuré seul qui finance sa retraite, mais l'ensemble des travailleurs qui financent celles de l'ensemble des retraités. Le lien entre les cotisations versées par l'assuré et la pension de retraite à laquelle il aura droit n'est plus direct.

¹⁸Décret du 29 décembre 1945 portant règlement d'administration publique pour l'application de l'ordonnance du 19 octobre 1945.

¹⁹Personne dont la succession est ouverte.

(Harichaux-Ramu, 1980; Marsault, 1985). Le taux de réversion de 50 % s'explique ainsi par le fait qu'une seule pension (la pension de l'homme, unique pourvoyeur de ressources) devait pourvoir aux besoins du foyer de deux personnes donc lorsque l'une des deux décède, la moitié suffit à celle qui survit²⁰. Enfin, seul le lien marital permet de prétendre au bénéfice d'une pension de réversion, ce qui correspondait à quasi-totalité des unions de l'époque : en 1945, 92,1 % des femmes de plus de 50 ans sont mariées (Bellamy, 2015).

Pour apporter un complément à la pension du régime général, les régimes complémentaires ont émergé, dès 1947 pour les cadres avec l'Association générale des institutions de retraite des cadres (Agirc), puis avec l'accord interprofessionnel du 8 décembre 1961 pour la réunion de nombreux régimes complémentaires de non cadres en l'Association des régimes de retraite complémentaire (Arrco). Une pension de réversion est prévue dans chaque association. À l'Agirc, le taux de la réversion est de 50 %, pour les veuves financièrement dépendantes non divorcées. Le mari doit avoir 15 années de service et être âgé d'au moins 40 ans lors de son décès. L'épouse survivante bénéficie de la réversion à taux plein à partir de 60 ans mais elle peut commencer à percevoir la pension de réversion dès 50 ans avec des réductions par rapport au taux plein. Si la veuve a au moins deux enfants à charge lors du décès du mari, elle peut percevoir la pension de réversion quel que soit son âge. Si la veuve perçoit des revenus du travail qui dépassent deux fois sa pension de réversion, le versement de la pension de réversion est suspendu. La condition de durée de mariage est de deux ans et il y a une condition de non remariage. À l'Arrco, il faut attendre 1976 pour que soit harmonisée la réglementation des pensions de réversion lorsqu'elles sont prévues par les régimes. La condition d'âge pour bénéficier de la réversion est de 50 ans pour les veuves. Les veuves ayant deux enfants à charge ont droit à la pension de réversion sans condition d'âge. Les régimes complémentaires Agirc-Arrco sont des régimes en points caractérisés par une forte contributivité : il y a un lien direct entre les cotisations versées par l'individu affilié et les prestations servies à cet individu une fois retraité. On est dans le cadre d'une logique assurantielle pure. Conformément à cette logique assurantielle, les pensions de réversion ne sont pas soumises à une condition de ressources ni de durée de mariage requise.

Les pensions de réversions issues de la généralisation de la Sécurité sociale, d'une part, et des régimes complémentaires du privé, d'autre part, sont le fruit des rapports de force de l'époque. Ainsi, inspirée des dispositifs mutualistes pré-existants, la pension de réversion du régime général a été créée suivant une vision assurantielle, à laquelle a été adjointe une dimension assistancielle, résultat de l'influence des représentants des autorités religieuses. Celle issue de l'Agirc-Arrco, respecte quant à elle la logique assurantielle, en cohérence avec

²⁰Il n'y a donc pas dans cette conception de prise en compte des économies d'échelle. Voir paragraphe 3.3.

les idées qui ont servi la création des régimes complémentaires du privé.

2.4 La domination internationale du modèle de l'homme pourvoyeur de ressources

À l'issue de la Seconde guerre mondiale, la France n'est pas la seule à étendre la couverture et uniformiser son système de protection sociale visant, entre autres, à assurer les affiliés contre le risque vieillesse. D'après [Palier \(2014\)](#), les pays développés ont d'ailleurs partagé des objectifs similaires en termes de retraite : lutter contre la pauvreté, garantir un revenu aux retraités et améliorer la couverture de la population. En particulier, une protection des veuves est organisée avec les pensions de réversion. Ainsi, dans la plupart des pays industrialisés, la construction d'un système de protection sociale unifié inclut des dispositifs de prestations au bénéfice des conjoints survivants des assurés²¹.

Le système de retraite fondé par Bismarck en 1889 ne comprenait pas de pension de réversion mais il est amendé dès 1911 pour y remédier. L'accès à cette dernière est néanmoins limité aux femmes invalides. En 1927, les pensions de réversion sont étendues à toutes les veuves de plus de 65 ans. Pour le Royaume-Uni, le système de retraite mis en place en 1925 pour les ouvriers les plus pauvres comprend déjà des pensions de réversion. En Italie et aux U.S.A., les veuves de travailleurs deviennent bénéficiaires d'une pension de réversion à partir de 1939. Le système de sécurité sociale américain proposait déjà lors de sa mise en œuvre en 1935 une aide pour les veuves, mais sous la forme d'un forfait. Une rente viagère est servie aux veuves des affiliés à partir de 1939. Au Japon, le système de retraite pour les ouvriers de 1941 inclut une protection pour leurs veuves, ces dernières étant exclues du système de retraite en tant que travailleuses jusqu'en 1961. En Belgique, le système de retraite par répartition, mis en place en 1944 à la suite de la Seconde guerre mondiale couvre les veuves. Il faut attendre 1946 pour la Suède, 1955 pour l'Espagne et enfin 1959 pour les Pays-Bas²².

Dans la plupart des pays d'Europe occidentale, les décennies qui ont suivi la Seconde Guerre mondiale ont été l'apogée du modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressource du foyer. Ce modèle est résultante de nombreux déterminants (industrialisation, religion, masculinité, intérêts de classe, familialisme, etc.), qui de surcroît s'entretiennent ([Creighton, 1996](#)), et a été soutenu par les politiques sociales de l'époque ([Janssens, 1997](#)). L'objectif commun des pays mentionnés était ainsi de couvrir la population des veuves à charge financière de leur conjoint (qui ne peuvent pas subvenir à leurs besoins avec leurs ressources propres) et d'un certain âge pour les prévenir de la pauvreté au décès de leur conjoint

²¹Dans la plupart de ces pays, la réversion existait néanmoins déjà pour les régimes de fonctionnaires.

²²D'après [Bussemaker et al. \(1997\)](#) si les Pays-Bas ne mettent que tardivement en place des droits pour les survivants, c'est probablement parce qu'ils étaient moins impliqués dans la Première guerre mondiale et qu'ils n'ont pas vu la population des veuves exploser de la même ampleur que leurs voisins.

en assurant une (relative) continuité de leur niveau de vie. Le montant de la pension de réversion est, en effet, exprimé en fonction de celui de la pension de l'assuré décédé. Le taux de réversion, généralement de 50 %, est basé sur l'hypothèse que les veuves n'ont pas ou peu de ressources. De plus, la condition d'âge de 65 ans se retrouve en Allemagne, au Canada, en Espagne et aux U.S.A., au moins. Inversement, de telles pension de réversion ont contribué à maintenir la dissymétrie genrée d'acquisition de droits à la retraite, puisque les ressources des femmes mariées étaient assurées même après le décès de leur mari sans que celles-ci aient besoin de cotiser à titre individuel. C'est donc sur le modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressources (*single male breadwinner*) qu'ont été fondés les États-providence (Ginn, 2003; Sainsbury, 1994). Ils sont essentiellement « paternalistes » selon Orloff (1993) et Skocpol (1992) car conçus pour s'adapter et renforcer la politique familialiste.

Cependant, et à l'instar de la France, l'élaboration puis l'évolution de tels dispositifs dépend des rapports de forces politiques de l'époque. Morgan (2003, 2006, 2009) souligne notamment l'importance de la religion comme force politique dans la construction des dispositifs de protection sociale (pour les politiques familiales en particulier). Elle oppose les contextes de fusion de l'Église et de l'État et l'homogénéité religieuse dans les pays nordiques, de divisions cléricales/anti-cléricales en Belgique, en France et en Italie et de prise en compte des forces religieuses en Autriche, en Allemagne et aux Pays-Bas pour expliquer les divergences entre les différents systèmes de protection sociale vis à vis du statut des femmes.

Ainsi, Sainsbury (1994) souligne que l'institution du mariage est, par exemple, plus ou moins valorisée selon les pays. Ainsi, en Suède, les enfants à charge (néanmoins nés du mariage avec l'assuré décédé) deviennent un critère suffisant d'éligibilité à la pension de réversion dès 1959 et une durée minimum de mariage n'est plus nécessaire. À l'inverse, en Italie, Bimbi (1997) précise que la pension de réversion est une reconnaissance de la valeur économique du mariage car elle ne tient pas compte de la situation financière réelle des mères, des pères et des enfants.

Plus généralement, c'est la prise en compte du travail non rémunéré, qui concerne quasiment exclusivement les femmes à l'époque, et la manière dont il est considéré par les différents systèmes de protection sociale qui permet de rendre plus visibles les disparités entre les pays (Lewis, 1992). Le système suédois pour lequel le critère d'éligibilité aux pensions de retraite, basé sur la citoyenneté, aura un effet de « défamilialisation » des prestations (Sainsbury, 1994). Morgan (2009) y voit le résultat de la fusion de l'Église et de l'État qui a produit un État actif en ce qui concerne les questions familiales. Ce dernier est alors intervenu dans le remodelage des relations entre les sexes et dans la vie familiale par l'individualisation de certaines prestations sociales. À l'opposé, le modèle de l'homme pourvoyeur de ressources est longtemps resté très fort en Espagne où la réversion n'est accordée aux

veufs qu'en 1983, aux États-Unis ou au Royaume-Uni où la constitution de droits propres des femmes est découragée par la perte de la réversion et par une taxation pénalisante, respectivement. Selon [Morgan \(2009\)](#), les divisions religieuses dans ce type de pays auraient jeté les bases des partis confessionnels qui allaient dominer la politique dans ces pays. Il en résulte un conservatisme en ce qui concerne les rôles des genre et la famille, mais aussi une absence de contestation de la part de la gauche. À mi-chemin, en France, les mères sont reconnues à la fois comme mères et travailleuses du fait que les prestations familiales soient servies indépendamment de leur insertion sur le marché du travail ([Brocas, 2004](#)). Le contrôle patriarcal se fait au niveau de la famille et non pas au niveau collectif. [Skocpol \(1992\)](#) parle de système « maternaliste » (où les prestations familiales peuvent être vues comme un salaire maternel, valorisant le travail d'éducation des enfants par les femmes), qu'elle oppose au système « paternaliste » (où c'est l'homme pourvoyeur de ressources qui prend soin de ses enfants et de sa femme, dépendants). [Morgan \(2009\)](#) explique que c'est le résultat de la victoire des républicains laïcs sur les forces religieuses, qui a entraîné une augmentation substantielle de la responsabilité de l'État en matière de protection de la famille. Les moindres avancées pour les droits des femmes s'expliqueraient alors par le fait que les républicains pensaient que les femmes étaient souvent sous l'emprise de l'Église catholique.

Cette comparaison internationale souligne de nouveau l'importance de la religion comme force politique dans les caractéristiques des dispositifs de réversion des systèmes de protection sociale. Il semble que les politiques de protection sociale soient le reflet d'un modèle culturel. Inversement, on peut interroger l'effet des politiques sur les relations sociales de genre. [Sainsbury \(2008\)](#) souligne, en particulier, l'importance du rôle de l'arrivée des femmes dans la sphère politique dans la modification des systèmes de protection sociale. Les deux prochaines sections abordent les interactions entre les politiques et les évolutions de la société dans le contexte français, dans les domaines du travail rémunéré et de la famille, successivement.

3 Amélioration du montant des pensions de réversion

Aucun régime de réversion ne sert de pension du survivant sur le critère exclusif du veuvage. D'autres conditions, telles que l'âge, la durée de mariage ou la présence d'enfants à charge s'y ajoutent ou le remplacent. Il s'agit de prouver la fragilité ou la nécessité des bénéficiaires ([Brocas et al., 1988](#)). En France, depuis 1945, les conditions pour bénéficier de la réversion ont progressivement été assouplies tandis que leur montant s'est amélioré. Ces améliorations se sont mécaniquement accompagnées d'une redéfinition des objectifs de tels dispositifs. Je reviens sur l'évolution des principaux paramètres d'éligibilité et de calcul des

pensions de réversion (la condition de cumul, le taux de réversion, la condition de ressources et la condition d'âge). Je réserve l'analyse des évolutions des conditions relatives à la conjugalité à la section suivante.

3.1 La visibilisation du travail féminin et la disparition de la condition de cumul

La forte implication des femmes dans l'activité professionnelle est une constante de l'histoire française depuis la fin du XIX^{ème} siècle (Brocas, 2004). Cependant, on observe un fléchissement au cours des deux décennies qui ont suivi la Seconde guerre mondiale. Le modèle de la femme au foyer a entre autres été valorisé à cette période pour résoudre les problèmes de chômage et de dénatalité (Cuvillier, 1977; Harichaux-Ramu, 1980; Laroque, 1971; Ruellan, 1976). D'après Janssens (1997), le modèle du *single male breadwinner* est une exception historique. L'arrivée de la génération des *baby-boomeuses* sur le marché du travail et l'entrée de la France dans une ère de stabilité économique et de consommation de masse ont contribué à inverser cette tendance (Barrère-Maurisson, 2009). Plus particulièrement, la conjonction d'aspirations de femmes à exercer une activité en dehors de la sphère familiale et de créations d'emplois tertiaires a rendu le travail des femmes progressivement visible à partir des années 1970. Cette réalité va rendre nécessaire une évolution des conditions de cumul de la réversion avec les droits propres à la retraite.

Initialement, le cumul entre revenus propres et la pension de réversion n'était pas admis au régime général. Cela ne posait *a priori* pas de problème puisque les femmes, financièrement dépendantes de leur mari, étaient majoritairement des femmes au foyer qui n'avaient de toute façon pas de droits propres. Cependant, la visibilité accrue du travail féminin a imposé que la réglementation évolue. Ainsi, la loi du 3 janvier 1975 autorise le cumul de la pension de réversion avec des droits propres. Le décret du 24 février 1975 précise les conditions d'un tel cumul : le montant de pension de réversion servie ne peut s'élever au dessus de la moitié de la somme de la pension de réversion non écartée et du total des avantages personnels. Toutefois, la limite prévue ne peut être inférieure au total des montants de la pension de vieillesse minimum et de l'allocation supplémentaire du fonds national de solidarité. En cas de dépassement, la pension est réduite en conséquence. Plus précisément, le régime général définit deux plafonds pour la somme des droits propres et la pension de réversion du conjoint survivant. Le plafond le plus avantageux pour le bénéficiaire est appliqué :

- Un plafond *calculé*, est égal à 50% de la somme des droits propres du conjoint survivant et des droits propres de l'assuré décédé (en prenant en compte toutes les pensions des régimes de base).

- L'autre plafond *forfaitaire*, ne varie pas selon les droits acquis par le couple. Ce plafond est égal à la somme de la pension de vieillesse minimum et de l'allocation supplémentaire du fonds national de solidarité.

Le plafond forfaitaire est plus favorable aux couples dont les droits à pension sont faibles.

Autrement dit, les femmes bénéficiant de droits propres étaient pénalisées puisqu'elles ne pouvaient bénéficier de la totalité de leurs droits acquis individuellement et de la pension de réversion. Jusqu'à cette époque, peu de femmes étaient éligibles à une pension de retraite du fait de leurs trop faibles durées d'activité et de la condition de stage de 15 ans en vigueur au régime général²³. Mais dans la continuité des lois Boulin, la loi du 3 janvier 1975 supprime la condition de stage et les femmes deviennent beaucoup plus nombreuses à être éligibles à une pension de retraite. Pour minimiser l'injustice sociale liée à la « double pénalisation » des travailleuses (Cuvillier, 1977, 1988), qui ne peuvent bénéficier de la totalité de leurs droits propres et dérivés mais qui financent la solidarité faite aux veuves, anciennes femmes au foyer qui n'ont jamais acquis de droits à la retraite, la loi du 12 juillet 1977 relative à l'amélioration de la situation des conjoints survivants rend le cumul possible jusqu'à 60 % du montant maximum de la pension du régime général. Le taux est prévu d'être porté à 70 % à partir du 1er juillet 1978. La loi du 13 juillet 1982 relative aux prestations de vieillesse, d'invalidité et de veuvage porte finalement ce taux à 73 %.

La réforme de 2003 effectue une modification en profondeur du dispositif. Les dispositions relatives aux règles de cumul entre pension de vieillesse et pension de réversion sont abrogées et sont remplacées par une condition de ressources (paragraphe 3.2) à laquelle est adjointe un maximum de pension²⁴.

Dans la Fonction publique, aucune condition de cumul n'est appliquée aux pensions de réversion. C'est également le cas dans les régimes complémentaires Agirc-Arrco.

Aujourd'hui aucun maximum de pension de réversion n'est défini dans la Fonction publique. Cependant, jusqu'en 2003, la pension de réversion servie aux veufs ne pouvait excéder 37,5 % de l'indice brut 550 (ce qui correspond aujourd'hui à environ 840 euros bruts mensuels). De plus, puisqu'elle est exprimée comme une proportion de la pension du conjoint survivant, la pension de réversion servie par les régimes de la Fonction publique ne peut excéder la pension de retraite maximale des fonctionnaires, à laquelle est appliqué le taux de réversion en vigueur. À l'Agirc-Arrco, il n'existe pas de pension maximale.

²³Le versement des pensions de retraite est conditionné par l'accomplissement d'une carrière rémunérée d'une durée minimale : c'est la condition de stage. Les personnes qui avaient cotisé moins de 15 ans mais plus de cinq ans bénéficiaient néanmoins d'une rente calculée en fonction du montant des cotisations versées.

²⁴Le maximum de pension est défini comme étant égal à la pension maximale servie par le régime général, à laquelle est appliqué le taux de réversion en vigueur. Est éventuellement ajoutée au montant de la réversion la surcote dont bénéficiait ou aurait bénéficié l'assuré, à laquelle est appliquée le taux de réversion en vigueur.

Aujourd'hui, c'est majoritairement une condition de ressources et non plus de cumul entre droits propres et droits dérivés qui limite le montant des pensions de réversion dans les systèmes de protection sociale étrangers. Exception faite du cas américain qui limite le cumul de la pension de réversion dans la limite du montant de la pension du défunt (le taux de réversion étant de 100 %). Dans les autres pays, le cumul est limité, de fait, par l'existence d'un maximum de pension. C'est le cas au Canada ou en Espagne où un maximum de pension est fixé par la loi, ainsi qu'en Belgique ou en Italie où le maximum de pension est exprimé en fonction de la pension du conjoint décédé. En Belgique, le cumul entre la pension de survie et la pension de retraite n'est autorisé que jusqu'à un certain montant, s'élevant à 110 % de la retraite de survie calculée pour une carrière complète²⁵ tandis qu'en Italie, le montant total de la réversion pour l'ensemble des bénéficiaires ne peut excéder le montant de la pension dont bénéficiait le défunt.

3.2 Condition de ressources ou de dépendance financière conjugale?

Lors de la création du dispositif de réversion du régime général, la condition de ressources, qui est adjointe à la condition de cumul (voir paragraphe 3.1), est une condition d'éligibilité à la pension de réversion et traduit le degré de dépendance financière conjugale de la veuve à son ex-mari. En effet, à l'origine, le plafond de ressources est exprimé en fonction de la pension de retraite du conjoint décédé : les revenus personnels du bénéficiaire sont autorisés à hauteur de la moitié de la pension de vieillesse du conjoint décédé. La condition de ressources ne fait donc que renforcer le critère de dépendance financière conjugale nécessaire pour pouvoir bénéficier de la réversion.

Au cours des années 1960, les jeunes filles ont été massivement scolarisées dans les universités (Barrère-Maurisson, 2009). La résorption (puis la plus récente inversion en faveur des femmes) de l'écart de niveau d'éducation entre les femmes et les hommes est l'un des éléments clés expliquant le déclin de popularité du modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressources (Van Bavel *et al.*, 2018). En se basant sur des enquêtes, Méda (2008) montre en effet une baisse de l'adhésion au modèle du *male breadwinner* au fil du temps. Cependant, des chercheuses ont montré que les politiques du travail qui ont bénéficié aux femmes ne leur étaient en fait pas directement dédiées (Lewis, 2007). D'après Morgan (2009), les questions féminines n'ont pas été défendues par les politiques, notamment parce qu'ils pensaient que les femmes étaient souvent sous l'emprise de l'Église catholique. Ainsi, même si on a pu observer une réduction des inégalités de genre en termes de participation au marché du travail, les écarts de rémunérations demeurent à un niveau important du fait de la segmentation genrée du marché (Janssens, 1997). L'émancipation financière des femmes à partir de

²⁵Autrement dit, pour le cas Belge, la pension de survie est corrigée inversement proportionnellement à la durée cotisée par le défunt par rapport à la durée requise pour une carrière complète.

la fin des années 1960 est donc inachevée. Les évolutions de la réglementation des pensions de réversion semble concordante.

Avec le décret du 7 avril 1971, la notion de « conjoint à charge » est abrogée dans la loi et remplacée par la seule condition de ressources. Cette dernière s'élève à un Smic annuel, sur la base de 2 080 fois le Smic horaire (ce qui correspond à 52 semaines de 40 heures). Les ressources prises en compte consistent (depuis 1945) uniquement en les ressources propres du bénéficiaire. En particulier, les revenus mobiliers et immobiliers hérités du conjoint décédé de même que les pensions de droit dérivé versées par d'autres régimes sont exclus. Ainsi, malgré l'augmentation du plafond de ressources décidée en 1971, cette dernière demeure un critère de la dépendance conjugale (apRoberts, 2008). Par ailleurs, la condition de ressources est évaluée à la date du décès, une fois pour toutes, et ne fait pas l'objet de révision, comme l'imposerait une prestation assistancielle qui s'adapterait aux ressources du bénéficiaire. Vezin-David (2000) parle de « dénaturation de la notion de besoin ». Le décret du 24 février 1975, autorise le conjoint survivant qui ne pouvait satisfaire au critère lors du décès de l'assuré, à voir ses ressources évaluées au moment où il demande une pension de réversion. Cette disposition permet au conjoint survivant qui exerçait une activité professionnelle d'accéder plus facilement à la réversion.

La loi de 2003 opère une refonte de la condition de ressources : la double condition – le critère de dépendance conjugale et la limite au cumul – disparaît au profit d'un nouveau plafond de ressources. Si les ressources prises en compte dépassent ce plafond, la pension de réversion est réduite du montant du dépassement. Ainsi, la pension de réversion est transformée en allocation différentielle. Le plafond retenu est celui qui prévalait précédemment, c'est à dire les 2 080 heures au Smic. Cependant, le champ des ressources prises en considération est beaucoup plus large que celui précédemment couvert par les conditions de ressources et les limites de cumul antérieures. En effet, les décrets du 24 août 2004 prévoient la prise en considération de l'ensemble des ressources du bénéficiaire, c'est à dire, entres autres, les pensions de réversion complémentaires et les revenus des biens hérités du conjoints, qui n'étaient pas inclus dans la définition précédente. Enfin, le contrôle des ressources devient annuel. Ces décrets transforment la pension de réversion d'une prestation de retraite en une prestation d'assistance, en opposition au terme d'assurance.

Les décrets, qui sont ressentis comme « une remise en cause de la situation des veuves », font l'objet d'un rejet unanime et la réforme est qualifiée de « pris[e] dans l'urgence et aux conditions mal maîtrisées » par les rapporteurs de la Mission d'évaluation et de contrôle de la Sécurité sociale (Mecss) et de la commission des Affaires sociales sur les pensions de réversion, du rapport d'information du Sénat de 2007 (pp. 32–40). Les décrets rectificatifs du 23 décembre 2004 rétablissent donc le champ initial des ressources prises en compte dans la condition de ressources, les revenus professionnels bénéficient d'un abattement de

30 % pour les bénéficiaires de plus de 55 ans et la révision de la condition de ressources est limitée dans le temps. Ainsi, la pension de réversion du régime général devient en 2005 une prestation de retraite différentielle, sous condition de dépendance financière conjugale.

Pour le législateur, le maintien de conditions strictes d'accès à la réversion vise à mieux cerner les besoins réels des survivants (Brocas *et al.*, 1988, p. 87). En termes de condition de ressources, le cas majoritaire consiste à servir une pension de survivant différentielle (Allemagne, Belgique, Pays-Bas, Canada, États-Unis). En Allemagne et aux Pays-Bas, afin d'éviter la désincitation au travail, un abattement est opéré sur les revenus du travail (de 40 % et de 50 % du salaire minimum de référence plus un tiers du surplus, respectivement). En Espagne, il n'y a pas de condition de ressources dans le cas général et celle-ci ne concerne que les revenus du patrimoine dans les autres cas. En Italie, est opérée depuis 1995 une réduction progressive de la rente en fonction de l'ensemble des revenus du bénéficiaire, mais la condition de ressources est très élevée. Le taux de réversion est progressivement diminué de 25 % à partir de revenus égaux à deux fois le salaire minimum jusqu'à une diminution de 50 % à partir de cinq fois ou plus le salaire minimum. À l'opposé, au Japon, la présence de ressources a pour conséquence une suspension de la pension de survivant.

La distinction entre les ressources propres du survivant et les ressources dérivées de son mariage est une spécificité française. Même au sein du régime général français, elle ne fait pas l'unanimité puisque la condition de ressources pour bénéficier d'un taux de réversion de 60 % depuis 2009 (paragraphe 3.3) prend en compte l'ensemble des ressources du bénéficiaire. L'exclusion des ressources dérivées du mariage entérine la dépendance financière des femmes puisqu'elle dévalorise l'activité professionnelle comme source de droits à pension. Cependant, si le doute a été permis avec la première version de la loi 2003, la non prise en compte des ressources dérivées du mariage confirme que la pension de réversion du régime général n'a pas un objectif d'assistance. Ce dernier est laissé aux minima sociaux. En effet, le minimum de pension de réversion servi au régime général répond aux mêmes exigences de ressources que dans le cas général. De plus, il est proratisé par la durée de cotisation du conjoint décédé si ce dernier a cotisé moins de 60 trimestres.

Il n'y a pas de condition de ressources dans les dispositifs de réversion de la Fonction Publique ni de l'Agirc-Arrco, qui conservent ainsi leur caractère de prestations assurantielles.

3.3 L'augmentation des taux de réversion pour maintenir le niveau de vie

À l'origine fixé à 50 %, le taux de réversion du régime général était justifié par le modèle de l'homme pourvoyeur de ressources exclusif dont la seule pension suffisait à subvenir aux besoins du foyer. La moitié de cette pension devait donc suffire à la veuve, qui ne bénéficiait plus d'aucune ressource à partir du décès de son conjoint. Ce raisonnement néglige néanmoins les économies d'échelle à l'oeuvre au sein des ménages. Dès 1961, dans le cadre de la consultation menée par le Commission d'étude des problèmes de la vieillesse du Haut comité consultatif de la population et de la famille pour l'élaboration le rapport dit [Laroque](#), il est rapporté « qu'un certain nombre de dépenses restent inchangées après le décès du mari (chauffage, assurance, loyer, etc.) » ([Laroque, 1962](#), p. 162).

À partir des années 1980, c'est l'argument qui a justifié le fait que le législateur accepte d'augmenter le taux de réversion. La loi du 13 juillet 1982 l'a donc porté à 52 %. La loi du 25 juillet 1994 relève le taux de réversion de 52 % à 54 %. Les travaux préparatoires de la loi de 1994 avaient établi que le taux de 60 % est celui qui est censé égaliser les niveaux de vie entre le survivant et le couple initial si l'on admet que l'équivalence en termes d'unités de consommation est de $1/1,7$ ²⁶. Ainsi ce taux devait être porté à 60 % à partir de 1996, mais cela n'est jamais arrivé, pour des raisons budgétaires.

Ce n'est qu'avec la loi du 17 décembre 2008 de financement de la Sécurité sociale pour 2009 que le taux de 54 % a été porté à 60 % pour la catégorie des réversataires les moins aisés. En effet, sous condition de ressources (le total de ses retraites ne doit pas dépasser un seuil s'élevant à 2 653,12 euros bruts trimestriels au 01/01/2022) et d'obtention de l'âge du taux plein, l'assuré est éligible à une majoration de 11,10 % de sa pension de réversion.

Probablement motivée par des considérations financières, la majoration du taux de réversion uniquement pour les plus démunis rejoint cependant l'idée émise dans le rapport 2015 de la Cour des Comptes de rendre le taux de réversion dégressif. « Afin de limiter les conséquences paradoxales de la hausse tendancielle des droits propres des assuré(e)s, à savoir l'augmentation de la proportion de situations dans lesquelles le niveau de vie s'améliore à la suite d'un veuvage sous l'effet de la pension de réversion, une voie d'évolution pourrait être étudiée : la variation du taux de réversion de manière inversement proportionnelle à la progression des droits propres et à la réduction des écarts entre hommes et femmes en la matière »²⁷.

²⁶Cette équivalence était établie à partir de l'ancienne échelle de consommation dite d'Oxford où le premier adulte du ménage compte pour 1 et le second 0,7 en raison des frais et consommations fixes. Dans ces conditions, avant le décès, le nombre d'unités de consommation du ménage est de 1,7, après le décès il est de 1 et l'équivalence des niveaux de vie pour la personne survivante conduit à lui verser $1/1,7 = 59$ % de la pension de son conjoint.

²⁷Rapport 2015 sur l'application des lois de financement de la Sécurité sociale, Chapitre XI « Les pensions de

Dans les régimes complémentaires Agirc-Arrco, le taux de réversion a été porté à 60 % dès 1951 pour l'Agirc et en 1979, lors de l'harmonisation de la réglementation des différentes caisses, à l'Arrco. Avant la fusion des deux caisses, l'Agirc servait éventuellement un taux minoré à 52 % aux bénéficiaires qui souhaitaient liquider leur pension de réversion de façon anticipée (53,6 % à 56 ans, 55,2 % à 57 ans, 56,8 % à 58 ans et 58,4 % à 59 ans, paragraphe 3.4). Dans les régimes de la Fonction publique, le taux de réversion est demeuré à son niveau initial de 50 %.

L'échelle de consommation d'Oxford, mobilisée lors des travaux préparatoires de la loi de 1994, a été remplacée par l'échelle plus récente, dite « OCDE modifiée », dans la plupart des travaux comparatifs de niveaux de vie. Cette dernière considère que le second adulte d'un ménage compte pour 0,5 conduisant à viser un taux de réversion de $1/1,5 \approx 67\%$ ²⁸ pour lisser le niveau de vie du ménage. Le taux de 60 % n'apparaît donc pas satisfaisant pour assurer le maintien du niveau de vie de la veuve au décès de son conjoint. Cela étant, ce résultat n'est valable qu'en l'absence de pension propre du survivant, et en l'absence d'enfants.

Aujourd'hui la situation où la femme a des droits propres à retraite est majoritaire. Cela explique qu'empiriquement, son niveau de vie est maintenu suite au décès de son conjoint (Crenner, 2008). Pour les veuves d'un ancien assuré du privé, l'écrêtement de la pension de réversion dû à la condition de ressources et au maximum de pension est en moyenne compensé par un taux de réversion plus fort à l'Agirc-Arrco. Pour les veuves d'anciens fonctionnaires, le taux de réversion de 50 % suffit, en moyenne, à maintenir le niveau de vie de la veuve car la pension de droits propres des retraitées s'élève en moyenne à la moitié de celle de leur mari (Bonnet *et al.*, 2020). Cependant, ces résultats moyens cachent une grande disparité de situations et le système actuel n'assure pas le maintien du niveau de vie pour les femmes à petite pension ou pour les femmes à pension élevée tandis qu'il le surcompense pour les femmes du milieu de la distribution (Bonnet *et al.*, 2020). Finalement, le taux de réversion qui maintiendrait le niveau de vie est celui qui est exprimé en fonction des revenus des deux membres du ménage. Sous l'hypothèse d'une mise en commun des ressources par le couple, et en utilisant l'échelle de consommation « OCDE modifiée », une pension de réversion égale aux 2/3 de la pension du conjoint décédé à laquelle est retranchée 1/3 de la pension du survivant, maintiendrait le niveau de vie de la veuve au décès de son mari

réversion : un rôle toujours majeur, une modernisation souhaitable », p.394.

²⁸Si on considère le cas du veuvage, l'échelle d'équivalence « OCDE modifiée » suppose que la personne veuve adapte la taille de son logement et donc déménage. Or, si le veuvage est une raison à une plus forte mobilité, il reste minoritaire (Bonnet *et al.*, 2007). Bonnet and Hourriez (2008) recalculent une échelle d'équivalence adaptée à une personne veuve qui conserve son logement. Les auteurs estiment que le maintien du niveau de vie d'une personne veuve qui ne déménage pas se ferait à condition que ses revenus atteignent 72 % des revenus antérieurs du couple.

(Bonnet and Hourriez, 2012c; COR, 2008).

Comme mentionné précédemment, le lissage du niveau de vie dépend également de la présence d'enfant dans le ménage²⁹. Or, la majoration de pension pour enfant à charge n'est pas mise en œuvre dans l'ensemble des régimes. Au régime général, la majoration est forfaitaire, et s'élève à 99,80 euros mensuels par enfant à charge au 01/01/2022. Dans le cas d'une pension de réversion égale à la pension moyenne servie en 2016, soit 607 euros mensuels (Collin, 2016), ce forfait augmente le taux de réversion à 62 %³⁰. Le taux de réversion escompté pour lisser le niveau de vie d'un ménage avec enfant paraît donc insuffisant pour un cas moyen, et néglige la disparité des situations autour de cette moyenne. À l'Agirc-Arrco, le bénéficiaire de la pension de réversion a droit à une majoration de 5 % pour chaque enfant effectivement à sa charge à condition que celui-ci soit également l'enfant (né ou élevé) du salarié ou retraité décédé. Il n'y a pas de majoration pour enfant à charge dans les régimes de fonctionnaires.

Dans les autres pays, le taux de réversion est généralement proche de ceux en vigueur en France. En Allemagne, il est de 55 % depuis 1989 (il était de 60 % avant) et de 60 % en Italie et en Espagne et au Canada pour les plus de 65 ans. Le taux de réversion est plus élevé au Japon (75 %), en Belgique (80 %) et aux États-Unis (100 %), mais souvent diminué par les ressources du survivant. Ainsi aux États-Unis par exemple, le conjoint survivant ne bénéficie que de la différence entre ses droits propres et la pension de réversion initialement calculée. Au Japon, la pension de réversion est suspendue en cas de ressources propres. Cependant, contrairement au cas français, une pension à moindre taux de réversion est parfois servie pour les veufs et veuves n'ayant pas atteint un certain âge. Ainsi en Allemagne, les conjoints survivants de moins de 45 ans et neuf mois bénéficient de la *petite* pension de réversion à un taux de 25 % et pour une durée limitée de deux ans. Au Canada la pension de réversion s'exprime comme un forfait auquel est ajouté 37,5 % de la pension du défunt pour les bénéficiaires de moins de 65 ans. Le dispositif espagnol applique un taux de réversion de 52 % pour les bénéficiaires de moins de 65 ans. Aux États-Unis, le taux varie entre 71,5 % et 99 % pour les bénéficiaires qui n'ont pas atteint l'âge du taux plein. En Belgique, le taux de réversion dépend également du statut marital du conjoint survivant vis à vis du défunt. Le taux de réversion est en effet abaissé à 62,5 % pour les divorcés.

Dans la plupart des pays, le taux de réversion est majoré dans les cas où le bénéficiaire a au moins un enfant à charge. Il s'agit d'un forfait en Allemagne, au Japon et aux Pays-

²⁹Selon l'échelle d'équivalence OCDE modifiée, la présence d'un enfant de moins de 14 ans dans le ménage compte pour 0,3 unité de consommation. Le lissage du niveau de vie d'un ménage de trois personnes dont un adulte et un enfant de moins de 14 ans nécessiterait donc un taux de réversion de $1,3/1,8 \approx 72\%$.

³⁰Le taux est égal au montant de la pension de réversion augmenté du forfait pour enfant à charge, normalisé par la pension du défunt, estimée par le taux de réversion de 54 % en vigueur au régime général : $\frac{607+98}{607/0,54} \approx 0,62$.

Bas, tandis que le taux est augmenté à 70 % en Espagne et à 70 % voire 100 % en Italie. Les cas canadien et américain prennent également en compte la présence éventuelle d'un enfant à charge pour les personnes n'ayant pas atteint l'âge légal pour la pension de réversion complète. Au Canada, le forfait servi aux bénéficiaires de moins de 65 ans ayant un enfant à charge est plus élevé tandis qu'aux États-Unis, le fait d'avoir un enfant à charge est un critère d'éligibilité à une pension de réversion au taux de 75 %.

3.4 La condition d'âge : prestation retraite *vs.* prestation veuvage

À l'origine, au régime général, il faut avoir 65 ans pour bénéficier de la pension de réversion. Le décret du 11 décembre 1972 abaisse cet âge de 65 à 55 ans, en réponse aux nombreux débats parlementaires mettant en avant l'idée qu'une veuve de plus de 55 ans aurait du mal à trouver un emploi. Selon M. Martin³¹, il s'agit de sortir de nombreuses veuves de l'absurde et tragique situation où elles se trouvaient : « trop vieilles pour travailler, trop jeunes pour la retraite ». Cet abaissement s'inscrit dans la tendance, initiée par les lois Boulin de 1971, de prendre en compte la situation de la femme en tant que conjointe et en tant que mère de famille. D'ailleurs, parallèlement, la loi du 17 juillet 1980 institue une assurance veuvage pour les survivants de moins de 55 ans. La prestation servie est temporaire : à l'origine de trois ans, la période de service de la prestation a été réduite à deux ans avec la loi du 23 décembre 1998 de financement de la Sécurité sociale. Elle a pour objectif de permettre la réinsertion professionnelle de la veuve ou du veuf.

Aucune condition d'âge n'a jamais été en vigueur dans les régimes de la Fonction publique. Ainsi, face à « l'inégalité créée par la présence ou l'absence d'une condition d'âge » entre les différents régimes de réversion et notant la situation difficile des veuves de moins de 55 ans, la Cour des Comptes, dans son rapport de 2000, propose l'étude de deux scénarios (alternatifs ou cumulatifs) améliorant la situation des jeunes veuves : « Soit la suppression de la condition d'âge de 55 ans [...] soit l'institution d'un régime de pensions d'orphelins qui corrigerait pour celles des veuves de moins de 55 ans ayant des enfants à charge la rigueur de la condition d'âge elle-même » (Section V « Les pensions de réversion » du Rapport 2000 sur l'application des lois de financement de la Sécurité sociale, p. 129).

La réforme du 21 août 2003 prévoit alors la suppression progressive de la condition d'âge. Le seuil est abaissé à 52 ans à partir de juillet 2005, à 51 ans à partir de juillet 2007, prévoit d'être abaissé à 50 ans à partir de juillet 2009 et toute condition d'âge doit disparaître à partir de 2011. Elle transforme ainsi une prestation de retraite en prestation de veuvage. Or, la jeune veuve, dont la protection a justifié la mise en place de la loi peut encore accéder à un emploi. D'après [apRoberts \(2008\)](#), la survivante peut avoir besoin d'une aide provisoire

³¹Débats parlementaires, Assemblée Nationale, 2e séance du 6 novembre 1972.

immédiatement après le décès de son mari, mais n'a pas besoin d'un revenu à vie. Les modifications induites par la réforme de 2003, en plus d'avoir généré un flux de veuves éligibles plus nombreuses et plus jeunes (Vanlierde and Bridenne, 2006), ont constitué une désincitation au travail³². Le législateur a finalement rétabli la condition d'âge à 55 ans, avec la loi de financement de la Sécurité sociale du 17 décembre 2008. Depuis, les rapports préconisent une aide ponctuelle pour le veuvage précoce (OCDE, 2018).

À l'Agirc, la réversion est autorisée au taux plein à partir de 60 ans depuis sa création en 1947. Lorsque le survivant n'a pas atteint l'âge de 60 ans, il peut demander le versement d'une pension de réversion mais à un taux minoré. L'accord du 9 février 1994 relatif au régime des cadres précise que le taux de réversion de 60 % est porté à 52 % pour une liquidation à 55 ans à 53,6 % à 56 ans, 55,2 % à 57 ans, 56,8 % à 58 ans et 58,4 % à 59 ans. Le taux de 60 % est aussi accordé dès 55 ans aux bénéficiaires de la pension de réversion du régime général et aux bénéficiaires ayant deux enfants à charge au moment du décès. À l'Arrco, les règles fixant l'âge du droit à pension de réversion ont longtemps été disparates. En 1976, l'harmonisation de la réglementation fixe à 50 ans l'âge d'éligibilité à la réversion. Il est augmenté à 55 ans lors de l'accord du 25 avril 1996 relatif aux régimes complémentaires des salariés Arrco. Depuis la fusion de l'Agirc et de l'Arrco, la condition d'âge en vigueur pour bénéficier de la réversion est de 55 ans. La condition d'âge ne s'applique pas si le conjoint a au moins deux enfants à charge à la date du décès du participant, ou s'il est invalide.

Aujourd'hui, il n'y a pas de condition d'âge dans la Fonction Publique. Il n'y en a jamais eu pour les femmes. En revanche, seuls les veufs de plus de 60 ans étaient éligibles à la réversion jusqu'en 2003.

À l'international, deux groupes de pays se distinguent. Le premier rassemble les pays qui ne prévoient pas de condition d'âge pour bénéficier de la réversion : l'Espagne, l'Italie et auquel on peut rattacher le Japon dont la condition d'âge est très basse (30 ans). Dans le second, les pays imposent une condition d'âge minimum. Elle est de 45 ans et neuf mois en Allemagne, de 47 ans et six mois en Belgique, de 65 ans au Canada et correspond à l'âge de la retraite aux Etats-Unis. La présence d'enfant à charge permet néanmoins une éligibilité sans condition d'âge à la pension de réversion en Allemagne, et aux Etats-Unis. Par ailleurs, à l'instar du cas français, plusieurs pays ont une prestation veuvage pour le veuvage précoce. Cette prestation est souvent limitée dans le temps, comme en Allemagne (deux ans), en Belgique (12 mois, sous condition d'un enfant à charge), aux Pays-Bas (jusque la majorité

³²Les effets de variations dans la législation de la protection sociale dédiée aux survivants sur l'offre de travail (intensive et extensive) ont été analysées par Fadlon *et al.* (2019) et Giupponi (2019). Ils montrent que la restriction de l'accès aux pensions de réversion a un effet favorable sur l'emploi des femmes potentielles bénéficiaires de ces prestations.

du dernier enfant à charge) ou bien servie avec un moindre taux de réversion, comme en Allemagne (25 %) ou au Canada (37 % plus un forfait).

Au fil des années, la dimension assistancielle des pensions de réversion du régime général a progressivement été affaiblie et sa dimension assurantielle consolidée. C'est à la fois le résultat d'une prise en compte des évolutions de la société dans la sphère professionnelle et d'une clarification des techniques utilisées pour le calcul des prestations. L'augmentation de la participation des femmes au marché du travail a justifié l'élimination de la condition de cumul et un affaiblissement de la condition de dépendance financière conjugale. Inversement, l'élimination de règles désincitant le travail féminin a conforté leur volonté d'émancipation professionnelle. La prise en compte des économies d'échelle dans la formule de la pension d'une part et le maintien de la condition d'âge d'autre part, ont précisé la fonction d'assurance contre le risque veuvage de la pension de réversion. Selon le législateur, elle doit assurer la veuve âgée contre le risque de baisse du niveau de vie au décès de son conjoint.

La pension de réversion des régimes de la Fonction publique et des régimes spéciaux n'a, au contraire, connu que peu de modifications juridiques. La pension de réversion y demeure le patrimoine retraite, composé des droits acquis au sein de la famille.

4 Évolution de la condition conjugale

Dans le système de retraite français, les régimes de réversion sont nombreux et leur réglementation diffère de l'un à l'autre. Une règle leur est pourtant commune : pour être bénéficiaire de la réversion, le conjoint survivant doit avoir été marié à la personne qui décède, dont il va recevoir une partie de la pension. Au moment de la création des pensions de réversion, le mariage était la forme prédominante de la vie en couple et se terminait rarement par un divorce. Mais depuis lors, les modes de conjugalité ont beaucoup évolué. À partir des années 1970, le nombre de mariages chute de plus de 400 000 à moins de 300 000 par an, avant de se stabiliser dans les années 1990 (Prioux, 2005). Les mariages sont de plus en plus tardifs et les formes de conjugalité se diversifient : l'union libre se développe et le Pacs, créé en 1999, offre une nouvelle forme de contractualisation des unions (Bodier *et al.*, 2015). Enfin, la proportion de séparations augmente au fil des générations, et la durée moyenne des unions rompues se réduit (Costemalle, 2015). Quelles ont été les évolutions des dispositifs de réversion au regard de l'évolution des modes de conjugalité?

4.1 Un lien de dépendance conjugale estompé

Au cours du XX^{ème} siècle, l'institution du mariage a connu un large déclin, alors que le mariage était jusqu'alors élément central du passage à l'âge adulte (Maillochon, 2016). Imprégnée par la religion, elle n'était pas dissociable de la procréation (Houbre, 2018). Mais avec les mouvements féministes des années 1970 et notamment les luttes pour l'accès à l'avortement et à la contraception, les femmes ont acquis le contrôle de la maternité (Bard, 2018). Cela a ainsi progressivement participé à la séparation du mariage et du sexe puis à la séparation du mariage et de la parentalité (Lewis, 2001). Associée à la volonté de participer au marché du travail (Section 3), les femmes ont pu investir la sphère professionnelle et les couples sont devenus plus égalitaires en termes de revenus propres. Néanmoins, la charge du travail professionnel et du travail domestique pèse différemment en nature et en intensité selon le sexe et ce sont les femmes qui ont dû prendre en charge la conciliation entre la vie professionnelle et la vie familiale (Pailhé and Solaz, 2010). Une conséquence de cette moindre disponibilité professionnelle est une moindre acquisition de droits à retraite (Ponthieux, 2012). Les pensions de réversion, qui ont dû évoluer en ligne avec le déclin de l'institution du mariage et l'émancipation féminine, entretiennent toutefois, par leur nature, des inégalités de genre à la retraite.

À l'origine, au régime général, les pensions de réversion sont destinées au conjoint à charge de l'affilié qui décède. La notion de conjoint à charge est définie par rapport à une condition de ressources, dont le plafond est fixé à la moitié de la pension principale ou rente dont bénéficiait ou aurait bénéficié le défunt. Par ailleurs, seul le « conjoint à charge qui n'est pas lui-même bénéficiaire ou susceptible de bénéficier d'un avantage au titre d'une législation de Sécurité sociale³³ » est éligible à la réversion. En pratique, seules les femmes au foyer pouvaient donc bénéficier de la réversion (Cuvillier, 1977, 1988; Harichaux-Ramu, 1980; Marsault, 1985). Une réponse ministérielle confirme encore en 1978 : « Le droit à pension de réversion reconnu à la veuve était fondé sur le fait que celle-ci ne pouvait acquérir aucun droit à pension en raison de sa présence constante au foyer. Elle se trouvait de ce fait démunie de toute ressource au décès du mari³⁴ ».

Progressivement, à partir de 1975, le cumul entre droits propres et droits dérivés est autorisé (paragraphe 3.1). La notion de conjoint à charge est abrogée par la loi, cependant, la condition de ressources, qui se traduit davantage comme une condition de dépendance financière vis-à-vis du conjoint, perdure (paragraphe 3.2). La réforme de 2003 ne conserve que la condition de ressources, mais son objectif est transformé : de condition d'éligibilité, la condition de ressources devient un plafond par rapport auquel est servie une prestation

³³Ordonnance du 19 octobre 1945 déterminant l'assurance vieillesse dans le cadre du régime général.

³⁴Question de M. Labbe, J.O. débat, Assemblée Nationale, 11 février 1978, p. 4479.

différentielle. Comme les ressources dérivées du conjoint ne sont pas prises en compte, la pension de réversion demeure une prestation focalisée sur les personnes dépendantes financièrement de leur conjoint. En effet, elle est servie en priorité à ces dernières, et dans des montants comparativement plus importants³⁵.

De fait, le veuf est donc dans un premier temps exclu des bénéficiaires de la pension de réversion. À l'origine, seuls ceux qui sont inaptes au travail car invalides peuvent éventuellement bénéficier d'une pension de réversion de la part de leur conjointe défunte. Aujourd'hui, la très grande majorité des bénéficiaires d'une pension de réversion est féminine (88 % des bénéficiaires sont des femmes, [DREES, 2019](#)). Cela s'explique principalement par le fait qu'elles sont en moyenne plus jeunes que leur conjoint et bénéficient d'une espérance de vie moyenne plus élevée, mais également parce que davantage d'hommes ne sont pas éligibles à la pension de réversion du fait de leurs ressources trop élevées.

Dans la Fonction publique, les pensions de réversion ont longtemps été réservées aux femmes. Aucun homme n'est éligible à une pension de réversion lors de l'instauration du dispositif pour l'ensemble des fonctionnaires civils en 1853, ni lors de la réforme de 1924. La loi du 20 septembre 1948 autorise les veufs de femmes fonctionnaires atteints d'infirmité ou de maladie incurable, les rendant incapables de travailler à bénéficier de la pension de réversion. Puis, avec l'accord salarial de 1973, les veufs de femmes fonctionnaires deviennent éligibles à une pension de réversion, mais à partir de 60 ans seulement et la pension de réversion est plafonnée à 37,5 % de l'indice brut 550. L'égalité stricte entre femmes et hommes n'est établie que par la loi du 21 août 2003.

À l'Agirc également, les veufs étaient à l'origine exclus des dispositifs de réversion. En 1951, la réversion est étendue aux maris d'assurées si le mari est invalide avant l'âge de 65 ans ou s'il a deux enfants à charge lors du décès de la femme. Puis, en 1967, la réversion est étendue à tous les veufs mais la condition d'âge du bénéficiaire n'est pas la même pour les veufs et les veuves. Un veuf doit avoir 65 ans pour percevoir une pension de réversion, alors que la condition d'âge pour les veuves est de 50 ans. L'égalité entre les veufs et les veuves pour l'accès à la pension de réversion est affirmé lors de l'accord du 9 février 1994 relatif au régime des cadres. À l'Arrco, la réglementation a longtemps été disparate d'un régime à l'autre. Lors de l'accord du 25 avril 1996 relatif aux régimes complémentaires des salariés Arrco, qui harmonise les conditions d'accès à la pension de réversion, veufs et veuves sont éligibles à la réversion dès 55 ans.

³⁵Entre deux personnes qui ont les mêmes ressources propres, la personne dont le conjoint avait des revenus très supérieurs aux siens bénéficie d'un montant de réversion supérieur à celui que reçoit la personne dont les revenus étaient similaires à ceux de son conjoint.

Dans les autres pays, le droit à réversion a également progressivement été accordé aux veufs. D'abord les dépendants uniquement, puis selon les mêmes règles que pour les femmes, la réversion est accordée aux veufs en 1972 aux États-Unis (et en 1977 pour l'accès dans les mêmes conditions), en 1983 en Espagne, en 1984 en Belgique ou bien en 1986 (pour l'égalité de traitement) en Allemagne. Au Japon, les veufs sont éligibles à la pension de réversion depuis 1996, mais à partir de 55 ans seulement (contre 30 pour les femmes) et ils demeurent exclus de la pension de survie de base.

Un traitement égalitaire entre les femmes et les hommes se traduit en moyenne par des montants de pension de survie moindres pour les hommes. C'est la double conséquence de l'existence de conditions de ressources d'une part et du fait que leur réversion est calculée sur la base de la pension de droits propres de leur conjointe défunte. Or, les pensions de retraite des femmes demeurent largement plus faibles que celles des hommes, en France comme dans le reste des pays développés. La pension des femmes était inférieure de 25 % à celle des hommes en 2016 dans l'Union européenne des 28 (OCDE, 2019). En France l'écart était de 24 % en 2017 et de 38 % si les pensions de réversion sont exclues (DREES, 2019).

Si la dépendance financière des femmes à leur conjoint a considérablement changé de forme par rapport à la situation au moment de la création des dispositifs de réversion, ces chiffres témoignent du fait que ces dispositifs, dans leur forme actuelle, entérinent une situation dans laquelle les femmes acquièrent moins de droits à la retraite que les hommes. Les femmes sont probablement celles qui vont survivre à leur conjoint. Les droits conjugaux à la retraite, qui prennent la forme d'une pension versée additionnellement aux ressources propres de la survivante, permettent donc aux couples d'adopter une stratégie de spécialisation des rôles sociaux au sein du ménage. Concrètement, il est possible pour la femme de moins s'investir sur le marché du travail que son mari, sans qu'elle soit trop pénalisée par des revenus insuffisants au moment du décès de ce dernier. En particulier, cela entretient la dépendance, certes partielle, financière des femmes à leur conjoint.

4.2 La lutte contre les unions de complaisance

Le lien marital est la condition nécessaire à l'éligibilité à la pension de réversion de l'ensemble des régimes de réversion français. Cependant, la célébration du mariage n'a pas toujours été suffisante et il fallait également prouver qu'il ne s'agissait pas d'un mariage de complaisance. Selon Pascal (1983), il s'agit, pour le législateur, de réaliser des économies tout en moralisant la réglementation. Cela se traduit par une durée minimale de mariage ou la naissance d'enfants.

À l'origine, au régime général, le bénéficiaire doit avoir été marié au moins deux ans avant l'attribution de la pension et avant le sixième anniversaire de l'assuré. Avec le décret du

7 avril 1971, la condition d'âge de l'assuré disparaît et il suffit que le mariage ait été contracté deux ans au moins avant l'entrée en jouissance de la pension de l'assuré décédé ou qu'il ait duré quatre ans à la date du décès. Puis, avec le décret du 24 février 1975, il suffit désormais que le mariage ait duré au moins deux ans à la date du décès ou de la disparition de l'assuré. La loi du 17 juillet 1980 permet que dans le cas où un enfant est issu du mariage, la condition de mariage de deux ans avant la date du décès ne soit plus nécessaire. La loi du 21 août 2003 supprime finalement la condition de durée de mariage.

À la création de l'Agirc en 1947, une durée de deux ans de mariage est nécessaire pour bénéficier de la pension de réversion. Aujourd'hui, elle n'est plus en vigueur.

Dans les régimes de la Fonction publique aussi, il faut prouver que le mariage est « valide » pour pouvoir bénéficier de la réversion. Ainsi, lors de sa création en 1853, les veuves étaient éligibles à une pension de réversion sous condition d'une durée de mariage d'au moins six ans avant la cessation d'activité du titulaire de la pension. Aujourd'hui la durée requise pour pouvoir bénéficier de la réversion est de deux ans si le mariage a été contracté depuis au moins deux ans à la cessation d'activité du fonctionnaire décédé et d'au moins quatre ans sinon. Si un enfant est issu du mariage, aucune durée de mariage n'est requise. Depuis le courrier la Ministre de la Santé du 23 février 2016 aux régimes spéciaux de retraite, pour les couples de même sexe mariés au plus tard le 31 décembre 2014, la durée du Pacs précédant le mariage est prise en compte dans le calcul des quatre ans.

Parmi les pays industrialisés, une majorité a conservé une durée minimale de mariage pour l'éligibilité à la pension de réversion. C'est le cas de l'Allemagne (un an), de la Belgique, de l'Espagne (un an sauf si un enfant est issu de l'union) et des États-Unis (neuf mois). Au Canada, aucune durée de mariage n'est requise mais celui-ci doit avoir été contracté avant la prise de la retraite de l'assuré; sinon, la pension de réversion doit être demandée et n'est servie qu'en contrepartie d'une réduction de la pension du demandeur. En Italie, aux Pays-Bas et au Japon, aucune durée de mariage n'est requise pour bénéficier de la pension de réversion.

En France, les couples pacsés ne sont pas éligibles à la pension de réversion. Pourtant l'ouverture de la pension de réversion fait l'objet de nombreuses questions parlementaires depuis le début des années 2000 et a abouti à proposition de loi³⁶. En effet en France, il apparaît difficile de conserver la différence de traitement entre les couples pacsés et les couples mariés vis à vis de la réversion alors que le Pacs est considéré comme le mariage pour la législation fiscale.

³⁶ Proposition de loi relative à l'extension du droit à la pension de réversion aux couples liés par un pacte civil de solidarité, enregistrée à la Présidence de l'Assemblée nationale le 17 décembre 2019.

La restriction de la pension de réversion aux couples mariés, est la traduction d'une subvention qui leur est faite, puisque de tels dispositifs sont financés par les cotisations de l'ensemble des affiliés. Un tel avantage peut être souhaitable si le législateur considère que les externalités positives du couple marié doivent être récompensées. En effet, le couple – non nécessairement marié – est le premier lieu des solidarités, une mini-assurance privée qui protège de la pauvreté ou de la dépendance, grâce au revenu ou à l'aide informelle prodiguée par le deuxième partenaire. En contrepartie de l'assistance que l'État n'a pas eue à apporter aux membres du couple, la collectivité contribue à assurer le niveau de vie du conjoint survivant après le décès du premier. Cependant, rien sur cet aspect ne distingue les couples mariés des couples pacsés voire les couples cohabitants, si ce n'est la mention dans la loi du devoir de secours et d'assistance des conjoints d'un couple marié. Cela justifie-t-il de réserver la pension de réversion à ces derniers alors que le divorce est autorisé? Par ailleurs, il apparaît que la subvention faite aux couples mariés par le système de protection sociale incite les individus à privilégier cette forme d'union³⁷.

Accorder le droit à la pension de réversion aux couples pacsés fait partie des recommandations de la Mecss et de la commission des Affaires sociales sur les pensions de réversion, du rapport d'information du Sénat de 2007 (pp. 75–76) : « Étendre aux personnes pacsées le bénéfice des pensions de réversion et l'envisager pour les concubins avec enfants à charge ». L'OCDE préconise également une extension des pensions de survivant aux partenaires d'union civile et aux partenariats officiels³⁸. Enfin, l'ouverture de la pension de réversion aux couples pacsés trouve appui dans certains travaux académiques (Bonnet *et al.*, 2013; Lavigne, 2019).

L'argument financier a d'abord été mentionné quant au refus du législateur de permettre l'éligibilité des couples pacsés à la réversion : « Introduire une telle possibilité [ouverture du droit à réversion aux couples pacsés] dans l'ouverture du droit à pension de réversion suppose de déterminer les moyens de financement de la charge pouvant en résulter pour les régimes concernés³⁹ »; « l'ouverture de la réversion au survivant d'un couple pacsé entraînerait un coût annuel estimé à 800 millions d'euros pour le régime général et 400 millions d'euros pour le régime des fonctionnaires de l'État⁴⁰ ». Puis, il a été complété et enfin remplacé par l'exposition des différences d'obligations entre les partenaires d'un Pacs et ceux d'un mariage : « Les personnes liées par un pacte civil de solidarité (Pacs) ne sont

³⁷Persson (2020) montre que la suppression de la réversion en Suède a conduit à moins de mariages, un taux de divorce de long terme plus élevé pour les générations concernées et un renforcement de l'homogamie de revenus. Le fait de réserver les pensions de réversion aux couples mariés peut donc être vue comme une incitation du système à privilégier le mariage comme forme d'union.

³⁸*Survivor pensions might be extended beyond marriages to civil unions and formal partnerships*, OECD Policy brief, « Are survivor pensions still needed? », 2018.

³⁹Réponse à la question 110207 de M. Vialatte publiée au J.O. du 14/11/2006, Assemblée Nationale.

⁴⁰Réponse à la question 115585 de M. Giraud publiée au J.O. du 09/01/2007, Assemblée Nationale.

en effet pas dans une situation identique à celle des conjoints, notamment du point de vue des obligations respectives entre membres du couple. À titre d'exemple, les partenaires s'engagent à une aide matérielle et à une assistance réciproque, alors que les conjoints se doivent fidélité, secours et assistance⁴¹ ». Sur ce point, [Sterdyniak and Monperrus-Veroni \(2008\)](#); [Sterdyniak \(2019\)](#) proposent de faire évoluer le Pacs de sorte qu'il donne lieu à un engagement d'assistance et qu'il doive se terminer par une rupture judiciaire. Enfin, afin de se prémunir contre les risques de Pacs de complaisance, le COR dans son rapport annuel de 2008 sur les droits conjugaux et familiaux, ainsi que le rapport de 2007 de la Mecss (rapport d'information du Sénat) préconisent de réserver l'ouverture du droit à pension de réversion aux partenaires pacsés depuis cinq ans. Mais cette lutte contre les unions de complaisance ne serait-elle pas encore une fois le signe d'une moralisation de la vie conjugale?

De nombreux pays ont autorisé les partenaires d'union civile à bénéficier des pensions de réversion. D'après le rapport de 2018 de l'OCDE, seize d'entre eux l'ont fait et neuf ont autorisé le droit à la réversion aux couples cohabitants⁴². Ainsi, en Allemagne, les partenaires d'union libre sont éligibles à la réversion depuis 2001. C'est également le cas en Espagne, en Italie, aux Pays-Bas, au Canada et aux États-Unis. Les couples cohabitants sont éligibles à la réversion aux Pays-Bas, au Japon, en Espagne – sous certaines conditions – et dans certains états des États-Unis. Parmi ces pays, certains exigent des conditions plus strictes d'accès à la réversion que pour les couples mariés : l'Allemagne impose une condition de durée d'union civile de cinq ans contre un seul pour le mariage; l'Espagne conditionne le service de la pension de veuvage aux couples cohabitants à une durée de concubinage notoire au moins égale à cinq ans et une condition de revenu relative au conjoint décédé⁴³. La Belgique, à l'instar de la France, ne permet pas à d'autres formes d'unions que le mariage d'être éligible aux pensions de réversion.

4.3 Le droit des personnes divorcées

À l'origine, au régime général, les personnes divorcées perdaient le droit à la réversion. La réversion était un avantage basé sur l'existence du lien conjugal et il s'agissait de « sanctionner » le divorce.

La loi du 11 janvier 1975 admet le divorce par consentement mutuel et prévoit que pour les cas de divorce pour rupture de la vie commune, le droit à réversion soit conservé.

⁴¹Réponse à la question 25785 de M. Ginesy publiée au J.O. du 30/04/2013, Assemblée Nationale, identique sur cet aspect à la réponse de la question 19256 de M. Belhamiti publiée au J.O. du 30/04/2019, Assemblée Nationale.

⁴²OECD Pension Outlook 2018.

⁴³La condition de revenu est la suivante : les revenus doivent être inférieurs à 50 % de la somme des revenus du couple ou bien inférieurs à 1,5 fois le salaire minimum en vigueur.

Assimilant le divorce pour rupture de la vie commune à une répudiation, le législateur a souhaité que les femmes ne pouvant s'opposer à un divorce demandé par leur conjoint, conservent au moins la pension à laquelle elles auraient eu droit (Ruellan, 1976). Il s'agit selon Harichaux-Ramu (1980) de lutter contre la « spoliation » et de permettre aux femmes divorcées de voir leurs droits à réversion sauvegardés, au moins au même titre que ceux de la veuve du conjoint remarié. Le décret du 20 octobre 1977 admet alors l'octroi de la pension de réversion à l'ex-conjoint du défunt remarié, des suites d'un divorce pour rupture de vie commune. En cas de remariage, un partage de la réversion au prorata de la durée de mariage est prévue. Cependant, l'époux contre lequel le divorce est prononcé « perd les droits [...] que la loi attribue au conjoint divorcé ». La notion de divorce-sanction a donc survécu (Langlet, 1976).

Se développe alors l'idée selon laquelle la réversion est un acquêt du mariage, provenant de « l'industrie personnelle des époux » (Langlet, 1976) ou la « reconnaissance de l'acquisition commune de droits à la retraite » (Harichaux-Ramu, 1980). La loi du 17 juillet 1978 accorde enfin le droit à pension de réversion à tous les ex-conjoints divorcés non remariés, quel que soit le cas de divorce. Le conjoint divorcé est assimilé au conjoint survivant pour l'attribution des droits à pension de réversion, avec un partage au prorata de la durée de l'union en cas de pluralité de mariages. En 1979, une réponse ministérielle précise que le partage entre le conjoint et le divorcé est la « conséquence logique de la solidarité financière des anciens époux, lesquels ont contribué conjointement à l'entretien du ménage et ont permis par leurs activités complémentaires la constitution des droits à retraite [...]»⁴⁴. La réforme de 1978, en reconnaissant au conjoint divorcé non remarié, un droit automatique à tout ou partie de la pension de réversion est la « reconnaissance équitable du rôle de la mère de famille restée au foyer pour élever les enfants et qui n'a pu se constituer de droits personnels à la retraite » (Harichaux-Ramu, 1980). Or, cette vision n'est pas cohérente en l'absence d'enfant. Aussi, cela conduit Harichaux-Ramu à voir en la réversion un droit « quasi patrimonial ». Le droit à réversion devient ainsi l'expression de la solidarité financière entre époux (COR, 2006).

L'idée de sanction suite au divorce disparaît et l'octroi de la pension de réversion, ne dépend plus du respect des obligations nées du mariage et n'est pas affecté par une éventuelle faute commise dans le cadre du ménage : « il est à peu près unanimement admis aujourd'hui que la pension de réversion doit être considérée comme la part d'un acquis communautaire constitué par le couple pendant la période, sinon de vie commune, du moins de mariage. [...] La notion d'échec s'étant substituée à celle de faute, l'octroi de la pension de réversion ne doit pas revêtir un caractère de récompense, ni son retrait un caractère de sanction. Aucune notion de mérite ou de faute ne doit intervenir dans ses critères d'attribution⁴⁵ ».

⁴⁴J.O. Assemblée nationale, Débat, 18/06/1979, p. 4023.

⁴⁵J.O. Assemblée nationale, Débat, 18/06/1982, p. 3579.

Jusqu'en 2003, le remariage – suite au divorce ou bien au veuvage – entraînait la suspension de la réversion. Depuis la loi du 21 août, au régime général, le droit à la pension de réversion est conservé même en cas de remariage.

La loi de 1978 voit alors la naissance de deux populations bénéficiaires de la réversion : les veufs et veuves d'une part et les personnes divorcées de l'autre. Dans les cas de divorce, la veuve et l'ex-conjointe sont mises en concurrence (Fragonard *et al.*, 2020; Harichaux-Ramu, 1980). Cela est entretenu par le mode de partage de la pension de réversion dans le cas où il y a plusieurs ayants droit. Celui-ci est effectivement établi au prorata de la durée de chaque mariage. Ainsi, le montant de la réversion pour une personne divorcée dépend de la suite du parcours conjugal de son ex-conjoint. Par ailleurs, le décès de l'un des ayants droit entraîne une nouvelle répartition de la retraite de réversion, au prorata de la durée de chaque mariage des ex-conjoints survivants. Autrement dit, le montant de la pension de réversion dépend également du nombre d'ayants droit survivants à chaque instant.

À l'Agirc-Arrco, quand les conjoints divorcent et qu'il y a un unique ayant droit, la pension de réversion est proratisée par le ratio de la durée du mariage et de la durée d'assurance du conjoint décédé. Cependant, si le conjoint défunt s'était remarié, les ayants droit qui survivent doivent se partager la pension de réversion proportionnellement à la durée de chaque mariage. Ce mode de calcul entraîne des situations absurdes, puisque dès que la durée totale des mariages est inférieure à la durée requise pour la pension complète dans le cas d'un seul ayant droit, la pension de réversion est supérieure dans le cas où l'assuré s'était remarié à celle versée dans le cas où il ne s'était pas remarié (Bonnet *et al.*, 2020).

La suppression définitive de la pension de réversion est opérée en cas de remariage du conjoint ou de l'ex-conjoint survivant (mais maintenue s'il s'agit d'un Pacs ou d'un concubinage). En revanche, lorsque le droit à l'allocation de réversion a été ouvert du fait de l'existence de deux enfants à charge, le service de l'allocation reste maintenu même si la condition justifiant l'ouverture de ce droit n'est plus remplie.

Dans les régimes de la Fonction publique, une femme de fonctionnaire divorcée conserve son droit à la réversion à partir de 1924, mais à la seule condition que le divorce soit prononcé aux torts exclusifs du mari. La loi de 1978 a permis que ce soit le cas pour l'ensemble des divorces. Aujourd'hui, le partage de la pension de réversion se fait au prorata de la durée des mariages. En revanche, contrairement au régime général, le partage est définitif, et le montant de la réversion n'est pas recalculé au moment du décès de l'un des ayants droit.

Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé qui contracte un nouveau mariage ou vit

en état de concubinage notoire se voit suspendre son droit à pension. Celui-ci passe, le cas échéant, aux enfants de moins de 21 ans. Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé dont la nouvelle union est dissoute ou qui cesse de vivre en état de concubinage notoire peut, s'il le désire, recouvrer son droit à pension.

En Allemagne, au Canada et au Japon, les conjoints qui divorcent ne conservent pas leur droit à la pension de réversion. Au contraire, les divorcés bénéficient d'un droit à la pension de réversion en Belgique, en Espagne, en Italie, aux Pays-Bas et aux États-Unis. En Italie, en Espagne et aux Pays-Bas, il est néanmoins conditionné par le bénéfice d'une pension alimentaire, preuve de la dépendance financière de l'ex-conjoint divorcé au défunt et aux États-Unis au fait que le mariage ait duré au moins dix ans. Le partage de la pension de réversion entre les différents ayants droit est très hétérogène d'un pays à l'autre. En Belgique, le montant de la pension de réversion pour un ex-conjoint divorcé est exprimé en fonction des droits à retraite acquis pendant le mariage et le taux de réversion est abaissé par rapport à celui en vigueur dans le cas général (62,5 % *vs.* 80 %). En Espagne, le partage est opéré au prorata de la durée de mariage, tandis qu'en Italie c'est un juge qui en décide.

En Allemagne, au Canada et au Japon, un choix différent a été fait quant aux droits conjugaux des ex-conjoints divorcés. Ces deux pays ont mis en place le partage des droits (*splitting*) pour les couples qui divorcent⁴⁶. Le principe consiste en la mise en commun de la masse des droits acquis par les deux conjoints pendant la durée du mariage, puis à les partager également entre eux au moment du divorce. Il permet de neutraliser les choix dissymétriques de répartition des rôles pendant le mariage et est indépendant de la suite des parcours conjugaux des deux ex-conjoints.

Le droit à la pension de réversion est conservé en cas de remariage dans le système canadien, ainsi que dans le système américain à condition que le remariage ait eu lieu après les 60 ans du bénéficiaire. En Belgique, le droit est suspendu le temps de la nouvelle union. En Italie, la pension devient temporaire (deux ans) et en Allemagne et en Espagne, elle est supprimée.

Au cours du XXème siècle, la moralisation des comportements conjugaux s'est en par-

⁴⁶En Allemagne, le partage des droits est obligatoire pour les couples mariés qui divorcent. Depuis 2001, il est également ouvert en Allemagne aux couples mariés et aux partenaires d'union libre qui le souhaitent. Les droits à pension acquis pendant la durée du mariage sont partagés au moment où le plus jeune des deux conjoints prend sa retraite ou atteint l'âge de soixante-cinq ans : chacun perçoit alors une pension correspondant à la totalité de ses droits acquis hors mariage et à la moitié des droits communs acquis pendant le mariage. Au Canada, le partage des droits est obligatoire à condition qu'un des époux en fasse la demande. En 2004, seuls 15 % des divorces ont donné lieu à un partage des droits, sachant que 95 % des demandes ont été faites par des femmes (Easton, 2009). Au Japon, le partage des droits est obligatoire dans le cas où l'un des conjoints d'un couple n'a jamais eu un emploi rémunéré. Dans le cas où les deux époux ont acquis des droits à la retraite, le partage est possible mais non obligatoire.

tie estompée en France. C'est une des conséquences du déclin du sentiment religieux dans la société française, qui a participé à la redéfinition de l'institution du mariage et a notamment remis en question l'organisation traditionnelle des familles autour d'un chef, exclusif pourvoyeur de ressources. La rupture avec les représentations de « l'infériorité féminine » du modèle matrimonial traditionnel (Bozon, 1991) ont rendu nécessaire l'effacement de la condition de dépendance conjugale de la femme à son mari pour pouvoir bénéficier d'une pension de réversion. Le contrôle de l'intégrité des unions s'est également estompé et les divorcés ont progressivement acquis une éligibilité aux pensions de réversion. Cependant, ces dispositifs, qui consistent en une pension additionnelle servie à la survivante d'un couple marié, soutiennent – en rendant viable – l'acquisition différenciée de droits propres à la retraite entre les femmes et les hommes.

5 Quel avenir pour les pensions de réversion en France ?

En guise de point de départ pour penser les évolutions futures des pensions de réversion en France, je propose une classification des dispositifs de droits conjugaux à la retraite des principaux pays développés par rapport à laquelle je positionne les principaux dispositifs français. Après avoir interrogé la nécessité de l'existence des pensions de réversion, j'analyse les caractéristiques d'un dispositif maintenant le niveau de vie du survivant suite au décès de son conjoint. J'étudie enfin l'alternative à la réversion que représente l'individualisation des droits à retraite.

5.1 Les dispositifs français dans le paysage international actuel

Selon les systèmes de réversion mis en place après la Seconde Guerre mondiale et leurs évolutions jusqu'à nos jours, nous pouvons distinguer trois grandes familles de dispositifs de droits conjugaux parmi ceux des pays développés ayant des systèmes de retraite obligatoires majoritairement financés par des cotisations⁴⁷ et dont les caractéristiques sont résumées en annexes 1.B et 1.C.

⁴⁷Pour une classification couvrant un plus grand nombre de pays, voir James (2009) qui distingue quatre modèles : (i) Les pays ayant des taux élevés de dépenses pour les prestations de survivants – qui sont probablement plus élevés que nécessaire pour un lissage du niveau de vie – et découragent le travail des femmes ; (ii) les pays qui ont mis fin à la plupart de leurs programmes de prestations de survivants au motif que les femmes sont désormais censées subvenir à leurs besoins – ce qui a pour effet d'ignorer les économies d'échelle des ménages ainsi que les inégalités de revenus subsistant entre les hommes et les femmes ; (iii) ceux qui offrent une protection modeste à toutes les personnes âgées, qu'elles soient ou non des survivantes, grâce à une prestation de base universelle sous condition de résidence mais n'exigeant pas de lissage de la consommation familiale ; (iv) et enfin ceux qui prévoient des prestations de survivant mais qui internalisent les coûts au sein de la famille par le biais de pensions conjointes qui ne pénalisent pas les femmes qui travaillent. Par rapport à James (2009) je propose une classification qui se focalise sur les pays dont le niveau de richesse est proche de la France. Cela conduit à une classification certes partielle, mais plus fine.

(i) Les dispositifs mixtes d'assurance-assistance veuvage représentés par l'Allemagne et la Belgique et dans une moindre mesure le Canada, auxquels on peut rattacher le régime général et le régime complémentaire Agirc-Arrco français. Ces pays sont dotés de pensions de réversion qui ont pour but affiché d'assurer les affiliés contre le risque veuvage. Cependant, les dispositifs ont également une composante assistancielle, plus ou moins prononcée, reliquat de la religion prise comme une force politique, au moment de la création des systèmes de retraite généralisés. Plus précisément, l'objectif de tels dispositifs est d'assurer le maintien du niveau de vie du survivant suite au décès de son conjoint. Les montants relatifs à ces dispositifs sont modérés par des conditions de ressources ou des limites de cumul, qui leur confèrent une dimension assistancielle. Ces États-providence, caractérisés de conservateurs au sens de la classification de [Esping-Andersen \(1990\)](#), entretiennent un lien fort entre la protection sociale et le marché du travail. En pratique, ils couvrent les veufs et les veuves qui ne peuvent plus prétendre à un emploi après le décès de leur conjoint. Ces systèmes se caractérisent par la présence d'une condition d'âge. L'âge généralement retenu est comparable à celui à partir duquel il a été empiriquement observé qu'il était difficile d'accéder à un nouvel emploi. Ces dispositifs permettent un cumul entre les droits propres et les droits dérivés pour ne pas désinciter la participation au marché de l'emploi. Excepté l'Allemagne – qui se distingue des autres pays par le poids politique plus fort de l'Église au moment de la création des dispositifs et donc un conservatisme (au sens de la typologie de [Esping-Andersen](#)) plus affirmé –, ces pays se caractérisent par des taux de participation des femmes au marché du travail relativement élevés par rapport à la moyenne de l'OCDE. Les taux de réversion en vigueur permettent alors, empiriquement et en moyenne, de maintenir le niveau de vie moyen au décès du conjoint. L'objectif du maintien du niveau de vie est poursuivi avec la majoration des droits de survivant en présence d'enfant à charge. Le Canada s'éloigne un peu du profil-type dans le sens où cette pension de réversion concerne le premier pilier, public, du système de retraite, pour lequel la part de l'enveloppe totale des retraites est minoritaire et est complétée par des dispositifs de réversion adossés au deuxième pilier, professionnel.

(ii) Les dispositifs familialistes- patrimoniaux de prestations veuvage représentés par l'Espagne, l'Italie, le Japon et les États-Unis, et auxquels on peut rattacher la Fonction publique française. Ils s'appuient davantage sur un modèle familial traditionnel avec notamment une mise en commun des revenus au sein du couple. De façon analogue, les droits à la retraite sont acquis collectivement par les conjoints et constituent alors un patrimoine retraite qui sera légué au survivant après le premier décès. Une moralisation de la vie conjugale est souvent adjointe à ces dispositifs. En pratique, ils couvrent en priorité les veuves, peu importe leur âge. Mis à part le Japon, il n'y a pas de condition de ressources. Au Japon, seules les survivantes sans ressources bénéficient de la pension étant donné que

cette dernière est suspendue en cas de revenu. Le modèle sous-jacent, plus que familialiste y est patriarcal. En cas de divorce, les droits à la pension de survivant peuvent être conservés mais seulement si la survivante était bénéficiaire d'une pension alimentaire, preuve de sa dépendance financière à l'ex-conjoint défunt. Le remariage est pénalisé. Les majorations pour enfant à charge sont conséquentes. À part la France, ces pays sont caractérisés par une participation des femmes au marché du travail assez faible, dont la conséquence est la moindre acquisition, *via* des régimes de retraite majoritairement contributifs, de droits à retraite. Les montants relatifs à ces dispositifs sont en conséquence élevés par rapport aux autres pays.

(iii) Les dispositifs individualistes d'assurance veuvage précoce ayant supprimé les pensions de réversion, représentés par la Suède, le Royaume-Uni et dans une moindre mesure, les Pays-Bas. Les droits conjugaux à retraite y sont réduits à des prestations de veuvage précoce, temporaires. Ils représentent des aides ponctuelles aux survivants au moment du décès de leur conjoint. L'éligibilité se fait sur critère de résidence et les droits sont ouverts aux couples cohabitants aussi bien qu'aux partenaires d'union civile et qu'aux mariés. Le montant de l'aide est généralement faible. Pour les Pays-Bas, la pension de survivant n'a pas été supprimée mais son accès drastiquement durci. Seuls les survivants handicapés et ceux ayant un enfant à charge y sont éligibles et ce jusqu'à l'âge légal de retraite ou bien la majorité de l'enfant. Les prestations prennent la forme d'un forfait, soumis à une condition de ressources permettant de limiter la désincitation au travail. Dans ces pays les taux de participation des femmes au marché du travail sont élevés mais cachent des inégalités de genre liées à la forte proportion de femmes occupant un emploi à temps partiel. De tels systèmes, qui traitent également les femmes et les hommes, nient donc les inégalités de retraite que les premières subissent. Les montants versés au titre de ces dispositifs sont très faibles. Néanmoins, dans ces pays, le système de retraite est caractérisé par la présence de plusieurs piliers, dont un premier *beveridgien* auquel est rattaché la prestation veuvage ici décrite mais aussi d'un deuxième pilier obligatoire professionnel. Les survivants bénéficient donc de pensions de réversion adossées aux régimes professionnels des individus. Je ne les décris pas ici car leurs caractéristiques sont très variables d'un secteur d'emploi à l'autre, voire d'une entreprise à l'autre. En revanche, il faut noter que la couverture des salariés par ces dispositifs est très inégale et corrélée aux revenus. Un tel système est donc source d'inégalités pour les survivants, renforcées encore par l'homogamie de revenus au sein des couples.

5.2 La légitimité des pensions de réversion

La suppression des dispositifs de réversion au Royaume-Uni ou en Suède et leur quasi-suppression aux Pays-Bas interroge la nécessité du maintien des pensions de réversion en

France. Ces pays sont caractérisés par un système universel de retraite, qui permet à tous les résidents de bénéficier d'une pension de retraite sous forme forfaitaire, déconnectée de leur parcours professionnel. En France, les branches Maladie et Famille de la Sécurité sociale deviennent universelles en 1978⁴⁸, contrairement à la branche Vieillesse, qui reste réservée aux personnes ayant exercé une activité professionnelle. La suppression des pensions de réversion apparaît donc risquée dans un tel contexte. De plus, la suppression des pensions de réversion dans les pays précités ne concerne que la partie de base de leurs systèmes de retraite obligatoires⁴⁹. En particulier, elle n'a pas impacté les régimes de retraite professionnels qui, pour leur part, proposent toujours des pensions de réversion à leurs affiliés.

Aujourd'hui, dans les pays de l'OCDE, en moyenne un pensionné sur cinq reçoit une pension de réversion et les pensions de réversion représentent environ 1 % du PIB pour 13 % des prestations de retraite (OCDE, 2018). En France, fin 2019, 4,4 millions de retraités – soit 26 % d'entre eux – reçoivent une pension de réversion. Pour 1,1 million de ces bénéficiaires, la pension de droit dérivé constitue leur unique pension de retraite. En 2019, le montant total des pensions de réversion s'élevait à 37,1 milliards d'euros et représentait 1,5 points du PIB. Quelles sont les arguments qui justifient l'allocation d'une si grande part des cotisations retraite aux personnes survivantes mariées à un ancien affilié?

À l'origine, il semble que les pensions de réversions aient été créées pour lutter contre la pauvreté féminine. En effet, la prédominance du modèle de l'homme exclusif pourvoyeur de ressources rendait les femmes particulièrement vulnérables au moment du veuvage. Il fallait un moyen pour qu'elles puissent (au moins en partie) subvenir à leurs besoins. La participation de l'Église, en tant que force politique, à la construction du régime général de Sécurité sociale a d'ailleurs justifié qu'une dimension assistancielle soit adossée au dispositif.

Cependant, l'objectif de lutte contre la pauvreté est aujourd'hui pris en charge par les dispositifs de pension minimale et les minima sociaux dans l'ensemble des pays de l'OCDE. En France, les personnes ayant des carrières heurtées sur le marché de l'emploi peuvent prétendre au minimum contributif ou bien au minimum garanti, qui sont les minima de pension en vigueur au régime général et dans la Fonction publique, respectivement. Cette pension est éventuellement complétée voire remplacée (pour les personnes n'ayant aucun droit à retraite) par un minimum social, l'allocation de solidarité aux personnes âgées, sous condition de ressources du ménage.

La dimension assistancielle des pensions de réversion s'est d'ailleurs beaucoup affaiblie au fil des modifications juridiques (Section 3). La lutte contre la pauvreté ne saurait donc être l'objectif auquel puissent répondre efficacement les pensions de réversion.

⁴⁸Excepté pour les prestations familiales des exploitants agricoles.

⁴⁹La pension de base représente environ 40 % de la pension totale des Britanniques et environ 2/3 de la pension totale des Néerlandais et des Suédois.

Une autre raison justifiant l'existence des pensions de réversion héritée de l'Église est la moralisation de la vie conjugale.

Même si les conditions ont progressivement été assouplies, les conditions conjugales d'éligibilité aux dispositifs de réversion entretiennent l'idée que toutes les unions ne se valent pas (Section 4). Ainsi, les couples pacsés demeurent exclus de l'ensemble des dispositifs. Il faut encore, dans certains régimes, justifier de l'intégrité des unions maritales avec une durée minimum ou la naissance d'un enfant. Enfin, le remariage est pénalisé dans la plupart des régimes et l'était jusqu'en 2003 au régime général.

La valorisation d'un modèle familial conservateur pourrait être utile à la sauvegarde du patrimoine retraite constitué au sein du couple. Cependant, cela n'aurait aucun avantage à portée collective, il est donc peu probable qu'il s'agisse d'un objectif de politique publique. La vie en couple a un caractère protecteur. En effet, le couple tient lieu d'assurance privée contre les risques sociaux puisque les conjoints bénéficient des économies d'échelle et peuvent mettre en commun leurs ressources. Pourtant, il ne semble pas que les pensions de réversion poursuivent l'objectif d'inciter la vie en couple puisqu'elles excluent les couples pacsés au sein desquels une assurance est également à l'œuvre. D'ailleurs, ce serait incohérent avec la pénalisation du remariage.

Comme les principales bénéficiaires des pensions de réversion sont des femmes, et qu'elles sont financées par des cotisations de l'ensemble des affiliés, ces dispositifs pourraient avoir un objectif de redistribution des hommes vers les femmes.

Les femmes, plus souvent veuves, représentent 88 % des bénéficiaires d'une pension de droit dérivé (DREES, 2021). En 2012, la pension de réversion représente 25 % de la pension de l'ensemble des femmes retraitées et une part négligeable de celle des hommes retraités (Collin, 2016). La pension de réversion contribue ainsi à réduire l'écart de pension moyen entre les femmes et les hommes : la pension moyenne de droits propres des femmes est inférieure à 37,2 % à celle des hommes en 2018 et cet écart est réduit à 24,1 % lorsque l'on prend en compte les droits dérivés (DREES, 2021).

Les pensions de réversion représentent donc en France une source de revenu non négligeable pour les femmes retraitées. Les dispositifs de réversion corrigent ainsi une partie des inégalités qui seraient à l'œuvre avec une allocation des montants par l'assurance privée, en dirigeant les prestations aux affiliés qui en ont besoin. Cependant, *Ståhlberg et al. (2005)* précisent que les pensions de réversion n'opèrent pas une redistribution en faveur des femmes mais plutôt en faveur des couples mariés. En effet, si les dispositifs de pension de réversion n'existaient pas, le couple devrait épargner les revenus du survivant. De plus, au sein même de la population féminine, les pensions de réversion opèrent des transferts

non justifiés. Les femmes mariées sans enfants qui n'ont jamais exercé d'activité rémunérée peuvent bénéficier de pensions subventionnées par les célibataires et les couples cohabitants voire pacés, dans lesquels les mères ont cumulé emploi et éducation des enfants (Ginn, 2003). Cela rejoint l'idée selon laquelle les pensions de réversion constituent une désincitation au travail (Böheim and Topf, 2021; Fadlon *et al.*, 2019; Giupponi, 2019; James, 2009; Leroux and Pestieau, 2012). Enfin, au sein de la population des veuves, les pensions de réversion opèrent également une distribution de prestations dont l'ampleur, variable d'un bénéficiaire à l'autre, peuvent être discutées. En effet, comme la pension de réversion est exprimée comme une proportion de la pension du conjoint⁵⁰, entre deux personnes qui ont les mêmes ressources propres, la personne dont le conjoint avait des revenus très supérieurs aux siens bénéficie d'un montant de réversion supérieur à celui que reçoit la personne dont les revenus étaient similaires à ceux de son conjoint.

Si le fait que l'affectation d'une partie des cotisations retraite soit (indirectement) dirigée vers la population féminine afin de réduire l'écart de montant de pension moyen avec celui des hommes est un objectif crédible prêté aux pensions de réversion, il semble que ces dispositifs ont un manque d'efficacité très marqué pour le remplir.

Dès la généralisation de la Sécurité sociale, les discussions ont convergé vers la finalité assurantielle des pensions de réversion. Ces dispositifs devaient avoir pour but d'assurer les individus contre le risque survie. Or, des travaux ont montré que 100 000 dollars de 1999 seraient nécessaires chaque année pour compenser la perte de bonheur occasionnée par le décès du conjoint (Blanchflower and Oswald, 2004). Ce chiffre mirobolant suggère que seule une assurance partielle du risque par les pensions de réversion peut être envisagée. Il semble que l'objectif ait été d'assurer *financièrement* les individus contre le risque survie.

En effet, d'après l'OCDE (2018), l'objectif principal des pensions de réversion est devenu le lissage du niveau de vie après le décès d'un conjoint. Autrement dit, il s'agirait d'assurer la continuation d'un revenu aux retraités, compte tenu des économies d'échelle réalisées au sein du couple et de la disparition des ressources de l'un des conjoints au moment de son décès. La pension de réversion pallie la myopie des individus et l'imperfection des marchés pour atteindre cet objectif. D'une part, les individus ont tendance à sous-estimer leur probabilité de mourir à court terme et ne se protègent pas, *via* les assurances privées, à hauteur suffisante pour un lissage du niveau de vie du ménage sur le cycle de vie (Bernheim, Forni, Gokhale and Kotlikoff, 2003). Cette sous-assurance est encore renforcée par le faible pouvoir de négociation des femmes au sein des couples mariés, dont les choix d'épargne

⁵⁰Au régime général, les non linéarités de la formule de calcul du montant de la réversion, avec la condition de ressources et le maximum de pension, conduisent à un taux de réversion qui est décroissant avec les revenus propres du conjoint survivant. Cependant, la dégressivité du taux de réversion ne concerne que les survivantes les plus aisées (Bonnet *et al.*, 2020).

survie auraient été différents de ceux faits par leur mari (Friedberg and Webb, 2006). Enfin, il semblerait que les individus dont les risques sont les plus forts ne sont pas ceux qui sont les mieux couverts⁵¹. D'autre part, ces comportements sont entretenus par le fonctionnement des assurances privées qui, cherchant à minimiser leurs risques, font payer plus cher ladite assurance aux individus les plus susceptibles d'en bénéficier ou du moins ceux qui en bénéficieraient probablement dans des proportions plus importantes.

Les systèmes obligatoires de sécurité sociale répondent donc de manière plus sécurisée que les marchés de l'assurance volontaire à l'objectif de continuité de revenu des survivants. La mutualisation des risques et la distribution des revenus selon les besoins est en effet une solution efficiente du maintien du niveau de vie en cas de veuvage. Cependant, il n'est peut-être pas justifié que la continuation du revenu soit rattachée au couple et non pas à l'individu, ni qu'elle soit financée par l'ensemble des affiliés alors que certains sont exclus du dispositif – comme c'est le cas dans leur forme actuelle. Quelles sont, en France, les pistes d'évolution possible des pensions de réversion ?

5.3 Vers un dispositif qui maintient le niveau de vie du survivant ?

Depuis la généralisation des pensions de réversion à l'ensemble de la population, ces dernières ont évolué vers un dispositif visant à assurer les affiliés contre le risque financier de survie. Cependant, les décisions prises par les décideurs publics pour modifier la réglementation de ces dispositifs sont en partie influencées par un ensemble de décisions passées (Pierson, 1997). En pratique, les systèmes de réversion français n'ont jamais été réformés en profondeur et les dimensions assistancielle (au régime général) ou familialiste (à la Fonction publique), héritées de l'époque de leur création, persistent.

En 2020, une réforme du système de retraite français a fait l'objet d'un projet de loi, adopté en première lecture par l'Assemblée nationale. Ce projet de loi portait, entre autres, l'unification de la législation pour l'ensemble des régimes français. Étaient en particulier concernées les pensions de réversion, dont la réglementation varie actuellement d'un régime à l'autre. Les pensions de réversion décrites dans le rapport préparatoire à l'écriture du projet de loi précité (Delevoye, 2019, p. 75) répondent à l'objectif explicite de « garantir le niveau de vie du conjoint survivant ».

Mis en avant par de nombreux travaux (Bonnet and Hourriez, 2012c; James, 2009; Sterdyniak, 2019), le lissage du niveau de vie au moment du décès d'un conjoint est justifié par la perte de ressources du conjoint décédé et des économies d'échelle de la vie en couple⁵²

⁵¹D'après Bernheim, Carman, Gokhale and Kotlikoff (2003) la détention d'assurance-vie est peu corrélée à vulnérabilité économique, en particulier en cas de décès du conjoint.

⁵²Mais pas nécessairement marié.

(paragraphe 3.3). En effet, une fois acceptée la technique des droits dérivés accordés à une personne par le lien qu'elle a entretenu avec l'affilié décédé, les pensions de réversion, qui sont des prestations de retraite, assurent les affiliés contre le risque vieillesse en assurant des ressources suffisantes à ces individus vieillissants. Selon cette vision, il est donc justifié que la pension de réversion complète les ressources du conjoint survivant, qui ne bénéficie alors plus de celles de son conjoint décédé. Le système de retraite assure également une continuité de revenu, en garantissant notamment un taux de remplacement des revenus à la liquidation des droits à la retraite. Ce taux de remplacement peut-être prolongé au-delà du décès de l'assuré, à son conjoint survivant.

Le maintien du niveau de vie après le décès d'un conjoint prolonge le modèle de la solidarité financière des conjoints au sein du couple. Un tel objectif traduit le fait que l'acquisition des droits à la retraite est considérée comme étant commune aux deux membres du couple. Résultat de négociations individuelles au sein de chaque ménage, c'est parce que l'un des conjoints décide de prendre en charge une partie importante du travail domestique et éventuellement de l'éducation des enfants que l'autre peut s'impliquer davantage sur le marché du travail et acquérir davantage de droits à la retraite.

La proposition de [Delevoye](#) pour un dispositif maintenant le niveau de vie consiste au versement d'une pension égale à 70 % de la somme des pensions du couple marié, au conjoint survivant. C'est l'équivalent de la pension de réversion au taux de 2/3 avec une condition de ressources dégressive – égale à 1/3 de la pension du conjoint survivant ([Bonnet and Hourriez, 2012a](#); [COR, 2008](#))⁵³. Dans la proposition de loi, le taux de réversion de 2/3 est arrondi à 70 % et l'objectif de maintien du niveau de vie est donc par définition bien rempli, si l'on considère l'échelle de consommation de l'OCDE. L'hypothèse sous-jacente selon laquelle les retraités n'ont pour ressources que leur pension de retraite ne s'éloigne pas trop de la réalité. En effet, les retraités sont peu nombreux à bénéficier d'autres ressources et dans des proportions importantes⁵⁴.

L'autre hypothèse, implicite à l'objectif du maintien du niveau de vie du dispositif tel que défini dans la proposition de loi, est la mutualisation des ressources au sein du couple marié. Si tel n'était pas le cas avant le veuvage, la réversion met, *in fine*, en œuvre une mutualisation ex-post. Or, d'après [Ponthieux \(2012\)](#), en 2010, seuls 64 % des couples mettaient effectivement en commun la totalité de leurs ressources. Les autres ne mettent que partiellement en commun leurs ressources (18 %) ou séparent leurs ressources (18 %). Cependant,

⁵³Dans les travaux cités, il est fait l'hypothèse que les seules ressources des retraités sont leurs pensions de retraite et qu'ils ajustent leur consommation en fonction de la taille du ménage, de telle sorte que les économies d'échelle lorsqu'ils étaient en couple peuvent être modélisées par l'échelle de consommation de l'OCDE.

⁵⁴Notons tout de même qu'en 2018 les revenus des retraités qui proviennent du patrimoine sont de 15,4 % et que les retraités du haut de la distribution des niveaux de vie (deux derniers déciles) perçoivent des revenus du patrimoine à hauteur de 29,6 % de leurs revenus totaux ([DREES, 2021](#)).

les couples mariés sont plus nombreux en proportion à mettre en commun l'intégralité de leurs ressources (74 %). Le dispositif proposé, en s'inscrivant dans le modèle de la solidarité financière des conjoints au sein des couples mariés, ne remet donc pas en cause l'acquisition différenciée des droits à la retraite entre les conjoints d'un couple marié.

Enfin, la proposition de [Delevoye](#) de réserver le dispositif aux couples mariés n'est pas cohérent avec l'objectif de maintien de niveau de vie (paragraphe 3.3 et 4.2). En effet, les partenaires d'un Pacs et les couples cohabitants bénéficient des économies d'échelle, au même titre que les couples mariés. Le décès de l'un des partenaires soumet donc l'autre aux mêmes risques. De plus, il est difficile de nier la solidarité à l'œuvre au sein des couples non mariés, étant donné que le système de protection sociale français considère indifféremment les couples mariés des autres au sein des foyers pour le versement des minima sociaux et des prestations familiales. Il s'agit donc d'une subvention faite aux couples mariés, entretenant la moralisation de la vie conjugale.

Le dispositif de réversion proposé par [Delevoye](#) est par ailleurs soumis à une condition d'âge, de 55 ans. Une condition de durée de mariage, de deux ans, est également exigée, sauf si un enfant est issu de l'union. Une majoration, de 10 %, est accordée pour chaque orphelin de moins de 21 ans. Enfin, les ex-conjoints divorcés bénéficient d'une fraction, de 55 %, éventuellement diminuée selon la durée du mariage⁵⁵, de la retraite du défunt, soumise à condition de ressources du ménage.

Ainsi, la pension de réversion proposée par [Delevoye](#) clarifie et optimise le modèle d'assurance veuvage déjà en place au régime général. Initialement fixé à 62 ans, qui correspond à l'âge d'ouverture des droits en 2020 ([Delevoye, 2019](#), p. 75), l'âge a été abaissé à 55 ans pour prendre en compte les difficultés d'insertion dans l'emploi des personnes concernées. La lutte contre les unions de complaisance est affirmée avec la condition de durée de mariage ou la présence d'enfant. Par rapport au dispositif du régime général, le maintien du niveau de vie est rendu plus efficient par le dispositif proposé, grâce à la nouvelle formule de calcul et il est prolongé par la majoration pour enfants à charge.

Le maintien du niveau de vie au moment du décès de l'ex-conjoint n'a pas de sens pour les personnes divorcées car il n'y a plus de niveau de vie commun entre l'assuré et l'ayant droit. D'ailleurs, la notion de risque divorce apparaît au moment du divorce, voire au moment de la liquidation des droits à la retraite mais en aucun cas au moment du décès de l'ex-conjoint. Pourtant, la préconisation initiale de mobiliser la prestation compensatoire pour couvrir ce risque ([Delevoye, 2019](#), p. 75) a été abandonnée⁵⁶ au profit du service d'une

⁵⁵L'article L. 197.7 du projet de loi mentionne « Cette fraction est égale au rapport entre la durée de son mariage avec l'assuré décédé et la durée d'assurance de ce dernier telle que prévue au deuxième alinéa du paragraphe V de l'article L. 195-1. ».

⁵⁶Cet abandon a probablement été motivé par le fait que peu de divorces donnent lieu à une prestation com-

pension au moment du décès du conjoint.

Le mode de financement par l'ensemble des affiliés est également confirmé car l'option proposée consiste en le service d'une pension additionnelle, financée par les cotisations de l'ensemble des affiliés.

5.4 Ou vers une individualisation des droits à retraite ?

La pension de réversion est, par définition, une prestation qui repose sur le lien de dépendance (contractuelle, maritale) entre le bénéficiaire et l'affilié. Le fait que seules les personnes qui ont été mariées soient éligibles à la réversion interroge sur les capacités des individus à s'assurer de façon autonome contre le risque vieillesse. De plus, on observe une individualisation des modes de vie, qui fait suite aux mutations tenant à la place des femmes dans la société, à la croissance de l'activité féminine et aux transformations des structures familiales.

La Commission Européenne, porte, dans ce contexte, l'objectif de l'individualisation de la protection sociale et postule que chaque adulte devrait pouvoir bénéficier de droits propres d'un niveau suffisamment élevé pour pouvoir mener une vie autonome et sans aucune référence au statut marital. L'individualisation des droits à retraite passerait alors par une suppression des droits dérivés, et réglerait ainsi les problèmes liés à la dépendance personnelle, à la désincitation au travail et à la justice sociale (Kerschen, 2003; Lanquetin and Letablier, 2003; Veil, 2007).

Parmi les travaux qui défendent la suppression de la réversion, Klerby *et al.* (2012) proposent de rendre obligatoire des systèmes privés d'annuités jointes à la retraite. L'internalisation du financement de la rente résout la question de justice sociale entre les mariés, qui bénéficient actuellement de la prestation, et les célibataires et partenaires civils, qui la financent sans en bénéficier. Cependant, le niveau de la rente jointe dépend du pouvoir de négociation de chacun des membres au sein du couple et ne règle ainsi pas le problème de dépendance personnelle du conjoint dont les revenus sont les plus faibles.

En Allemagne et au Canada, le partage des droits à été mis en place en remplacement de la réversion pour les cas de divorce et proposée à titre optionnel à la liquidation des droits en Allemagne (paragraphe 4.3). Cependant, peu d'affiliés mariés allemands ont fait le choix du *splitting* dès la liquidation, probablement parce que ce dispositif est moins favorable aux bénéficiaires que la réversion puisque le partage des droits contribue à réallouer les droits au sein du couple, tandis que la réversion aboutit à un droit supplémentaire⁵⁷. De plus, il

pensatoire. En 2013, c'est le cas de 20 % des divorces seulement (Belmokhtar and Mansuy, 2016). Par ailleurs, le niveau de la prestation compensatoire dépend de la solvabilité de crédeur et non pas des besoins du bénéficiaire.

⁵⁷Le *splitting* n'est néanmoins pas neutre financièrement pour le régime car il conduit à servir une partie

faut noter que ce dispositif engendre une baisse de la pension pour le retraité le mieux doté en droits à retraite, difficilement acceptable pour les concernés.

Finalement, les pays nordiques et les Pays-Bas ont mis en place une individualisation *absolue* des droits à retraite grâce à l'introduction de droits universels reconnus comme droits propres à tous les individus, indépendamment de leur activité professionnelle⁵⁸ (Kerschen, 2003). Or, le système de retraite français est d'inspiration majoritairement bismarckienne, faisant reposer l'acquisition de droits sociaux sur l'activité professionnelle. L'individualisation des droits à retraite dépend des modèles culturels sur lesquels se fondent les systèmes sociaux et ne peut se faire qu'en fonction du contexte sociétal (Veil, 2007).

Ainsi, en France, la suppression de la réversion, si elle n'est pas compensée par de nouveaux dispositifs, risque de créer un appauvrissement des femmes, qui bénéficient du caractère apparemment⁵⁹ protecteur des systèmes de protection sociale conjugalisés (Lanquetin and Letablier, 2003). En effet, les écarts de carrière en défaveur des femmes rendent risquée l'idée d'une élimination des droits conjugaux à la retraite, dans un système qui reproduit – au moins partiellement – les inégalités du marché du travail.

Le modèle du travailleur adulte autonome (*adult worker family*), dans lequel l'adulte actif pourvoit lui-même à sa protection sociale de Lewis (2002), répondrait mieux à la question de l'individualisation des droits sociaux dans un système bismarckien. Cependant, il est nécessaire que l'individualisation des droits sociaux se fasse à l'interface entre le marché du travail et la politique sociale car les obligations familiales ne sont pas allégées en proportion de l'investissement professionnel des femmes. D'ailleurs, le modèle à deux actifs ne traduit pas assez fidèlement la réalité (Lewis, 2006), ne serait-ce que parce que les femmes sont nombreuses à subir un temps partiel – soit du fait de la charge domestique qu'elles doivent porter, soit du fait de leur employeur.

En pratique, il faudrait que le système invisibilise les « accidents » de carrière liés à la prise en charge de l'éducation des enfants plutôt que de renforcer le lien entre les cotisations et les prestations. Jefferson (2009) propose d'améliorer l'équité entre les genres en garantissant l'accès aux prestations de retraite sur une base indépendante des schémas individuels de participation à la vie professionnelle. En effet, à propos des récentes réformes des retraites, Fornero and Monticone (2018) expliquent qu'en resserrant le lien entre la carrière

de la pension initialement réservée aux hommes (qui ont en moyenne des pensions plus élevées) aux femmes pendant une période plus longue (puisque les femmes ont en moyenne une espérance de vie plus longue).

⁵⁸D'après Kerschen (2003), les Pays-Bas ont mis en place une individualisation « absolue » par opposition à l'individualisation « relative » des pays qui maintiennent les droits dérivés, mais qui permettent une jouissance individualisée de ces droits.

⁵⁹La réversion est protectrice en apparence puisqu'elle permet d'élever la pension *moyenne* des femmes relativement à celle des hommes, mais pas l'ensemble des pensions féminines, d'une part, et parce le supplément de pension dont peuvent bénéficier les femmes grâce à la réversion n'est servi qu'à partir de la mort de leur conjoint et pas forcément sur l'ensemble de leur retraite.

professionnelle et les prestations retraite, les femmes sont exposées à de nouveaux risques. Cela rend crucial le rôle joué par leur participation au marché du travail, la continuité de leur carrière professionnelle et leurs revenus relatifs par rapport aux hommes.

La perspective d'individualiser les droits à la retraite porte la promesse d'offrir à chacun la possibilité de s'assurer de façon autonome contre le risque vieillesse. Cependant, au-delà des difficultés pratiques inhérentes à l'atteinte d'un tel objectif, la suppression des pensions de réversion éliminerait en même temps toute opportunité d'assurer les affiliés contre le risque économique faisant suite à la perte d'un conjoint à un âge avancé.

6 Conclusion

La pension de réversion a d'abord été mise en place dans les premiers régimes de fonctionnaires pour que l'État puisse se substituer au chef de famille et subvenir aux besoins de cette famille après sa mort. Lors de l'instauration du régime commun aux fonctionnaires civils et militaires de 1924, la pension de réversion répond à une vision familialiste et s'exprime comme le patrimoine des droits à la retraite acquis (par le patriarcat) au sein de la famille. Ce dispositif a ensuite été généralisé à l'ensemble de la population à la suite de la Seconde guerre mondiale. Inspirée à la fois du régime de la Fonction publique et des dispositifs mutualistes pré-existants à la Sécurité sociale, la pension de réversion du régime général a été créée suivant une vision assurantielle, à laquelle a été adjointe une dimension assistancielle, fruit du rapport de force avec les représentants des autorités religieuses.

Au fil des années, la pension de réversion du régime général a progressivement été modifiée pour s'adapter aux changements de la société française, et sa dimension assistancielle a été affaiblie. Même s'il existe un lien indissoluble entre le marché du travail et la famille, les modifications des pensions de réversion peuvent être ressituées au sein de ces deux registres. Premièrement concernant la sphère professionnelle, l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail a justifié l'élimination de la condition de cumul et un affaiblissement de la condition de dépendance financière conjugale. Inversement, l'élimination de règles désincitant le travail féminin a pu conforter leur volonté d'émancipation professionnelle. La prise en compte des économies d'échelle dans la formule de la pension d'une part et le maintien de la condition d'âge d'autre part, ont précisé la fonction d'assurance contre le risque veuvage de la pension de réversion. Deuxièmement, concernant la sphère familiale, le déclin du sentiment religieux dans la société française s'est traduit par un nécessaire effacement de la condition de dépendance conjugale de la femme à son mari pour pouvoir bénéficier d'une pension de réversion. Le contrôle de l'intégrité des unions s'est également estompé. Cependant, ces dispositifs, en servant à la survivante d'un couple marié une pen-

sion additionnelle, soutiennent – en la rendant viable – l’acquisition différenciée de droits propres à la retraite entre les femmes et les hommes. La pension de réversion des régimes de la Fonction publique et des régimes spéciaux n’a, au contraire, connu que peu de modifications juridiques et est restée fidèle à leur dimension patrimoniale.

Aujourd’hui, les propositions de réforme de ces dispositifs semblent converger vers une formule exclusivement assurantielle, rompant définitivement avec les reliquats de l’Église. Cependant, la question de la justification de l’existence de tels dispositifs demeure, notamment concernant les critères d’éligibilité, puisque le critère de dépendance contractuelle conjugale demeure.

Seule une individualisation des droits à la retraite permettrait à chacun d’avoir la possibilité de s’assurer de façon autonome contre le risque vieillesse. Cependant, une telle réforme de l’acquisition des droits à la retraite ferait réapparaître le risque économique lié la séparation d’un couple à un âge avancé : le risque survie. La réforme des pensions de réversion pose donc la question préalable de savoir si, dans notre système de retraite, financé par des cotisations, et au sein duquel le lien entre les cotisations et les prestations n’est pas affirmé, nous souhaitons collectivement qu’une partie des cotisations soit affectée à l’assurance contre le risque survie et pour quel niveau d’assurance.

Annexes

1.A Historique de la réglementation des principaux dispositifs de réversion français

TABLEAU 1.A.1 : Évolution de la législation au Régime général

Loi ou décret	Contenu
Loi du 6 avril 1910 sur les retraites ouvrières et paysannes	Instauration du dispositif. Aucune pension de réversion n'est prévue.
Loi du 30 avril 1930 sur les assurances sociales	La deuxième loi sur les assurances sociales instaure un régime de retraite obligatoire pour les salariés du secteur privé dont le salaire se situe en dessous d'un plafond. Ce régime propose des pensions de réversion facultatives. Les assurés qui souhaitent une assurance pour leurs conjoints peuvent choisir entre (i) la réversion d'une fraction de leur propre pension au conjoint en cas de décès ou (ii) la constitution d'un capital réservé à partir de leurs cotisations, capital qui est versé au conjoint en cas de décès de l'assuré.
Décret-loi du 28 octobre 1935 modifiant le régime des assurances sociales (JO 31 octobre 1935, p.11588)	L'âge exigé pour pouvoir bénéficier de la réversion est de 55 ans. La pension de réversion ne peut excéder la moitié de la pension principale de l'assuré décédé.
Ordonnance du 19 octobre 1945 fixant le régime des assurances sociales applicables aux assurés des professions non agricoles (JO 20 octobre 1945)	L'âge pour pouvoir bénéficier de la pension de réversion est élevé à 65 ans, 60 ans en cas d'incapacité au travail. En vertu de l'article 76, le conjoint devait être à charge et ne pas bénéficier d'une pension au titre d'un régime de prévoyance. Le bénéficiaire doit avoir été marié au moins deux ans avant l'attribution de la pension et avant le soixantième anniversaire de l'assuré. L'assuré doit être âgé de 60 ans ou plus et avoir obtenu, ou être susceptible d'obtenir la liquidation de ses droits. Selon l'article 82, bénéficie du droit de réversion prévu à l'article 76 de l'ordonnance du 19 octobre 1945, le conjoint titulaire de droit à pension de vieillesse si ses revenus propres, y compris ceux provenant de son travail sont inférieurs à la date du décès à la moitié de la pension de vieillesse du <i>de cuius</i> ou de celle à laquelle ce dernier aurait pu prétendre. Les pensions de réversion ne peuvent se cumuler avec une pension acquise au titre d'un régime de prévoyance obligatoire résultant de dispositions législatives ou réglementaires. Toutefois, si celle-ci est moins élevée, l'intéressé a droit à la différence entre le montant de chacune des deux pensions, y compris les avantages supplémentaires.
Loi du 22 mai 1946 portant généralisation de la Sécurité sociale	Mise en œuvre des ordonnances de 1945. À l'instauration du régime général, il existe une condition de stage de 15 années pour prétendre à une pension personnelle. Les assurés ayant cotisé entre 5 et 15 années perçoivent une rente calculée en fonction de leurs cotisations. Les assurés ayant cotisé pendant moins de 5 ans ne perçoivent aucune pension et leur conjoint n'a pas de droit à la réversion. Dans ce cas, le régime rembourse les cotisations à l'assuré. Le taux de la réversion est de 50 %. Comme pour la pension de retraite, la condition d'âge pour bénéficier d'une pension de réversion est de 65 ans, sauf si le conjoint survivant est incapable de travailler auquel cas il n'y pas de condition d'âge. La pension de réversion est réservée au conjoint (homme ou femme) à charge de l'assuré (c'est à dire qui a une pension de réversion égale à la moitié de la pension principale ou rente dont bénéficiait ou eut bénéficié le défunt), et qui n'a acquis aucun droit à une pension propre. La condition de durée de mariage est de 2 ans et il faut que le mariage ait eu lieu avant le 60ème anniversaire de l'assuré.
Loi du 23 août 1948 portant modification du régime de l'assurance vieillesse (JO 24 août 1948, p.8308)	La condition d'âge pour percevoir une pension de réversion passe de 65 ans à 60 ans en cas d'incapacité du bénéficiaire.
Loi du 23 février 1963, loi de finance pour 1963 (JO 24 février 1963, p.1818)	Le bénéfice de la demi-pension (à l'exclusion de la rente) est accordé au conjoint survivant lorsque l'assuré décède avant l'âge de 60 ans donc avant l'âge où il aurait pu percevoir sa pension, il doit cependant avoir acquis droit à pension (15 à 20 ans de salariat)

Suite page suivante...

...suite de l'historique au Régime général

Loi ou décret	Contenu
Décret du 11 février 1971 portant modification du décret du 29 décembre 1945 en ce qui concerne les conditions d'attribution des pensions de réversion (JO 13 février 1971, p.1518)	Assouplissement des conditions de ressources : pour l'ouverture de la pension de réversion, est considéré comme à charge le conjoint dont les ressources appréciées à la date du décès de l'assuré dans les conditions fixées par le décret du 1er avril 1964 ne dépassent pas le montant annuel du salaire minimum de croissance (Smic) au 1er janvier de l'année au cours de laquelle est survenu le décès. Le montant annuel du Smic est calculé sur la base de 2080 fois le taux horaire du Smic. Le conjoint survivant dont les ressources dépassent le plafond lors du décès de l'assuré n'a pas de droit à la réversion. La condition prend en compte les revenus du travail du bénéficiaire, ses pensions personnelles et les revenus provenant de son patrimoine personnel.
Décret du 7 avril 1971 relatif aux conditions d'attribution des prestations prévues aux articles L.351, L.628 et L.629 du code de la Sécurité sociale (JO 16 avril 1971, p.3671)	Désormais, le mariage doit avoir été contracté deux ans au moins avant l'entrée en jouissance de la pension de l'assuré décédé ou qu'il ait duré 4 ans à la date du décès.
Décret du 11 décembre 1972 portant modification de l'âge d'attribution des pensions de réversion et des services viagers des conjoints survivants du régime général de sécurité sociale (JO 12 décembre 1972, p.12780)	La condition d'âge pour bénéficier de la réversion est réduite de 65 ans à 55 ans. L'entrée en vigueur est prévue le 1er janvier 1973.
Loi du 3 janvier 1975 portant diverses améliorations et simplifications en matière de pensions ou allocations des conjoints survivants des mères de famille et des personnes âgées (JO 4 janvier 1975)	La loi engendre plusieurs modifications quant aux modalités de la pension de réversion. La condition de durée minimum d'assurance pour l'ouverture du droit à pension de vieillesse est supprimée, permettant ainsi d'accorder une pension de réversion dès lors que l'assuré décédé, sans avoir demandé la liquidation de ses droits, justifie d'un seul trimestre d'assurance (entrée en vigueur rétroactive au 1er juillet 1974). Le cumul est désormais autorisé : « chaque fois qu'il en résulte pour lui un avantage, le conjoint survivant cumule la pension de réversion avec des avantages personnels de vieillesse et d'invalidité ». Désormais peu importe l'âge auquel l'assuré décède. Toutes les pensions et rentes de vieillesse du régime général ouvrent droit à pension de réversion. Il en est de même de l'allocation aux vieux travailleurs salariés, si le titulaire justifiait d'au moins un trimestre d'assurance. Les assurés qui ont perçu le versement forfaitaire unique ouvrent également droit à pension de réversion (article L.351-9 ss). En revanche, la rente « assurances sociales » versée à des assurés ressortissants de pays n'ayant pas passé la convention avec la France constitue un simple maintien des avantages acquis sous le régime de la capitalisation. Elle n'ouvre pas droit à pension de réversion, de même que la rente des retraites ouvrières et paysannes servie seule. Si l'assuré avait avant le 1er juillet 1974 obtenu le remboursement de ses cotisations, le droit à pension de réversion n'est pas ouvert.
Décret du 24 février 1975 relatif à diverses améliorations et simplifications en matière de pensions ou allocations des conjoints survivants (JO 26 février 1975, p.2259)	Il est précisé que ne sont pas tenus compte les avantages de réversion, les revenus des biens mobiliers et immobiliers acquis du chef du conjoint décédé ou disparu ou en raison de ce décès ou de cette disparition. Il suffit désormais que le mariage ait duré au moins deux ans à la date du décès ou de la disparition de l'assuré. Le cumul de la pension et des avantages personnels n'est possible que dans la limite de la moitié du total de ces avantages. Toutefois, la limite prévue ne peut être inférieure au total des montants de la pension de vieillesse minimum et de l'allocation supplémentaire du fonds national de solidarité. En cas de dépassement, la pension est réduite en conséquence. Plus précisément, le régime général définit deux plafonds pour la somme des droits propres et la pension de réversion du conjoint survivant. Le régime général applique le plafond le plus avantageux pour le bénéficiaire : - Un plafond, dit « calculé », est égal à 50 % de la somme des droits propres du conjoint survivant et des droits propres de l'assuré décédé (en prenant en compte toutes les pensions de régimes de base). - L'autre plafond, dit « forfaitaire », ne varie pas selon les droits acquis par le couple. Ce plafond est égal à la somme de la pension de vieillesse minimum et de l'allocation supplémentaire du fonds national de solidarité. Le plafond forfaitaire est plus favorable aux couples dont les droits à pension sont faibles. De plus, la condition de ressources peut désormais être appréciée à la date de la demande quelle que soit la date du décès de l'assuré.

Suite page suivante...

...suite de l'historique au Régime général

Loi ou décret	Contenu
Loi du 12 juillet 1977 relative à l'amélioration de la situation des conjoints survivants (JO 13 juillet 1977, p.3699)	Le conjoint survivant peut désormais cumuler pension de réversion et avantages personnels de vieillesse et d'invalidité jusqu'à concurrence de 60 % du montant maximum de la pension du régime général liquidée à 65 ans. Ce, du 1er juillet 1977 au 30 juin 1978. A partir du 1er juillet 1978, le taux sera de 70 %.
Décret du 20 octobre 1977 portant application de l'art. L351-2 du code de la Sécurité sociale relatif aux pensions de réversion en cas de divorce pour la rupture de la vie commune	La loi de 1975 prévoit une exception pour le divorce pour rupture de la vie commune et introduit un nouvel article L.351-2 CSS pour admettre l'octroi d'une pension de réversion à l'ex-conjoint non remarié. En cas de remariage une division au prorata de la durée de mariage est prévue.
Loi du 17 juillet 1978 portant diverses mesures d'amélioration des relations entre l'administration et le public et diverses dispositions d'ordre administratif, social et fiscal	La loi exige que les ex-conjoints divorcés non remariés conservent un droit à la réversion dans le cadre des régimes obligatoires. Si, lors du décès de l'assuré, il existe un conjoint survivant et un ou plusieurs ex-conjoints divorcés et non remariés, les droits à la réversion doivent être partagés parmi eux selon la durée de chaque mariage. Cette disposition sera progressivement mise en oeuvre par les différents régimes.
Décret du 27 février 1979 portant application de l'article L.351-2 (nouveau) du code de la Sécurité Sociale relatif aux pensions de réversion en cas de divorce (JO 8 mars 1979)	Le droit à la réversion est étendu aux conjoints divorcés. S'il existe un conjoint survivant et un ou plusieurs ex-conjoints divorcés et non remariés, le droit à la réversion est partagé au prorata de la durée de chaque mariage.
Loi du 17 juillet 1980 instituant une assurance veuvage en faveur des conjoints survivants ayant ou ayant eu des charges de famille (JO 18 juillet 1980, p.1813)	Lorsqu'un enfant est issu du mariage, il n'est pas nécessaire que celui-ci ait duré deux ans. Instauration de l'assurance veuvage, un dispositif destiné à venir en aide aux veuves (et veufs) âgés de moins de 55 ans, sous condition de ressources. Il concerne les conjoints survivants d'assurés du régime général et des régimes du secteur agricole (salariés et exploitants). Le bénéficiaire ne doit pas être remarié ou vivre en couple. L'allocation veuvage est versée pendant une durée maximum de 3 ans selon un barème dégressif annuellement. Ce dispositif est financé par une cotisation de 0,1 % sur la totalité du salaire, versée par les salariés.
Loi du 13 juillet 1982 relative aux prestations de vieillesse, d'invalidité et de veuvage	La loi relève de 50 à 52 % le taux des pensions de réversion versées dans le régime général. De plus elle a étendu au montant minimum des pensions de réversion la règle de proratisation applicable aux pensions principales depuis l'entrée en vigueur de la loi du 3 janvier 1975 (proratisation intégrale lorsque l'assuré justifie de moins de 60 trimestres). Le plafond « calculé » du cumul entre droits propres et pension de réversion est relevé de 50 à 52 % de la somme des droits propres du conjoint survivant et des droits propres de l'assuré décédé. Le plafond forfaitaire du cumul entre droits propres et pension de réversion est relevé de 70 à 73 % de la pension de retraite maximum du régime général.
Loi du 25 juillet 1994 relative à la famille (JO 26 juillet 1994, p.10739, art 37)	Le taux de la réversion passe de 52 à 54 % des droits à pension de l'assuré décédé à compter du 1er janvier 1995 lorsque les pensions n'ont pas pris effet avant cette date. Les deux plafonds du cumul entre pension de réversion et droits propres demeurent inchangés.
Loi du 23 décembre 1998 de financement de la sécurité sociale pour 1999 (art 38) et décrets du 14 mai 1999 pris pour son application.	La durée de versement de l'allocation veuvage est réduite à 2 ans (au lieu de 3) pour les bénéficiaires âgés de moins de 50 ans lors du décès du conjoint assuré. La durée de versement est prolongée jusqu'à l'âge de 55 ans pour les bénéficiaires âgés de 50 ans ou plus lors du décès du conjoint. Le montant de l'allocation devient constant pendant la durée de service de la prestation.

Suite page suivante...

...suite de l'historique au Régime général

Loi ou décret	Contenu
Loi du 21 août 2003 portant réforme des retraites	La réforme supprime progressivement la condition d'âge pour bénéficier de pensions de réversion du régime général et des régimes alignés. A terme, l'assurance veuvage pour les conjoints survivants en dessous de l'âge de 55 ans doit disparaître. La mise en place est progressive, selon les modalités suivantes : 55 ans pour les pensions prenant effet avant le 1er juillet 2005, 52 ans pour les pensions prenant effet à compter du 1er juillet 2005, 51 ans pour celles prenant effet à compter du 1er juillet 2007 et 50 ans pour les pensions prenant effet à compter du 1er juillet 2009. Les nouvelles dispositions s'appliqueront pleinement aux nouvelles liquidations à partir de 2011. Les conditions de durée de mariage de 2 ans et de non remariage du bénéficiaire sont supprimées. La limite au cumul entre la pension de réversion et la pension propre est supprimée. Ne subsiste qu'une condition de ressources et la pension de réversion est égale à la différence entre les revenus pris en compte par cette condition et le plafond. La condition de ressources prend en compte les revenus d'un éventuel partenaire, les revenus d'activité du bénéficiaire, ses ressources personnelles dont ses pensions propres d'invalidité ou de retraite, et ses pensions de réversion d'autres régimes de base. Pour les bénéficiaires âgés de 55 ou plus, les revenus du travail font l'objet d'un abattement de 30 %. Le plafond annuel est de 2080 fois le Smic horaire pour un bénéficiaire vivant seul. Pour une personne vivant en couple, le plafond est majoré de 60 %. La condition de ressources s'applique chaque année jusqu'à ce que le bénéficiaire liquide ses droits propres à la retraite ou jusqu'à ce que le bénéficiaire atteigne l'âge de 60 ans, s'il n'a pas de droits propres. Par la suite, le montant de la pension de réversion n'est plus ajusté en fonction des revenus du bénéficiaire.
La loi du 17 décembre 2008 de financement de la sécurité sociale pour 2009 (article 74)	Création de la majoration des pensions de réversion. Pour les plus modestes, le taux de réversion pour le régime général et les régimes alignés est augmenté à 56 % au 1er janvier 2009, 58 % au 1er janvier 2010 et 60 % au 1er janvier 2011. La pension de réversion est assortie d'une majoration lorsque le conjoint survivant atteint 65 ans et que la somme de ses avantages personnels de retraite et de réversion n'excède pas un plafond fixé par décret (il est fixé à 2. 400 euros par trimestre à compter du 1er janvier 2010. Ce montant est revalorisé aux mêmes dates et dans les conditions prévues pour les pensions de vieillesse). Lorsque le total de cette majoration et de ces avantages excède ce plafond, la majoration est réduite à due concurrence du dépassement. Rétablissement de la condition d'âge, de 55 ans, pour bénéficier de la réversion. Pour les personnes devenues veuves avant le 1er janvier 2009, la pension de réversion reste acquise à partir de 51 ans.

SOURCE : Législation.

TABLEAU 1.A.2 : Évolution de la législation à l'Agirc-Arrco

Loi ou décret	Contenu
Convention collective nationale du 14 mars 1947 (article 12)	Création de l'Agirc par l'accord du 14 mars 1947, qui prévoit des pensions de réversion. Le taux de la réversion est de 50 % des droits de l'assuré pour les veuves financièrement dépendantes non divorcées. La condition de durée de mariage est de 2 ans et il y a une condition de non remariage. Le mari doit avoir 15 années de services et être âgé d'au moins 40 ans lors de son décès. L'épouse survivante bénéficie de la réversion à taux plein à partir de 60 ans. Elle peut commencer à percevoir la pension de réversion dès 50 ans avec des réductions par rapport au taux plein. Si la veuve a au moins 2 enfants à charge lors du décès du mari, elle peut percevoir la pension de réversion quel que soit son âge. Si la veuve perçoit des revenus du travail qui dépassent 2 fois sa pension de réversion, le versement de la pension de réversion est suspendu.
1948	La condition de durée de cotisations passe de 15 années à 10 années pour le droit à la réversion. Le cumul de la pension et de revenus du travail n'est plus limité pour les veuves ayant un enfant à charge. Instauration d'une pension de réversion pour les enfants orphelins de père et de mère avant l'âge de 21 ans au taux de 20 % des droits acquis par le père assuré.
1951	La réversion est étendue aux maris d'assurées si le mari est invalide avant l'âge de 65 ans ou s'il a 2 enfants à charge lors du décès de la femme. Le taux plein de la réversion est augmenté de 50 à 60 %. La condition d'âge pour bénéficier de la réversion à taux plein passe de 60 ans à 50 ans. Il n'y pas de condition d'âge pour les veuves invalides.
1959	Le droit à la réversion est étendu aux orphelins de père et de mère à tout âge, s'ils sont invalides. Le taux de la réversion pour les orphelins augmente de 20 à 30 %.
1961	Suppression de la condition de durée de cotisations pour bénéficier de la réversion.
Accord interprofessionnel du 8 décembre 1961	Création de l'Arrco, avec pour objectifs d'harmoniser, de coordonner et de compenser les régimes de retraite des salariés non cadres.
1967	La réversion est étendue aux veufs mais la condition d'âge du bénéficiaire n'est pas la même pour les veufs et les veuves. Un veuf doit avoir 65 ans pour percevoir une pension de réversion, alors que la condition d'âge pour les veuves est de 50 ans.
Loi du 29 décembre 1972	L'Arrco devient obligatoire
1976	Harmonisation de certaines conditions par le Conseil d'administration de l'Arrco lorsque celles-ci sont prévues dans les règlements des régimes : (i) la condition d'âge pour bénéficier de la réversion est de 50 ans pour les veuves; (ii) les veuves ayant 2 enfants à charge (invalides ou âgés de moins de 21 ans au moment du décès de l'assuré) ont droit à la réversion sans condition d'âge et (iii) les orphelins de père et de mère ont droit à une pension de réversion au taux de 50 %.
1979	La réversion est étendue aux ex-conjoints non remariés sous condition d'âge (50 ans pour les veuves, 65 ans pour les veufs). Il n'y pas de condition d'âge si le bénéficiaire a au moins deux enfants à charge ou est invalide. Le partage entre un conjoint et des ex-conjoints se fait sur la base des points acquis pendant chaque mariage. Pour les divorces à partir du 1er juillet 1980. Nouvelles mesures d'harmonisation entre les régimes affiliés à l'Arrco : (i) le taux de la réversion pour les veuves est fixé à 60 %; (ii) les veufs invalides ou ayant 2 enfants à charge ont droit à la réversion au taux de 60 %. Le versement de la pension de réversion s'arrête lorsque ces conditions ne sont plus remplies et (iii) ouverture du droit à la réversion aux ex-conjoints divorcés non remariés et partage des droits en cas de coexistence d'un conjoint survivant.
1982	Harmonisation d'éléments des règlements des régimes affiliés à l'Arrco concernant la réversion : (i) définition de la notion d'enfant à charge pour l'attribution et le maintien de la réversion sans condition d'âge : enfant de moins de 18 ans; enfant entre 18 et 25 ans s'il est étudiant, apprenti, sous les drapeaux, demandeur d'emploi non indemnisé par l'UNEDIC; (ii) dates d'effet des droits de réversion selon qu'il s'agit de la réversion d'un actif ou d'un allocataire; (iii) conditions d'attribution des majorations pour enfants à charge et des majorations pour enfants nés ou élevés et (vi) conditions d'attribution des majorations aux conjoints et ex-conjoints.

Suite page suivante...

...suite de l'historique à l'Agirc-Arrco

Loi ou décret	Contenu
Accord du 9 février 1994 relatif au régime des cadres (article 3)	La condition d'âge pour liquider une pension de réversion passe à 60 ans pour les veufs et les veuves, avec la possibilité de percevoir une pension réduite à partir de 55 ans. Les bénéficiaires d'une pension de réversion du régime général peuvent liquider une pension de réversion dès 55 ans au taux plein. Le conjoint d'un participant décédé a droit, à partir de 60 ans, à condition de n'être pas remarié, à une allocation de retraite calculée sur la base d'un nombre de points correspondant à 60 % de ceux servant au calcul de l'allocation réellement perçue par le participant décédé, sous réserve des dispositions visant les conjoints divorcés non remariés. Toutefois, cette allocation peut être servie, sous réserve de remplir les autres conditions, à partir de l'âge de 55 ans. L'allocation, liquidée à 55 ans, sera calculée sur la base de 52 % du nombre de points du participant décédé. L'allocation, liquidée à 56 ans, sera calculée sur la base de 53,6 % du nombre de points du participant décédé. L'allocation, liquidée à 57 ans, sera calculée sur la base de 55,2 % du nombre de points du participant décédé. L'allocation, liquidée à 58 ans, sera calculée sur la base de 56,8 % du nombre de points du participant décédé. L'allocation, liquidée à 59 ans, sera calculée sur la base de 58,4 % du nombre de points du participant décédé. Pour les décès à partir du 1er mars 1994.
Accord du 25 avril 1996 relatif aux régimes complémentaires des salariés Arrco (article 15)	Le conjoint, veuf ou veuve, d'un participant décédé a droit, à partir de 55 ans, à condition de n'être pas remarié, à une allocation de retraite calculée sur la base d'un nombre de points (ou d'une allocation) correspondant à 60 % de ceux du participant décédé, sous réserve des dispositions visant les conjoints divorcés non remariés. Cette condition d'âge ne s'applique pas si, lors du décès du participant, le conjoint est invalide ou a au moins deux enfants à charge, au sens défini par le Conseil d'administration de l'Arrco. Le service de l'allocation est interrompu si l'état d'invalidité cesse. Il est supprimé de façon définitive en cas de remariage. Ces modifications s'appliquent pour toute liquidation d'allocation de réversion consécutive à un décès intervenant à compter du 1er juillet 1996. Maintien des majorations prévues par les règlements des différents régimes pour les carrières antérieures à 1999. Application des majorations suivantes des pensions de réversion dans le cadre du régime unique pour les liquidations à compter du 1er janvier 1999 : (i) 5 % par enfant à charge et (ii) 5 % pour 3 enfants élevés (pendant 9 ans avant l'âge de 16 ans).
Arrêt de la Cour de cassation du 18 décembre 1997	Le partage de la réversion entre plusieurs conjoints se fait au prorata de la durée de chaque mariage, et non plus sur la base des points acquis pendant chaque mariage. Pour les personnes divorcées après le 1er juillet 1980 (avant les personnes divorcées n'avaient pas le droit à la réversion) et les décès postérieurs au 13 janvier 1998.
Accord national interprofessionnel instituant le régime Agirc-Arrco de retraite complémentaire du 17 novembre 2017 (articles 109 à 113)	Le conjoint survivant d'un participant décédé à compter du 1er janvier 2019 bénéficie, à partir de 55 ans, à condition de n'être pas remarié, d'une allocation de réversion calculée sur la base de 60 % des droits du participant décédé. Les majorations pour enfants nés ou élevés applicables aux droits du participant décédé sont réversibles au taux de 100 %. La condition d'âge visée au 1er paragraphe de l'article précédent ne s'applique pas si le conjoint a au moins deux enfants à charge à la date du décès du participant, ou s'il est invalide. En cas de remariage postérieurement à l'attribution de l'allocation de réversion, le service de celle-ci est supprimé de façon définitive à partir du premier jour du mois ou du trimestre civil suivant, sauf si le droit à l'allocation a été ouvert du fait de l'existence d'enfants à charge. Le montant de l'allocation due au conjoint divorcé est déterminé selon les mêmes modalités que celles retenues au profit des conjoints survivants, puis affecté du rapport entre la durée du mariage dissous par le divorce et la durée d'assurance du participant décédé, au sens des articles R. 351-3 et R. 351-4 du code de la sécurité sociale, limitée à 172 trimestres pour les allocations de réversion prenant effet à compter du 1er janvier 2019, sans que ce rapport puisse excéder 1. Au titre du décès d'un participant survenu à compter du 1er janvier 2019, en cas de coexistence d'un conjoint survivant et d'un ou plusieurs conjoints divorcés non remariés à la date d'effet de la première liquidation d'une des allocations de réversion, chaque conjoint est susceptible de recevoir une allocation de réversion dont le montant est déterminé selon les modalités de calcul prévues à l'article 109 puis affecté du rapport entre la durée de son ou de ses mariages avec le participant décédé et la durée globale des mariages dudit participant avec les ayants droit concernés, à la date du décès du participant.

SOURCE : Législation.

TABLEAU 1.A.3 : Évolution de la législation dans la Fonction publique

Loi ou décret	Contenu
Avant 1789	La réversion existe pour les veuves d'employés de ministère, mais la réglementation dépend de chacun des ministères. Aux Affaires étrangères, le montant de la pension de réversion était fixé dans le brevet de pension tandis qu'il est soumis à une condition de ressources pour les veuves des ingénieurs des Ponts et Chaussées et celles de la Marine.
Loi du 22 août 1790	La loi, qui porte la création d'un régime de retraite pour les fonctionnaires de l'État n'est finalement pas appliquée. Elle cristallise cependant la législation qui prévaudra dans beaucoup de caisses de retraite dans les années qui suivent. La loi proscrit les pensions de réversion. Seule une pension alimentaire est accordée à la veuve, en cas de défaut de patrimoine et à condition que l'affilié soit décédé dans le cours de son service.
Entre 1790 et 1831	Une succession de lois sont adoptées pour les caisses de retraites des fonctionnaires militaires. En particulier, avec l'ordonnance du 14 août 1814, la veuve d'un ancien fonctionnaire militaire réunissant cinq ans de mariage, a droit à un quart du maximum de la pension d'ancienneté si le mari réunit 30 ans de services. En 1822, la veuve d'un ancien fonctionnaire militaire acquiert un droit à pension, à condition que son revenu soit supérieur au double de la pension de leur conjoint décédé.
Entre 1790 et 1853*	Une succession de lois sont adoptées pour les caisses de retraites des fonctionnaires civils. Les paramètres législatifs abordés concernent principalement l'âge d'éligibilité, le taux de réversion, la présence d'une condition de ressources, la durée de services de l'affilié décédé. A la veille de la loi de 1853, les conditions d'âge de la veuve et de durée du service du défunt sont atténuées et de nombreuses caisses élèvent le montant de réversion à 50 %.
Loi sur les pensions militaires du 11 avril pour l'armée de terre et du 18 avril pour la marine 1831	La loi sur les pensions militaires a unifié les régimes préexistants. Les veuves ayant deux ans de mariage ont droit à pension de réversion, sans avoir à justifier d'un minimum de moyens d'existence.
Loi sur les pensions civiles des agents de l'Etat du 9 juin 1853	La loi sur les pensions civiles a unifié les régimes préexistants. La pension de réversion est réduite au tiers de la pension du mari. Un minimum est fixé à 100 francs. La seule condition est que le mariage ait été contracté six ans avant la cessation de fonction du mari.
Loi du 21 juillet 1909	Le montant de la pension de réversion des veuves d'un fonctionnaire civil est portée obtiennent un droit à réversion d'un montant égal à la moitié de la pension du conjoint décédé ou de la pension à laquelle il aurait pu prétendre en cas de décès en service.
Loi du 14 avril 1924 portant réforme du régime des pensions civiles et des pensions militaires	La loi instaure le régime de retraite commun aux fonctionnaires et militaires. Pour les veuves, le taux de la réversion est fixé à 50 % de la pension de l'agent décédé (pension d'ancienneté ou pension d'invalidité). La pension de réversion est majorée de 10 % pour chaque enfant à charge (en dessous de l'âge de 21 ans). Une femme de fonctionnaire divorcée conserve un droit à la réversion; si le fonctionnaire ne s'est pas remarié pas, son ex-épouse a droit à la totalité de la pension de réversion; si le fonctionnaire se remarie, l'ex-épouse a droit à une pension de réversion partielle. Le montant de la pension de réversion est calculé au prorata de la durée de mariage. La liquidation de la retraite est possible pour les femmes mères d'au moins 3 enfants à partir de 15 années de service.
Loi du 20 septembre 1948 portant réforme du régime des pensions civiles et militaires et ouverture de crédits pour la mise en application de cette réforme	Les veufs de femmes fonctionnaires inaptes au travail deviennent éligibles à une pension de réversion.
Loi du 26 décembre 1964 portant réforme du code des pensions civiles et militaires de retraite	Le montant de la pension de réversion dans les cas de divorce est partagé à parts égales entre la veuve et la femme divorcée si le conjoint décédé s'est remarié.
Accord salarial de 1973, signé entre les représentants syndicaux de la Fonction publique et le Gouvernement	Les veufs de femmes fonctionnaires deviennent éligibles à une pension de réversion, à partir de 60 ans seulement et la pension de réversion est plafonnée à 37,5 % de l'indice brut 550.
Loi du 21 août 2003 portant réforme des retraites	Les veufs sont traités à égalité avec les veuves et le plafond de 37,5 % de l'indice brut 550 pour le montant de la réversion à laquelle pouvait prétendre un veuf est supprimé.
Suite page suivante...	

CHAPITRE 1

...suite de l'historique dans la Fonction publique

Loi ou décret	Contenu
Lettre de la Ministre des affaires sociales et de la santé du 23 février 2016	Pour les personnes de même sexe qui se sont mariées au plus tard le 31 décembre 2014, il est tenu compte, conformément aux consignes données par les Ministères de tutelle, des périodes de Pacs qui précèdent leur mariage pour l'analyse de l'ouverture des droits à la réversion du conjoint survivant. Pour les régimes spéciaux.

* Pour une présentation chronologique détaillée des modifications législatives et réglementaires ayant eu lieu entre 1790 et 1853 pour les veuves de fonctionnaires civils, voir [Thuillier \(1992b\)](#).
SOURCE : Législation.

1.B Législation en vigueur dans les régimes de retraite français

TABLEAU 1.B.1 : Législation en vigueur dans les régimes de retraite de base

Conditions	Régime de base des salariés du privé, des professions libérales, des artisans, des commerçants, des salariés et des non-salariés agricoles	Régimes de fonctionnaires et assimilés
Âge	55 ans 51 ans si le conjoint est décédé avant le 01/01/2009 ou disparu avant le 01/01/2008, sauf pour la MSA non-salariés	Pas de condition d'âge.
Ressources et cumul	Plafond de ressources : 2 080 fois le montant du Smic horaire pour une personne seule (soit des ressources trimestrielles brutes de 4 496,40 euros au 01/01/2022). Si l'ayant-droit vit en couple, les ressources ne doivent pas être supérieures à 1,6 fois ce plafond. La condition de ressources porte sur les revenus propres du conjoint ayant droit à la réversion. En particulier, les réversions du régime complémentaire et les revenus des bien mobiliers et immobiliers acquis du chef du conjoint décédé ou de la communauté ne sont pas inclus dans les ressources. Un abattement de 30 % est appliqué sur les revenus d'activité. Contrôle annuel jusqu'à la liquidation par le conjoint survivant de ses droits propres ou, à défaut, jusqu'au soixantième anniversaire du conjoint survivant (plus de contrôle ensuite).	Pas de condition de ressources.
Taux de réversion	54 % de la pension de droit direct du conjoint décédé Le taux est porté à 60 % (la réversion est majorée) si l'intéressé : <ul style="list-style-type: none"> • a atteint l'âge d'obtention du taux plein; • a demandé toutes ses retraites. Le total de ses retraites ne doit pas dépasser un certain montant, égal à 2 653,12 euros bruts trimestriels au 01/01/2022. La majoration est automatique.	50 % (y compris, le cas échéant de la rente d'invalidité dont le fonctionnaire bénéficiait ou aurait pu bénéficier)

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les régimes de retraite de base

Conditions	Régime de base des salariés du privé, des professions libérales, des artisans, des commerçants, des salariés et des non-salariés agricoles	Régimes de fonctionnaires et assimilés
Minimum de pension	Minimum de 294,23 euros par mois (au 01/01/2022) pour 60 trimestres de cotisation, proratisé si durée moindre de cotisation.	Si le total des ressources du conjoint survivant et de sa pension de réversion est inférieure au minimum vieillesse, il lui est servi un complément de pension afin de lui permettre l'atteindre ce minimum égal à 916,78 euros/mois pour une personne seule et 1 423,31 euros/mois pour un couple (total de l'allocation aux vieux travailleurs salariés et de l'allocation supplémentaire du fonds de solidarité vieillesse au 01/01/2022). Lorsqu'un agent décède à la suite d'un attentat ou d'une lutte dans l'exercice de ses fonctions ou d'un acte de dévouement dans un intérêt public ou pour sauver la vie d'une ou plusieurs personnes, la pension de réversion partagée entre les différents ayants cause ne peut être inférieure à un certain montant (selon le cas : indice majoré 227 ou 100 % du traitement de base).
Plafonnement	Lorsque l'addition des ressources du bénéficiaire et de la pension de réversion excède le plafond d'éligibilité, la pension est réduite à due concurrence et devient une prestation différentielle. La pension maximum est de 925,56 euros mensuels au 01/01/2022.	Le total des pensions de réversion et d'orphelin ne peut excéder le montant de la pension du fonctionnaire décédé. En cas de dépassement, il est procédé à une réduction temporaire des pensions d'orphelin. Impossibilité de cumuler plusieurs pensions de réversion obtenues au titre de conjoints différents ayant relevé des régimes de retraite des collectivités publiques.
Majoration pour enfant	Majoration de 10 % de la pension de réversion si le demandeur a eu ou élevé au moins 3 enfants. Majoration forfaitaire d'un montant de 99,90 euros mensuels par enfant à charge au 01/01/2022, à condition qu'il soit âgé de moins de 65 ans et qu'il n'ait pas liquidé de droits propres dans un régime de base.	À la pension de réversion s'ajoute éventuellement la moitié de la majoration pour enfant accordée aux parents ayant élevé au moins 3 enfants, à condition que le bénéficiaire de la pension de réversion ait effectivement élevé les enfants pendant 9 ans avant leur 16ème anniversaire.
Durée de mariage	Aucune condition de durée.	Mariage contracté depuis au moins 2 ans à la cessation d'activité du fonctionnaire décédé ou durée d'au moins 4 ans (antérieure ou postérieure à la cessation d'activité), sauf si au moins un enfant issu du mariage (en ce cas, aucune durée de mariage n'est requise).
Droit des divorcés et partage de la réversion	Le divorcé conserve son droit à la réversion. Si ayant-droit unique (i.e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié) : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint : partage temporaire de la réversion au prorata de la durée des mariages. En cas de décès d'un ayant droit, nouvelle répartition au prorata de la durée des mariages des conjoints survivants.	Le conjoint divorcé conserve son droit à la réversion. Si ayant-droit unique : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint : partage définitif au prorata de la durée des mariages, sauf cas de transmission des droits à orphelin de moins de 21 ans.

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les régimes de retraite de base

Conditions	Régime de base des salariés du privé, des professions libérales, des artisans, des commerçants, des salariés et des non-salariés agricoles	Régimes de fonctionnaires et assimilés
Condition de non remariage	Aucune condition tenant au remariage ou à la vie en couple du conjoint survivant.	Le conjoint divorcé qui s'est remarié avant le décès du donnant droit et qui, à la cessation de cette union, ne bénéficie d'aucun droit à pension de réversion peut faire valoir ce droit s'il n'est pas ouvert au profit d'un autre ayant cause. Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé qui contracte un nouveau mariage ou vit en état de concubinage notoire perd son droit à pension. Celui-ci passe, le cas échéant, aux enfants de moins de 21 ans. Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé dont la nouvelle union est dissoute ou qui cesse de vivre en état de concubinage notoire peut, s'il le désire, recouvrer son droit à pension.
Régime spécifique pour les orphelins	Il n'existe pas de pension d'orphelin.	Pension temporaire d'orphelin (PTO) : chaque orphelin âgé de moins de 21 ans perçoit une pension égale à 10 % de la pension obtenue par le fonctionnaire ou qu'il aurait pu obtenir au jour de son décès, et augmenté, le cas échéant, de 10 % de la rente d'invalidité. Cette pension de 10 % ne peut pour chacun des orphelins être inférieure au montant des avantages familiaux dont aurait bénéficié le fonctionnaire décédé s'il avait été retraité. Cependant, les avantages familiaux sont versés en priorité : la PTO n'est pas cumulable avec les allocations familiales, le complément familial, l'allocation pour jeune enfant et l'allocation logement. Le cas échéant, la PTO est versée pour un montant différentiel. Pension de réversion d'orphelin : En cas de décès du conjoint survivant ou si le conjoint survivant n'a pas droit à la réversion, les droits de réversion passent aux enfants âgés de moins de 21 ans, lesquels continuent de percevoir en outre la pension de 10 %. Sont assimilés aux enfants âgés de moins de 21 ans les enfants qui, au jour du décès de leur auteur se trouvaient à leur charge effective de ce dernier par suite d'une infirmité permanente les mettant dans l'impossibilité de gagner leur vie. Il en est de même des enfants atteints, après le décès de leur parent, mais avant l'âge de 21 ans, d'une telle infirmité.

NOTE : Régime de base des salariés du privé, des professions libérales, des artisans, des commerçants, des salariés et des non-salariés agricoles : Cnav pour le régime général, MSA salariés et ancien RSI pour les régimes alignés, CNAVPL et MSA non-salariés ; Régimes de fonctionnaires et assimilés : Service des retraites de l'Etat (SRE) et Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales (CNRACL).
SOURCE : Législation. Pour les régime de base des salariés du privé, des professions libérales, des artisans, des commerçants, des salariés et des non-salariés agricoles : articles L. 353-1 et suivants du code de la sécurité sociale. Pour les régimes de fonctionnaires et assimilés : articles L. 38 à L. 46 du code des pensions civiles et militaires de retraite.

TABLEAU 1.B.2 : Législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite complémentaire

Conditions	Agirc-Arrco	Rafp	Ircantec
Âge	55 ans sauf si le conjoint survivant a au moins deux enfants à charge à la date du décès du participant ou s'il est invalide (dans ce cas, la condition d'âge ne s'applique pas)	Pas de condition d'âge.	50 ans sauf si le conjoint survivant a au moins deux enfants à charge à la date du décès du participant ou s'il est invalide (dans ce cas, la condition d'âge ne s'applique pas)
Ressources et cumul	Pas de conditions de ressources.	Pas de conditions de ressources.	Pas de conditions de ressources.
Taux de réversion	60 %	50 % Lorsque la rente annuelle, calculée en fonction du taux de réversion, est inférieure à un certain seuil, elle est convertie en capital sur la base d'un coefficient de conversion lié à l'âge du bénéficiaire. En cas de décès d'un bénéficiaire retraité, aucune prestation de réversion n'est due si la prestation additionnelle de droit direct a été servie sous forme de capital.	50 %
Minimum de pension	Pas de minimum de pension.	Pas de minimum de pension.	Pas de minimum de pension.
Plafonnement	L'allocation de réversion est calculée sans qu'il soit tenu compte des coefficients dont les droits du participant décédé ont pu être affectés. Toutefois, le nombre de points attribués au conjoint survivant ne peut dépasser celui inscrit au compte du participant décédé compte tenu éventuellement de l'abattement appliqué aux droits lors de la liquidation de la retraite de ce dernier.	Le total des pensions de réversion et d'orphelin ne peut excéder le montant de la pension du fonctionnaire décédé. En cas de dépassement, il est procédé à une réduction temporaire des pensions d'orphelin.	Pas de plafonnement.
Majoration pour enfant	Les majorations pour enfants nés ou élevés applicables aux droits du participant décédé sont réversibles au taux de 100 %. Le bénéficiaire de la pension de réversion a droit à une majoration de 5 % pour chaque enfant effectivement à sa charge à condition que celui-ci soit également l'enfant (né ou élevé) du salarié ou retraité décédé	Pas de majoration pour enfant.	Les majorations pour enfants nés ou élevés applicables aux droits du participant décédé sont réversibles au taux de 100 %.

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite complémentaire

Conditions	Agirc-Arrco	Rafp	Ircantec
Durée de mariage	Aucune condition de durée.	Aucune condition de durée.	Mariage contracté depuis au moins 4 ans, soit 2 ans avant les 55 ans du conjoint décédé ou avant qu'il n'ait cessé de cotiser au régime; mais aucune condition si un enfant est né de l'union ou si l'assuré décédé bénéficiait d'une pension d'invalidité d'un régime de base.
Droit des divorcés et partage de la réversion	<p>Le conjoint divorcé conserve son droit à la réversion. Cependant, le montant de celle-ci est diminué comme suit.</p> <p>Si ayant-droit unique : pension de réversion proratisée par le ratio de la durée du mariage et de la durée d'assurance du conjoint décédé.</p> <p>Si coexistence conjoint/ex-conjoint non remarié : la pension de réversion est proratisée par la durée du mariage (sur la durée totale des mariages). Le partage est définitif. Toutefois,</p> <ul style="list-style-type: none"> le conjoint survivant marié avant le 13 janvier 1998 à un participant qui a divorcé avant le 01 juillet 1980 reçoit une pension de réversion non proratisée. en cas de coexistence d'un conjoint survivant marié avant le 13 janvier 1998 et de conjoints divorcés, l'un divorcé avant le 01 juillet 1980 et l'autre après le 30 juin 1980, le montant de la pension de réversion est proratisée en fonction de la durée totale des mariages. 	<p>Si ayant-droit unique : pension de réversion servie dans son intégralité.</p> <p>Si coexistence conjoint/ex-conjoint : la pension de réversion est répartie entre elles au prorata de la durée respective de chaque mariage. Le partage est définitif entre les ex-conjoints. Cependant, au décès d'un bénéficiaire, sa part passe le cas échéant aux orphelins de moins de 21 ans.</p>	<p>Le divorcé conserve son droit à la réversion.</p> <p>Si ayant-droit unique (i.e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié) : pension de réversion servie dans son intégralité.</p> <p>Si coexistence conjoint/ex-conjoint : partage temporaire de la réversion au prorata de la durée des mariages. En cas de décès d'un ayant droit, nouvelle répartition au prorata de la durée des mariages des conjoints survivants.</p>
Condition de non remariage	Suppression définitive en cas de remariage du conjoint ou de l'ex-conjoint survivant (mais maintien si Pacs ou concubinage). En revanche, lorsque le droit à l'allocation de réversion a été ouvert du fait de l'existence de deux enfants à charge, le service de l'allocation reste maintenu même si la condition justifiant l'ouverture de ce droit n'est plus remplie.	Suspension en cas de remariage.	Suspension en cas de remariage.

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite complémentaire

Conditions	Agirc-Arrco	Rafp	Ircantec
Régime spécifique pour les orphelins	Réversion au taux de 50 % pour les orphelins de père et de mère jusqu'à 21 ans ou bien 25 ans s'il est à charge de son dernier parent au moment du décès de celui-ci (maintenue au-delà pour les orphelins invalides).	Réversion au taux de 10 % pour les orphelins de moins de 21 ans.	Réversion au taux de 20 % pour les orphelins de deux parents de moins de 21 ans ou invalides lors du décès.

NOTE : Agirc : Association générale des institutions de retraite des cadres; Arrco : Association pour le régime de retraite complémentaire des salariés; Rafp : Régime de retraite additionnelle de la fonction publique; Ircantec : Institution de retraite complémentaire des agents non titulaires de l'État et des collectivités publiques.

SOURCE : Législation. Pour l'Agirc-Arrco, articles 109 à 117 de la section 4 de l'Accord national interprofessionnel du 17 novembre 2017 instituant le régime Agirc-Arrco de retraite complémentaire. Pour le Rafp et l'Ircantec, articles L. 38 à L. 46 du code des pensions civiles et militaires de retraite.

TABLEAU 1.B.3 : Législation en vigueur dans les autres régimes de retraite complémentaire

Conditions	Non-salariés agricoles	Artisans, industriels, commerçants	Professions libérales
Âge	55 ans sauf si le conjoint survivant a au moins deux enfants à charge à la date du décès du participant ou s'il est invalide (dans ce cas, la condition d'âge ne s'applique pas)	55 ans	52 ans : notaires; 60 ans : médecins (RC* et PCV**), vétérinaires, experts-comptables, pharmaciens (RC et PCV), CIPAV***; 62 ans : officiers ministériels; 65 ans (possibilité dès 60 ans mais avec décote de 1,25 % par trimestre) : dentistes et sages-femmes (RC); 65 ans (60 ans en cas d'inaptitude) : auxiliaires médicaux (RC); 65 ans (60 ans en cas d'inaptitude) : dentistes, sages-femmes et auxiliaires médicaux (PCV); 65 ans : agents d'assurance.
Ressources et cumul	Pas de conditions de ressources.	La condition de ressources s'élève à deux plafonds de la sécurité sociale soit un plafond mensuel brut égal à 6 856 euros mensuels au 01/01/2022.	Pas de conditions de ressources.
Taux de réversion	54 % (les points gratuits ne sont réversibles que si la pension reversée avait été liquidée; sinon, seuls les points cotisés sont reversés)	60 %	60 % (sauf PCV médecins, auxiliaires médicaux et pharmaciens et points experts-comptables acquis avant 2009 : 50 %). Pour la partie en capitalisation de la caisse des pharmaciens, choix pour réversion ou non lors de la liquidation, avec taux variable, au choix, entre 50 et 100 % - le cas échéant avec versement supplémentaire). Pour les vétérinaires experts comptables, officiers ministériels, la CIPAV, possibilité de surcotiser chaque année pour rendre les droits réversibles à 100 %.
Minimum de pension	Pas de minimum de pension.	Pas de minimum de pension.	Pas de minimum de pension (sauf RC pharmaciens : 30 % de la retraite entière si consécutive à allocation veuvage)
Plafonnement	Pas de plafonnement.	Pas de plafonnement.	Pas de plafonnement.
Majoration pour enfant	Les majorations de pension pour enfant sont réversibles à 100 %.	Majoration de 10 % de la pension de réversion si le demandeur a eu ou élevé au moins 3 enfants.	Aucune majoration pour enfant sauf pour dentistes et sages-femmes (RC et PCV) : 10 % pour les demandeurs ayant élevé 2 enfants.

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les autres régimes de retraite complémentaire

Conditions	Non-salariés agricoles	Artisans, industriels, commerçants	Professions libérales
Durée de mariage	Mariage contracté depuis au moins deux ans. Aucune condition de durée si enfant né du mariage, si le conjoint survivant est invalide au moment du décès ou après ou s'il a au moins 2 enfants à charge au moment du décès.	Aucune condition de durée.	Aucune condition de durée de mariage pour les officiers ministériels, pharmaciens (RC et PCV); Mariage contracté depuis au moins 2 ans sauf si enfant ou décès subit et imprévisible pour les dentistes, sages-femmes, médecins (RC et PCV); Mariage contracté depuis au moins 2 ans sauf si enfant pour les auxiliaires médicaux (RC et PCV), vétérinaires, agents d'assurance, experts comptables, notaires, CIPAV
Droit des divorcés et partage de la réversion	Le divorcé conserve son droit à la réversion. Si ayant-droit unique (i.e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié) : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint : partage temporaire de la réversion au prorata de la durée des mariages. En cas de décès d'un ayant droit, nouvelle répartition au prorata de la durée des mariages des conjoints survivants.	Le divorcé conserve son droit à la réversion. Si ayant-droit unique (i.e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié) : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint : partage temporaire de la réversion au prorata de la durée des mariages. En cas de décès d'un ayant droit, nouvelle répartition au prorata de la durée des mariages des conjoints survivants.	Le divorcé conserve son droit à la réversion. Si ayant-droit unique (i.e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié) : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint : partage temporaire de la réversion au prorata de la durée des mariages. En cas de décès d'un ayant droit, nouvelle répartition au prorata de la durée des mariages des conjoints survivants.
Condition de non remariage	Suppression définitive en cas de remariage du conjoint ou de l'ex-conjoint survivant (mais maintien sur Pacs ou concubinage)	Aucune condition tenant au remariage ou à la vie en couple du conjoint survivant.	Suppression définitive en cas de remariage du conjoint ou de l'ex-conjoint survivant (mais maintien sur Pacs ou concubinage) sauf pour les pharmaciens – RC et PCV et les agents d'assurance, qui n'ont aucune condition tenant au remariage ou à la vie en couple du conjoint survivant.
Régime spécifique pour les orphelins	Il n'existe pas de pension d'orphelin.	Il n'existe pas de pension d'orphelin.	Il n'existe pas de pension d'orphelin.

* RC : régime complémentaire.

** PCV : prestations complémentaires vieillesse, servies par les régimes sur-complémentaires.

*** CIPAV : caisse interprofessionnelle de prévoyance et d'assurance vieillesse.

SOURCE : Législation. Pour la complémentaire des non-salariés agricoles, L. 732-41 à L. 732-51-1 et D. 732-89 à D. 732-100-4 du Code rural et de la pêche maritime; pour la complémentaire des artisans, industriels et commerçants, L. 634-2 du Code de la Sécurité sociale; pour la complémentaire des professions libérales : L. 643-7 du Code de la Sécurité sociale.

TABLEAU 1.B.4 : Législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite intégrés

Conditions	CPRP SNCF	RATP	CNIEG
Âge	Pas de condition d'âge.	Pas de condition d'âge.	Pas de condition d'âge.
Ressources et cumul	Pas de conditions de ressources. Cumul impossible avec une pension de réversion d'un autre chef, quel que soit le régime dont procède cet avantage. Cumul cependant possible pour l'orphelin de père et de mère si l'autre pension de réversion relève d'un régime du secteur public.	Pas de conditions de ressources. Cumul impossible de plusieurs pensions de réversion lorsqu'elles proviennent de conjoints différents et sont concédées par des organismes soumis à la réglementation sur les cumuls emploi/retraite.	Pas de conditions de ressources jusqu'à concurrence de 50 % de la pension de l'ouvrant droit. Conditions de ressources pour les 4 % complémentaires (21 985,60 euros euros brut annuels pour une personne seule et 35 176,96 euros pour un ménage au 01/01/2022).
Taux de réversion	50 %. Le taux est porté à 54 % lorsque la pension de l'agent décédé a été portée au minimum de pension.	50 %	50 % de la pension de l'agent décédé ou des droits acquis s'il s'agit d'un décès en activité (minimum de 15 ans d'activité dans les IEG pour prétendre à une pension). Sous condition de ressources, une prestation complémentaire de réversion, égale à 4 % de la pension de l'ouvrant droit est attribuée.
Minimum de pension	Lorsque la pension de l'agent décédé est supérieure au minimum de pension, la pension de réversion ne peut être inférieure à 54 % du minimum de pension. Les pensions de réversion des personnes seules âgées d'au moins 55 ans et de moins de 65 ans ne peuvent être inférieures au montant de l'allocation de solidarité aux personnes âgées - soit 916,78 euros/mois au 01/01/2022 pour les personnes seules uniquement.	Pas de minimum de pension.	La pension minimale est de 887,93 euros bruts par mois au 01/01/2022 pour 15 ans de service, de 998,91 euros pour 30 ans de service et 1 109,92 euros pour 35 ans de service. A laquelle est ajoutée la prestation complémentaire de réversion de 4 % sous condition de ressources. En cas de décès en activité d'un agent n'ayant pas droit à une pension proportionnelle, il est attribué au conjoint survivant ou, à défaut de conjoint survivant, par parts égales à ses enfants un capital égal à 50 % du salaire annuel de l'ouvrant droit.
Plafonnement	Le total des pensions de réversion et d'orphelin ne peut excéder la moitié du montant de la pension de l'agent décédé. En cas de dépassement, il est procédé à une réduction des pensions d'orphelin.	Le total des pensions de réversion et d'orphelin ne peut excéder le montant de la pension de l'agent décédé. En cas de dépassement, il est procédé à une réduction des pensions d'orphelin.	Pas de plafonnement.
Majoration pour enfant	Majoration de 10 % de la pension de réversion si le bénéficiaire a élevé 3 enfants pendant 9 ans avant leur 16ème anniversaire (+ 5 % par enfant supplémentaire à partir du 4ème).	A la pension de réversion s'ajoute éventuellement la moitié de la majoration pour enfant accordée à partir de 3 enfants (10 % pour les 3 premiers enfants et 5 % par enfant au-delà du 3ème).	
Suite page suivante...			

...suite de la législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite intégrés

Conditions	CPRP SNCF	RATP	CNIEG
Durée de mariage	Mariage contracté depuis au moins 2 ans à la cessation d'activité du conjoint décédé, sauf si enfant (aucune condition de durée), ou depuis au moins 4 ans au moment du décès, sauf si enfant (durée minimale de mariage ramenée à 2 ans). Pas de condition de durée si la cessation de fonctions est la conséquence d'un accident de service, à condition que le mariage soit antérieur à l'accident.	Mariage contracté depuis au moins 2 ans à la cessation d'activité du conjoint décédé, sauf si enfant (aucune condition de durée), ou depuis au moins 4 ans au moment du décès, sauf si enfant (durée minimale de mariage ramenée à 2 ans). Pas de condition de durée si la cessation de fonctions est liée à une incapacité ou à une décision de réforme, à condition que le mariage soit antérieur à l'accident.	Si le mariage a eu lieu après la mise en inactivité, il doit avoir duré au moins 2 ans. Aucune condition de mariage n'est exigée si un enfant est issu de l'union, si le mariage a eu lieu avant la mise en inactivité ou encore si le mariage se situe entre la mise en inactivité et l'âge normal de départ en retraite.
Droit des divorcés et partage de la réversion	Si ayant-droit unique (i.e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié) : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint : la pension de réversion est partagée au prorata des durées de mariage entre les divers ayants droit. Au décès de l'un des bénéficiaires, sa part accroît la part des survivants.	Si ayant-droit unique : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint non remarié : la pension de réversion est partagée au prorata des durées de mariage entre les divers ayants droit. Au décès de l'un des bénéficiaires, sa part accroît la part des survivants.	Si ayant-droit unique : pension de réversion servie dans son intégralité. Si coexistence conjoint/ex-conjoint non remarié : la pension de réversion est partagée au prorata des durées de mariage entre les divers ayants droit. Au décès de l'un des bénéficiaires, sa part accroît la part des survivants.
Condition de non remariage	L'ex-conjoint peut bénéficier de la pension de réversion s'il n'a pas contracté de nouveau mariage avant le décès de l'agent ou s'il ne vit pas en état de concubinage notoire au moment de ce décès. La pension de réversion est gelée (elle n'est plus revalorisée) le temps de la mise en couple puis recouvré si le nouveau couple est rompu.	La personne divorcée qui se remarie, conclut un pacte civil de solidarité ou vit en concubinage avant le décès de son ancien conjoint perd ses droits à pension de réversion. Les bénéficiaires d'une pension de réversion remariés, liés par un pacte civil de solidarité ou vivant en concubinage perçoivent, sans revalorisation ultérieure, la pension dont ils bénéficiaient antérieurement à leur nouvel état. Les bénéficiaires d'une pension de réversion remariés qui sont redevenus veufs, divorcés ou séparés de corps recouvrent l'intégralité de leur droit à pension s'ils sont âgés de soixante ans au moins ou de cinquante-cinq ans en cas d'incapacité de travail égale ou supérieure à 80 %. Il en est de même pour les bénéficiaires d'une pension de réversion liés par un pacte civil de solidarité lorsqu'il est mis fin au pacte, ainsi que pour ceux vivant en concubinage quand celui-ci cesse.	Le remariage des bénéficiaires de pension de réversion, conjoints ou ex-conjoints, suspend leurs droits à pension de réversion. Ceux-ci sont reportés, le cas échéant, par parts égales sur la tête de leurs seuls enfants de moins de vingt et un ans issus de leur union avec l'agent décédé ouvrant droit. Le conjoint ou l'ex-conjoint qui perd ses droits à réversion suite à remariage peut à nouveau faire valoir ses droits si la nouvelle union cesse du fait d'un veuvage, d'un divorce ou d'une séparation de corps.

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite intégrés

Conditions	CPRP SNCF	RATP	CNIEG
Régime spécifique pour les orphelins	<p>Pension de réversion d'orphelin : en cas de décès du retraité, les orphelins ont droit à une part de la pension de réversion servie au conjoint survivant jusqu'à leur 21ème anniversaire. Les enfants atteints d'une maladie incurable ou d'une infirmité les rendant inaptes à tout travail rémunéré sont assimilés à des enfants âgés de moins de 21 ans. Les orphelins de père et de mère recueillent la pension de réversion complète et perdent chacun leur droit à pension à leur 21ème anniversaire. Le taux de réversion des orphelins est calculé suivant un partage de la pension de réversion comme suit :</p> <ul style="list-style-type: none"> • deux parts au conjoint survivant • deux parts à l'ensemble des conjoints divorcés • une part à chaque orphelin ayant droit à pension 	<p>Chaque orphelin a droit, jusqu'à l'âge de vingt et un ans, à une pension égale à 10 % de la pension que le parent a ou aurait obtenue le jour de son décès. Les enfants atteints au jour du décès de leur parent d'une infirmité permanente les mettant dans l'impossibilité de gagner leur vie sont assimilés aux enfants âgés de moins de vingt et un ans. Les pensions attribuées aux enfants ne peuvent pas, au total, être inférieures au montant des prestations familiales dont aurait bénéficié le parent.</p>	<p>Pension temporaire d'orphelin : elle est attribuée aux enfants d'un agent décédé soit en activité, soit en inactivité. Cette pension est servie jusqu'à l'âge de 21 ans, quelle que soit la situation de l'enfant et sans condition de ressources. Elle est égale à 10 % du salaire ou de la pension de l'agent décédé selon que le décès se situe en activité ou en inactivité.</p> <p>Pension de réversion d'orphelin : en l'absence d'ayant droit pouvant prétendre à la pension de réversion, cette dernière est partagée à parts égales entre les orphelins, et jusqu'à leur 21ème anniversaire. Lorsqu'un orphelin atteint 21 ans ou à son décès, sa part est reportée sur les autres orphelins de moins de vingt et un ans. Elle est cumulable avec la PTO de 10 %. L'orphelin handicapé de plus de 21 ans peut toucher des prestations équivalentes à la pension temporaire d'orphelin et à la pension de réversion sous les mêmes conditions, sous réserve de règles de cumul avec les prestations légales.</p>

NOTE : CPRP SNCF : Caisse de prévoyance et de retraite du personnel de la Société nationale des chemins de fer; RATP : Régie autonome des transports parisiens; CNIEG : Caisse nationale des industries électriques et gazières.

SOURCE : Législation. Pour la SNCF, articles 18 à 23 du chapitre III du décret 2008-639 du 30 juin 2008 relatif au régime spécial de retraite du personnel de la SNCF, SNCF Réseau et SNCF Mobilités; pour la RATP : articles 28 à 35 du chapitre IV du règlement des retraites du personnel de la RATP (décret 2008-637 du 30 juin 2008 portant règlement des retraites du personnel de la Régime autonome des transports parisiens; pour la CNIEG : articles 22 à 29 du titre III du statut national du personnel des industries électriques et gazières modifié par le décret 2014-698 du 25 juin 2014.

TABLEAU 1.B.5 : Législation en vigueur dans les autres régimes de retraites intégrés et le régime des avocats

Conditions	ENIM	Banque de France	CRPCEN	CNBF
Âge	<p>Si le marin avait 15 ans de services ou plus : 40 ans, sauf si au moins un enfant est né dans l'union (aucune condition d'âge dans ce cas). Si le mariage a eu lieu après la cessation d'activité du marin et qu'il a duré au moins 4 ans, le conjoint survivant a droit à la pension de réversion à partir de 55 ans.</p> <p>Si le marin avait moins de 15 ans de service : si le conjoint survivant perçoit une pension de réversion de la part d'un autre régime de la sécurité sociale, la pension de réversion de l'ENIM lui est versée dès la date d'attribution de l'autre pension ; en l'absence d'autre pension, la pension de réversion de l'ENIM est versée à 55 ans.</p>	Pas de condition d'âge.	Pas de condition d'âge.	Pas de condition d'âge pour la réversion de base et 50 ans pour la réversion complémentaire, sauf s'il existe, à la date du décès, un enfant au moins issu du mariage et remplissant la condition d'âge prévue pour l'attribution de l'allocation d'orphelin.
Ressources et cumul	Pas de conditions de ressources.	Pas de conditions de ressources.	Pas de conditions de ressources.	Pas de conditions de ressources.
Suite page suivante...				

...suite de la législation en vigueur dans les autres régimes de retraite intégrés et à la CNBF

Conditions	ENIM	Banque de France	CRPCEN	CNBF
Taux de réversion	54 %. A défaut de droit à pension, une allocation annuelle proportionnelle peut être attribuée au conjoint survivant sous certaines conditions. Cette allocation est attribuée notamment : <ul style="list-style-type: none"> • aux survivants sans enfant, âgés de moins de 40 ans, pour la période comprise entre le décès du conjoint et la date à laquelle l'intéressé, atteignant l'âge de 40 ans, pourra obtenir la pension; • aux survivants ne réunissant pas les conditions d'antériorité ou de durée de mariage exigées pour avoir droit à pension. 	50 %	50 %	50 % du montant de la retraite de base et 60 % du montant de la retraite complémentaire. Par ailleurs, le conjoint survivant peut percevoir un capital décès si l'avocat décède en activité. Depuis le 01/01/2013, il est d'un montant de 34 302 euros en cas de maladie et de 68 603 euros en cas d'accident.
Minimum de pension	Pas de minimum de pension.	La pension de réversion, compte tenu des ressources extérieures, ne peut être inférieure à l'allocation de solidarité aux personnes âgées. Lorsqu'un agent décède à la suite d'un attentat ou d'une lutte dans l'exercice de ses fonctions ou d'un acte de dévouement dans un intérêt public ou pour sauver la vie d'une ou plusieurs personnes, la pension de réversion ne peut être inférieure à un montant correspondant à la rémunération soumise à retenue afférente à l'indice 182.	Pas de minimum de pension.	Pas de minimum de pension.
Plafonnement	Le total des pensions de réversion et d'orphelin ne peut excéder le montant de la pension du marin décédé. En cas de dépassement, il est procédé à une réduction des pensions d'orphelin	Le total des pensions de réversion et d'orphelin ne peut excéder le montant de la pension du marin décédé. En cas de dépassement, il est procédé à une réduction des pensions d'orphelin	Le total des pensions de réversion et d'orphelin ne peut excéder le montant de la pension du conjoint décédé. En cas de dépassement, il est procédé à une réduction temporaire des pensions d'orphelin.	Pas de plafonnement.

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les autres régimes de retraite intégrés et à la CNBF

Conditions	ENIM	Banque de France	CRPCEN	CNBF
Majoration pour enfant	Les bonifications pour enfants applicables à l'ouvrant droit (à partir du 2ème enfant) sont réversibles au taux de la pension de réversion.	A la pension de réversion s'ajoute éventuellement la moitié de la majoration pour enfant accordée à partir de 3 enfants (Le taux de la majoration est de 8,5 % pour les 3 premiers enfants et de 4,25 % par enfant au-delà du 3ème).	Pas de majoration pour enfant.	Pas de majoration pour enfant.
Durée de mariage	<p>Pour le conjoint survivant de marin ou femme marin ayant au moins 15 ans de service maritime : (i) au moins deux ans de mariage à la cessation d'activité du marin ou de la concession de la pension de celui-ci, sauf si au moins un enfant est né de l'union; ou (ii) moins quatre ans de mariage (sauf si au moins un enfant est né de l'union) : en ce cas, entrée en jouissance reportée jusqu'à 55 ans pour le survivant.</p> <p>Pour le conjoint survivant de marin ou femme marin ayant moins de 15 ans de service maritime : le droit à pension à 55 ans est soumis à la condition que le mariage ait été contracté au moins 2 ans avant le décès du conjoint, sauf si un enfant est issu de l'union.</p>	Durée de mariage de 3 ans, sauf si un enfant au moins est né de l'union (en ce cas, pas de durée minimale de mariage requise). Le temps de mariage correspondant à une période de services effectifs est majoré de moitié.	Mariage contracté depuis au moins 2 ans à la cessation d'activité du fonctionnaire décédé ou durée d'au moins 4 ans (antérieure ou postérieure à la cessation d'activité), sauf si au moins un enfant issu du mariage (en ce cas, aucune durée de mariage n'est requise).	<p>Pour la réversion de base : durée de mariage de 5 ans, sauf si un enfant au moins est né de l'union (en ce cas, pas de durée minimale de mariage requise).</p> <p>Pour la réversion complémentaire : durée de mariage de 5 ans, sauf si un enfant au moins est né de l'union remplissant la condition d'âge prévue pour l'attribution de l'allocation d'orphelin.</p>
Droit des divorcés et partage de la réversion	<p>Si ayant-droit unique : pension de réversion servie dans son intégralité.</p> <p>Si coexistence conjoint/ex-conjoint : la pension de réversion est répartie entre eux au prorata de la durée respective de chaque mariage. Au décès de l'un des bénéficiaires, sa part accroît la part de la ou des survivantes.</p>	<p>Si ayant-droit unique : pension de réversion servie dans son intégralité.</p> <p>Si coexistence conjoint/ex-conjoint : la pension de réversion est répartie entre eux au prorata de la durée respective de chaque mariage. Le partage est définitif entre les ex-conjoints. Cependant, au décès d'un bénéficiaire, sa part passe le cas échéant aux orphelins de moins de 21 ans.</p>	<p>Si ayant-droit unique : pension de réversion servie dans son intégralité.</p> <p>Si coexistence conjoint/ex-conjoint : la pension de réversion est répartie entre elles au prorata de la durée respective de chaque mariage. Le partage est définitif entre les ex-conjoints. Cependant, au décès d'un bénéficiaire, sa part passe le cas échéant aux orphelins de moins de 21 ans.</p>	<p>Si ayant-droit unique (i.e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié) : pension de réversion servie dans son intégralité.</p> <p>Si coexistence conjoint/ex-conjoint : la pension de réversion est partagée au prorata des durées de mariage entre les divers ayants droit. Au décès de l'un des bénéficiaires, sa part accroît la part des survivantes.</p>

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les autres régimes de retraite intégrés et à la CNBF

Conditions	ENIM	Banque de France	CRPCEN	CNBF
Condition de non remariage	Le conjoint séparé de corps et le conjoint divorcé ont droit à la pension de réversion. Le conjoint divorcé qui s'est remarié avant le décès du marin ou de la femme marin et qui, à la cessation de cette union, ne bénéficie d'aucun droit à pension de réversion peut faire valoir ce droit s'il n'est pas ouvert au profit d'un autre ayant-cause. Le conjoint veuf ou divorcé qui contracte un nouveau mariage ou vit en état de concubinage notoire perd son droit à pension. Ses droits passent aux enfants qui réunissent les conditions d'âge exigées pour l'octroi d'une pension. Le conjoint veuf ou divorcé remarié, redevenu veuf ou divorcé ou séparé de corps, ainsi que celui qui cesse de vivre en état de concubinage peut, sur sa demande, recouvrer son droit à pension.	Le conjoint divorcé qui s'est remarié avant le décès de l'agent et qui, à la cessation de cette union, ne bénéficie d'aucun droit à pension de réversion peut faire valoir ce droit s'il n'est pas ouvert au profit d'un autre ayant cause. Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé qui contracte un nouveau mariage après le décès du donnant droit, est lié par un Pacs ou vit en état de concubinage notoire perd son droit à pension. Celui-ci passe aux enfants de moins de 21 ans. Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé dont la nouvelle union est dissoute, qui n'est plus lié par un Pacs ou qui cesse de vivre en état de concubinage notoire peut demander à recouvrer son droit à pension. La pension éventuellement accordée aux enfants est alors supprimée.	Le conjoint divorcé qui s'est remarié avant le décès du donnant droit et qui, à la cessation de cette union, ne bénéficie d'aucun droit à pension de réversion peut faire valoir ce droit s'il n'est pas ouvert au profit d'un autre ayant cause. Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé qui contracte un nouveau mariage ou vit en état de concubinage notoire perd son droit à pension. Celui-ci passe aux enfants de moins de 21 ans. Le conjoint survivant ou le conjoint divorcé dont la nouvelle union est dissoute ou qui cesse de vivre en état de concubinage notoire peut, s'il le désire, recouvrer son droit à pension.	En cas de remariage du conjoint ou de l'ex-conjoint divorcé, celui-ci perd définitivement ses droits. A défaut de conjoint survivant ou d'ex-conjoint, ou encore en cas de mariage du bénéficiaire de la pensions de réversion, celle-ci profite aux enfants jusqu'à l'âge de 21 ans.

Suite page suivante...

...suite de la législation en vigueur dans les autres régimes de retraite intégrés et à la CNBF

Conditions	ENIM	Banque de France	CRPCEN	CNBF
Régime spécifique pour les orphelins	<p>Pension temporaire d'orphelin (PTO) : 10 % de la pension du marin ou de la femme marin. La PTO est une prestation différentielle qui se combine avec les prestations familiales (si le montant de la PTO est supérieur aux prestations familiales, l'ENIM verse la différence / si le montant est inférieur, seules les prestations familiales sont versées).</p> <p>Pension de réversion d'orphelin : en cas de décès du conjoint survivant ou si le conjoint survivant n'a pas droit à la réversion, les droits de réversion passent aux enfants, lesquels continuent de percevoir en outre la pension de 10 %.</p> <p>Les pensions d'orphelin sont versées jusqu'à l'âge de 16 ans (droit commun) ou de 18 ans (en cas d'apprentissage, sous réserve d'un plafond de rémunération égal à 55 % du Smic horaire multiplié par 169) ou de 21 ans en cas de poursuite des études.</p>	<p>Pension temporaire d'orphelin : chaque orphelin âgé de moins de 21 ans perçoit une pension égale à 10 % de la pension obtenue par le donnant droit ou qu'il aurait pu obtenir au jour de son décès, et augmenté, le cas échéant, de 10 % de la rente d'invalidité.</p> <p>Pension de réversion d'orphelin : en cas de décès du conjoint survivant ou si le conjoint survivant n'a pas droit à la réversion, les droits de réversion passent aux enfants âgés de moins de 21 ans, lesquels continuent de percevoir en outre la pension de 10 %. La limite d'âge de 21 ans n'est pas opposée aux enfants atteints d'une infirmité les mettant dans l'impossibilité de gagner leur vie. Les orphelins infirmes ne peuvent cumuler leur pension d'orphelin avec un avantage personnel acquis au titre de la vieillesse ou de l'invalidité, à concurrence du montant de ces avantages.</p>	<p>Pension temporaire d'orphelin : chaque orphelin âgé de moins de 21 ans perçoit une pension égale à 10 % de la pension obtenue par le fonctionnaire ou qu'il aurait pu obtenir au jour de son décès, et augmenté, le cas échéant, de 10 % de la rente d'invalidité. Cette pension de 10 % ne peut pour chacun des orphelins être inférieure au montant des avantages familiaux dont aurait bénéficié le fonctionnaire décédé s'il avait été retraité.</p> <p>Pension de réversion d'orphelin : en cas de décès du conjoint survivant ou si le conjoint survivant n'a pas droit à la réversion, les droits de réversion passent aux enfants âgés de moins de 21 ans, lesquels continuent de percevoir en outre la pension de 10 %. La limite d'âge de 21 ans n'est pas opposée aux enfants atteints d'une infirmité les mettant dans l'impossibilité de gagner leur vie. Les orphelins infirmes ne peuvent cumuler leur pension d'orphelin avec un avantage personnel acquis au titre de la vieillesse ou de l'invalidité, à concurrence du montant de ces avantages.</p>	<p>Allocation d'orphelin : chaque orphelin de moins de 21 ans perçoit jusqu'à son 21ème anniversaire une allocation annuelle si l'avocat décède en activité. Le service de cette allocation peut être prolongé jusqu'à 25 ans si l'orphelin poursuit des études ou est atteint d'une incapacité. L'allocation peut être prolongée au-delà des 25 ans en cas de handicap et sous condition de ressources. Le décès d'un avocat retraité n'ouvre pas droit à l'allocation d'orphelin. L'allocation est égale au quart de la pension de retraite.</p> <p>Pension de réversion d'orphelin : à défaut de conjoint survivant ou d'ex-conjoint ou encore, en cas de mariage du bénéficiaire de la pensions de réversion, celle-ci profite aux enfants jusqu'à l'âge de 21 ans. A défaut de conjoint survivant, les enfants perçoivent le capital décès revenant aux ayants droit d'un avocat décédé en activité, s'ils sont : âgés de moins de 21 ans ou âgés de 21 à 25 ans et poursuivent des études ou handicapés physiques ou mentaux, quel que soit leur âge.</p>

NOTE : ENIM : Établissement national des invalides de la marine; CRPCEN : Caisse de retraite et de prévoyance des clercs et employés de notaires; CNBF : Caisse nationale des barreaux français.
 SOURCE : Législation. Pour l'ENIM : article 15 du chapitre II du Code des pensions de retraite des marins français du commerce de pêche ou de plaisance; pour la Banque de France : articles 47 à 58 du titre VI du règlement annexé au décret 2007-262 du 27 février 2007 relatif au régime de retraite des agents titulaires de la Banque de France; pour la CRPCEN, article 113 du décret 90-1215 du 20 décembre 1990, étendant à la CRPCEN les dispositions des articles L. 39, L. 40, L. 43 à L. 46 du code des pensions civiles et militaires de retraite; pour la CNBF : articles R. 723-46 à R. 723-53 du code de la sécurité sociale.

1.C Comparaison internationale

TABLEAU 1.C.1 : Comparaison des dispositifs de réversion dans quelques pays européens

	Allemagne	Belgique	Espagne	Italie	Pays-Bas
Nom du dispositif	1. Petite pension de réversion 2. Grande pension de réversion	Pension de survie	Pension de veuvage	Pension de réversion	Pension de survivant (Anw)
Condition relative au défunt	Être retraité au moment du décès ou avoir une durée d'assurance de 5 ans minimum	Être assuré social	Avoir cotisé 500 jours dans les 5 dernières années avant décès ou avoir cotisé 15 ans avant décès	Avoir cotisé 5 ans dont au moins 3 ans dans les 5 années précédant le décès ou avoir cotisé 15 années au total	Avoir vécu ou avoir travaillé et payé des impôts aux Pays-Bas
Condition d'âge	1. Aucune 2. 45 ans et 11 mois (en 2022, progressivement porté à 47 ans en 2029), aucune si enfant à charge de moins de 18 ans ou si incapacité de travail.	48 ans et 6 mois (en 2022, progressivement porté à 50 ans en 2025) et ayant cessé toute activité. Sinon, allocation de transition de 12 mois (24 si enfant à charge).	Aucune	Aucune	Être âgé de moins de 65 ans et avoir un enfant à charge (âgé de moins de 18 ans) ou avoir moins de 65 ans et être en incapacité de travailler (incapacité au moins égale à 45 %)
Taux de réversion	Pour les mariages après le 31/12/2001 ou les deux conjoints nés après le 01/01/1962 : 1. 25 % pendant 24 mois, maximum 2. 55 % Pour les mariages avant le 01/01/2002, ou au moins un conjoint né avant le 02/01/1962, ou décès avant le 01/01/2002 : 1. 25 %, sans limite de temps 2. 60 %	80 % dans le cas le général, mais le taux dépend du nombre d'ayants droit et de l'éligibilité au minimum de pension. Le taux est de 62,5 % pour les divorcés, dans le cas général. Un pécule de vacances est payé une fois par an.	52 % pour le cas général. Le taux est porté à 60 % pour les personnes de plus de 65 ans, sans revenus professionnels ni de prestations de la sécurité sociale. Le taux est porté à 70 % si absence de revenu, si enfants à charge ou si la prestation est la principale source de revenus..	60 %	Forfait, égal à 70 % du salaire minimum de référence Un pécule de vacances est payé une fois par an.

Suite page suivante...

...suite de la comparaison avec les pays européens

	Allemagne	Belgique	Espagne	Italie	Pays-Bas
Majoration pour enfant	Oui, sous forme de forfait Des points supplémentaires sont accordés en cas d'enfants à charge : deux points sont attribués par mois pour le premier enfant puis un point pour chaque enfant supplémentaire.	Non	Le taux de réversion est porté à 70 % quand le survivant a un enfant à charge. De plus, majoration de 5 % pour les femmes ayant donné naissance ou adopté deux enfants, de 10 % pour trois enfants et de 15 % pour quatre enfants ou plus.	Le taux de réversion est porté à 70 % lorsque le survivant a un enfant à charge et à 100 % à partir de deux enfants à charge.	Le forfait est porté à 90 % du salaire minimum de référence quand le bénéficiaire a un enfant à charge.
Condition de ressources	Prise en compte des pensions de retraite et des autres revenus du conjoint survivant mais avec une déduction préalable (pour les revenus du travail, le taux de 40 %)	Le cumul de la pension de réversion avec les revenus professionnels est autorisé durant 12 mois (consécutifs ou non), jusqu'au plafond de 10 312,81 euros (au 01/03/2022). Le cumul est autorisé avec la pension de retraite de droits propres jusqu'à un certain plafond, fixé à 110 % du montant de la pension de survie pour une carrière complète.	Une condition de ressources n'existe que pour les réversions portées aux taux de 60 % et 70 %. Elle concerne alors les revenus du patrimoine. Pour le taux de réversion de 60 % elle est de 7 569 euros annuels au 01/01/2019. Pour le taux de réversion de 70 % elle est de 18 539,40 au 01/01/2019.	En cas de revenus supérieurs à 3 fois le salaire minimum annuel (calculé comme équivalent à 13 fois le montant mensuel en vigueur au 1er janvier) le montant de la pension est réduite de 25 %. Pour des revenus supérieurs à 4 fois le salaire minimum annuel, la pension est réduite de 40 %. Elle est réduite de 50 % pour des revenus supérieurs à 5 fois le salaire minimum.	Le plafond de la condition de ressources s'élève à 50 % du salaire minimum de référence plus les deux tiers du surplus de revenus professionnels. Les allocations chômage, prestations d'invalidité, de maladie, allocations de survie d'un autre pays que les Pays-Bas sont déduites pour le tout de la pension de survie Anw.
Minimum et maximum de pension	Pas de minimum ni maximum de pension.	La pension de survie est au moins égale au montant de la pension minimum, si le conjoint décédé a eu une carrière complète. Sinon, elle est réduite en conséquence. Le montant de la pension de survie ne peut pas être supérieur au montant de la pension du conjoint décédé s'il avait eu une carrière complète.	Des montants minimaux mensuels sont assurés, selon l'âge et les charges familiales du bénéficiaire. Le maximum de pension servi est de 2 819,57 euros mensuels en 2022.	Pas de minimum de pension. La pension de réversion ne peut pas excéder le montant de la pension de vieillesse ou d'invalidité que le défunt recevait ou aurait reçue, pour l'ensemble des bénéficiaires.	Pas de minimum de pension. Le maximum de pension est égal au forfait, servi dans son intégralité.

Suite page suivante...

...suite de la comparaison avec les pays européens

	Allemagne	Belgique	Espagne	Italie	Pays-Bas
Durée du mariage	1 an	1 an sauf si un enfant est né du mariage ou un enfant à charge ou si le décès résulte d'une maladie ou d'un accident de travail postérieur au mariage.	1 an sauf si enfants nés du mariage.	Aucune	Aucune
Droits pour les unions civiles	Oui	Oui	Oui, y compris union libre mais sous condition d'un enregistrement civil intervenu dans les deux ans avant la date du décès, d'une durée de concubinage notoire au moins égale à 5 ans et d'une condition de revenu relative au conjoint décédé (revenus inférieurs à 50 % de la somme des revenus ou 25 % si absence d'enfants en commun pouvant prétendre à une prestation d'orphelin, ou revenus inférieurs à 1,5 fois le salaire minimum en vigueur).	Oui	Oui, y compris cohabitants
Droits pour les divorcés	Non*	Oui, le montant de la pension de survie dépend de l'acquisition des droits à retraite pendant la période du mariage.	Oui, pour les bénéficiaires d'une pension alimentaire ou d'une indemnité compensatrice. Le partage se fait au prorata des durées de mariage, sachant que le conjoint survivant se voit attribuer au minimum 40 % de la pension de veuvage.	Oui, le veuf ou la veuve bénéficiaire d'une pension alimentaire peut obtenir la pension de survivant sur décision du juge.	Oui, pour les bénéficiaires d'une pension alimentaire. Le montant de la pension ne peut alors dépasser le montant de la pension alimentaire.

Suite page suivante...

...suite de la comparaison avec les pays européens

	Allemagne	Belgique	Espagne	Italie	Pays-Bas
Droit conservé après remariage	Non. Mais indemnité forfaitaire de 24 fois le montant mensuel de la pension versée pour les 12 derniers mois.	Suspension de la pension en cas de remariage.	Dans le cas général, suppression de la pension de veuvage en cas de remariage. Cependant, le survivant peut continuer à percevoir une pension partielle ou complète sous certaines conditions (revenu, âge ou invalidité). En particulier, le survivant conserve sa pension de veuvage s'il s'est remarié à plus de 61 ans.	En cas de remariage la pension de réversion devient temporaire et est servie pendant deux ans.	Non

* Le divorce implique néanmoins une répartition d'office entre les époux des droits retraite acquis pendant le mariage. Les revenus dépassant un certain abattement sont partiellement déduits.

NOTE : La législation présentée concerne les employés dans le cas de l'Allemagne, les salariés du privé pour la Belgique, les salariés et assimilés pour l'Espagne, les salariés du privé pour l'Italie et les résidents pour les Pays-Bas. Pour l'ensemble des pays, les dispositifs décrits concernent les régimes de retraite obligatoires publics, majoritairement financés par des cotisations.

Dans le cas de l'Allemagne, la *petite* pension est accordée aux personnes veufs et veuves ne remplissant pas les conditions d'octroi pour la grande pension.

Par ailleurs, en Allemagne, les conjoints nés après le 01/01/1962 ou mariés après le 31/12/2001 ont la possibilité de partager leurs droits à retraite acquis pendant le mariage au lieu de percevoir la prestation de survivant. Dans ce cas, les revenus des conjoints ne sont pas pris en compte.

SOURCE : *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OCDE, Organisation de coopération et de développement), *Mutual information system on social protection* (MISSOC, Système d'information mutuelle sur la protection sociale).

TABLEAU 1.C.2 : Comparaison des dispositifs de réversion dans quelques pays hors Europe

	Canada	États-Unis d'Amérique	Japon
Nom du dispositif	Rente de conjoint survivant	Assurance veuvage	Pension de survie
Condition relative au défunt	Avoir cotisé 10 ans ou cotisé pendant 1/3 d'années depuis l'âge de 18 ans avec un minimum de 3 ans de cotisation.	Être éligible à une pension de retraite ou d'invalidité à la date du décès. Avoir au moins 42 ans ou une durée d'assurance minimum.	Être pensionné (à partir de 65 ans) ou bien être affilié, âgé de 60 à 64 ans, et avoir cotisé pendant au moins 2/3 de la durée comprise entre l'âge de 20 ans et l'âge du décès ou bien, pour les moins de 65 ans avoir versé des cotisations continues pendant un an pendant la période précédant de deux mois le décès.
Condition d'âge	65 ans pour la rente de conjoint survivant. Pour les bénéficiaires de moins de 65 ans, la pension servie est égale à un forfait plus 37,5 % de la pension de retraite du conjoint décédé.	66 ans pour les personnes nées entre 1945 et 1956, 67 ans pour les personnes nées à partir de 1962. L'âge d'éligibilité peut être réduit à 60 ans, en contrepartie d'une pension réduite. L'âge d'éligibilité est réduit à 50 ans en cas d'invalidité. Aucune condition d'âge si enfant de moins de 16 ans à charge.	30 ans pour les veuves, 55 ans pour les veufs. Les veuves de moins de 30 et sans enfant à charge bénéficient néanmoins d'une pension de survie pendant une période de cinq ans.
Taux de réversion	60 % 37 % auxquels est ajouté un forfait pour les bénéficiaires de moins de 65 ans	100 % pour les survivants qui ont atteint l'âge du taux plein. De 71,5 % à 99 % pour les survivants d'au moins 60 ans n'ayant pas atteint l'âge du taux plein. De 59 % à 71 % pour les survivants invalides. 75 % pour les survivants ayant un enfant à charge.	75 %
Majoration pour enfant	Avant 65 ans, le forfait est plus élevé en présence d'un enfant à charge.	Avant l'âge du taux plein, une pension est servie au taux de 75 % pour les survivants ayant un enfant à charge.	La pension de survie est complétée d'un forfait (pension de base de survivant) pour les veuves dépendantes financièrement de leur conjoint, en cas de présence d'enfant à charge. Ce forfait est égal à 780 100 yens/an. Jusqu'à deux enfants, 224 500 yens sont ajoutés par enfant. Pour le troisième enfant et les enfants suivants, 74 800 yens sont ajoutés par enfant.
Condition de ressources	Prise en compte des pensions de retraite mais pas des autres revenus du conjoint décédé. La rente de conjoint survivant servie est égale au différentiel entre la pension de retraite maximale et la rente initiale calculée sur la base des droits à retraite du conjoint décédé.	Prise en compte des pensions de retraite et des autres revenus du conjoint décédé. La pension de veuvage servie est égale à la pension initiale calculée sur la base des droits à retraite du conjoint décédé, à laquelle est retranchée le montant de la pension de retraite de droits propres du conjoint survivant.	Suspension de la pension de réversion en cas de revenus.

Suite page suivante...

...suite de la comparaison avec les pays hors Europe

	Canada	États-Unis d'Amérique	Japon
Minimum et maximum de pension	La pension maximale est égale à 674,79 dollars pour les moins de 65 ans et à 752,15 dollars pour les plus de 65 ans, au 01/01/2022.	Le maximum de pension servie à l'ensemble de la famille (les orphelins et les parents du défunt sont également éligibles à des pensions de survie) varie entre 150 % et 180 % de la pension du conjoint décédé.	
Durée du mariage	Aucune, mais le mariage doit avoir été effectué avant la prise de la retraite. Sinon, la pension de réversion doit être demandée et n'est servie qu'en contrepartie d'une réduction de la pension du demandeur.	9 mois	Aucune
Droits pour les unions civiles	Oui	Oui, y compris union libre dans certains états.	Oui, pour les couples cohabitants.
Droits pour les divorcés	Non*	Oui si le mariage a duré au moins 10 ans et si l'ex-conjoint ne s'est pas remarié avant l'âge de 60 ans.	Non**
Droit conservé après remariage	Oui mais si le conjoint survivant a été veuf ou veuve plusieurs fois, une seule pension de survivant est servie (la plus élevée).	Non si remariage avant 60 ans et oui sinon.	Non

* Le divorce permet néanmoins une répartition égalitaire entre les époux des droits retraite acquis pendant le mariage. Ce partage des droits est obligatoire à condition qu'un des époux en fasse la demande. Ainsi, en 2004, seuls 15 % des divorces ont donné lieu à un partage des droits, sachant que 95 % des demandes ont été faites par des femmes (Easton, 2009).

** Dans le cas où l'un des conjoint d'un couple n'a jamais eu un emploi rémunéré, le divorce conduit au partage égalitaire entre les deux époux des droits à retraite acquis par l'autre conjoint. Dans le cas où les deux époux ont acquis des droits à la retraite, le partage est possible mais non obligatoire.

NOTE : La législation présentée concerne les salariés du privé. Les dispositifs décrits concernent les régimes de retraite obligatoires publics, majoritairement financés par des cotisations.

SOURCE : *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OCDE, Organisation de coopération et de développement).



Deuxième partie

INÉGALITÉS DE GENRE AU-DELÀ DE LA PENSION MOYENNE

Chapter 2

Measuring widowhood duration.

Theoretical developments and empirical evidence from France

Summary of the chapter

Despite its overall strong positive effect on individual well-being, large increase in life expectancy over the last century raised challenges in terms of welfare inequalities. Indeed, improvement of survival conditions is not equally shared by all individuals. Regarding pension systems, the lifetime poor have a lower life expectancy and receive pension for a shorter period of time, and this has regressive implications. As a first step to further understand differential mortality at the couple level, we investigate the measure of widowhood duration. After a study of the theoretical foundations of widowhood duration and its components, we carry out two complementary measures of this duration. Based on mortality tables, we first assess widowhood duration evolution over the 1977-2070 period in France, as well as the role of life expectancy and age difference between spouses. Based on administrative data, we then give a first empirical measure of widowhood duration and its evolution over years, taking into account the couple composition, the interdependence of spouses' life expectancies and the higher life expectancies for married people. Both measures highlight a negative correlation between widowhood duration and income and large disparities according to the survivors' activity sector.

This chapter was co-authored with **Didier Blanchet** and **Carole Bonnet**.

Contents of the chapter

1	Introduction	117
2	Literature review	119
3	Theoretical foundations: widowhood duration calculation	121
3.1	Life expectancy, joint survival and widowhood duration	121
3.2	Widowhood duration without any age gap between spouses	123
3.3	Taking into account the age gap between spouses	125
4	Application (1): using mortality tables	126
4.1	Data & methodology	126
4.2	Long term trends in widowhood durations	129
4.3	The role of life expectancy	130
4.4	The role of the age gap between spouses	131
4.5	Widowhood duration disparities in socio-professional status and standard of living	132
5	Application (2): based on observed data	134
5.1	Data & methodology	135
5.2	Widowhood duration level and evolution	137
5.3	Widowhood duration disparities in pension scheme and income level	138
6	Conclusion	140
	Appendices	143
2.A	Additional on theoretical foundations	143
2.A.1	The naïve widowhood duration indicator: a stylized example	143
2.A.2	Bias in widowhood duration estimates in the EIR death flows	146
2.B	Additional results with mortality tables	148
2.C	Additional results with mortality tables	152

1 Introduction

Despite its overall strong positive effect on individual well-being, large increase in life expectancy over the last century raised challenges in terms of welfare inequalities. Indeed, improvement of survival conditions is not equally shared by all individuals and social insurance systems tend to exacerbate well-being inequalities between the surviving old and the prematurely dead (Pestieau and Ponthiere, 2016). A growing literature especially focuses on the role of pension systems. The latter were built to reduce inequalities between retirees¹ and are provided with solidarity schemes that make the benefits formula progressive. However, the lifetime poor have a lower life expectancy and receive pension for a shorter period of time, and this has regressive implications. As a consequence, the progressivity of the pension system is reduced (Chetty *et al.*, 2016), or even becomes regressive (Haan *et al.*, 2020).

We can extend this question to couple level, given the existence of conjugal pension rights (survivor benefits) that are dedicated to insure the survivor standard of living after their spouse's death. The problem is complex because it involves the spouse's life expectancy, in addition to the individual one, and both of the spouses' respective lifetime earnings. Indeed, the progressivity of a pension system depends both on the level of pension benefits and on the length of time it is received (retirement or widowhood durations). In this article, we aim at investigating the measure of widowhood duration and its components, as a first step to further understand differential mortality at the couple level.² Joint survival already received great interest in the literature of risk and insurance, for annuity computation motivations (Denuit *et al.*, 2001; Frees *et al.*, 1996; Youn and Shemyakin, 2001) and in the welfare literature that aimed at measuring the effect of spousal death (Leroux and Ponthière, 2013; Needleman, 1976; Ponthiere, 2007, 2016; Strand, 2005). This is much less the case in the literature of pensions, and especially when it comes to studying inequalities. In this article, we also intent to learn about potential correlations between pension income and widowhood duration.

Measuring widowhood duration is both a theoretical and an empirical issue. First, from a theoretical point of view, this article aims at documenting how widowhood duration depends on (i) husband life expectancy, (ii) wife life expectancy and (iii) age difference between spouses. Second, widowhood duration heterogeneity can be investigated in different ways. In this article, we aim at highlighting the correlation with standard of living and socio-professional status. More precisely, we carry out two complementary empirical measures of widowhood duration. As a first application, we use the Insee French life tables over the 1977–2070 period for men and women (Blanpain, 2016, 2018b; Blanpain and Buisson, 2016;

¹Compared to the level of professional inequalities cumulated over the life cycle on the labor market.

²In this paper, the term 'widowhood' will be used to refer to both women and men, while the terms 'widow' and 'widower' will distinguish the two when appropriate.

Insee, 2017). Assuming randomly formed couples, we compute widowhood duration, assess its evolution over time and quantify the role of life expectancy and age difference between spouses. We further investigate heterogeneity according to standard of living and socio-professional status.

As a second application, we use a representative sample of French retirees to compute observed widowhood duration. It allows us to take into account the actual couple composition, the interdependence of their life expectancies, and the higher life expectancies of married people compared to the overall population. We further display heterogeneity analyses with regards to pension level and former pension regime.

Based on the first empirical application, we find that the role played by one's own life expectancy is less prominent than that of the spouse's when looking at the evolution of widowhood duration. We give empirical evidence of that the age gap's influence depends on women's and men's life expectancies. We also highlight a negative gradient in standard of living and large disparities according to survivors' socio-professional status.

We provide an alternative measure of widowhood duration, which confirms the latter findings and give evidence of a negative correlation between widowhood duration and pension benefits as well as large disparities according to pension regime.

Our article makes the following three main contributions. First, building on [Goldman and Lord \(1983\)](#) theoretical development of the widowhood duration formula, we propose a precise decomposition that highlights the role of the different components. We further assess the magnitude of their contribution based on our first empirical application, based on life tables.

Our second set of contributions to the literature hinges on our use of French mortality tables rather than the heretofore investigations of exclusively US context. Thanks to a rich set of life tables provided by Insee ([Blanpain, 2016, 2018b](#); [Blanpain and Buisson, 2016](#); [Insee, 2017](#)), we go beyond [Compton and Pollak \(2021\)](#) by illustrating both the level and evolution (past and projected) of the roles played by age and life expectancy differences between spouses. Furthermore, these tables allow us to shed light on the heterogeneity in socio-professional status and standard of living.

Regarding our third contribution, we propose an alternative empirical measure of widowhood duration by using direct observations provided by administrative longitudinal Social Security data. Our new measure allows taking into account the actual couple composition, the interdependence between life expectancies, and the higher life expectancy for married people. We thus fill the gap in the widowhood duration literature by providing empirical evidence on the level, evolution, and heterogeneity of widowhood duration.³

³Only [Haan et al. \(2020\)](#) offer some empirical insights into the life expectancy of widows according to their husband's lifetime earnings.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 proposes a literature review. Section 3 presents the theoretical decomposition of widowhood duration. Based on mortality tables and administrative data, sections 4 and 5 investigate widowhood duration disparities according to standard of living or pension benefits (respectively) and former activity sector or pension regime (respectively). Section 7 concludes.

2 Literature review

Making adequate decisions over the life-cycle assumes that individuals have a fairly good idea of their life expectancy. Yet the literature gives evidence that individuals tend to underestimate it (Dormont *et al.*, 2018; Kutlu-Koc and Kalwij, 2017). The question is even more complex when it comes to widowhood duration measure since it also involves the spouse's life expectancy. Holden and Kuo (1996) observe that both men and women underestimate the chance that they will survive as a widow(er), mainly because they overestimate the number of years they will be alive together with their spouse. This underestimation of widowhood duration may be one reason for the poor economic conditions of widows (Karamcheva and Munnell, 2007), if it results in inadequate (public or private) savings because of a non appropriate time horizon.

Precise joint survival measurement has nevertheless widely been investigated in the literature, because of its central importance for many applications in the fields of demography and economics. On the demographic side, some articles, such as Le Bras (1973) studied joint survival by means of probabilities of having a surviving parent. It has also been shown that joint survival counts in welfare. For instance, according to Blanchflower and Oswald (2004), a monetary compensation of not less than \$100,000 per annum would be necessary in order to 'compensate' a person for being widowed or undergoing a marital separation.⁴ Many studies have quantified individual valuation of a relative's safety or survival in terms of utility, standard of living or welfare (Araña and León, 2002; Jones-Lee, 1991; Leroux and Ponthière, 2013; Needleman, 1976; Ponthiere, 2007, 2016; Strand, 2005). We have evidence that private insurances overestimate premiums if they do not account for dependent mortality of married couples (Denuit *et al.*, 2001; Frees *et al.*, 1996; Youn and Shemyakin, 2001). Finally, one contribution of this paper is to build on the literature on the importance of joint survival, with a (new) focus on public survivor insurance and survivors' individual self-insurance. Indeed, regarding public insurance policies, underestimating widowhood duration leads to an inadequate estimation of pension benefits and long-term care needs. Overestimating joint survival or underestimating the surviving spouse's life expectancy has also detrimental consequences at the individual level because individuals take the risk of under-saving or making

⁴In 1999 dollars.

an inadequate retirement decision.

More precisely, our paper relates to the literature studying remaining life expectancy after a spouse's death. As early as 1959, Myers (1959) questioned the exact formula for computing widowhood duration and highlight the role played by joint survival in obtaining a correct indicator, which he illustrated by drawing on the 1890, 1940, and 1950 US censuses. Goldman and Lord (1983) followed on by proposing more sophisticated formulas for taking into account age difference between spouses and showing heterogeneity by race and age results, also based on US censuses. Finally, Compton and Pollak (2021) contributed to the literature by describing changes in widowhood duration over time (1930–2010) and analyzing its heterogeneity according to ethnicity and education in the US context. Our paper contribute to this scarce strand of the literature, (i) providing a theoretical development of the widowhood duration formula (ii) using French mortality tables rather than the heretofore investigations of exclusively the US context and (iii) assessing both the level and evolution (past and projected) of the roles played by age and life expectancy differences between spouses in widowhood duration.

Heterogeneity analyses are particularly complex when it comes to measure joint survival because it combines two individuals' life expectancies. We are thus provided with a few insights into how educational and income gradients in individual life expectancy translate into disparities in widowhood duration. The literature concurs on the positive association between income and life expectancy (Chetty *et al.*, 2016); on the positive role of both increasing educational attainment (Bound *et al.*, 2015; Hendi, 2015; Meara *et al.*, 2008; Rosstron *et al.*, 2010; Sasson, 2016) and socio-professional status (Blanpain, 2016); and on whites having an advantage over blacks (Olshansky *et al.*, 2012).⁵ If both spouses in a low-income couple die earlier than those in a high-income couple, is the survivor's widowhood duration longer or shorter? We moreover note that the gap between men's and women's life expectancies tends to narrow at a varying pace across socio demographic categories (Goldin and Lleras-Muney, 2019). Goldman and Lord (1983) address this issue, and some insights are provided by Compton and Pollak (2021), who show that blacks and low-educated survivors have longer widowhood duration than others. We partially fill this gap because we shed light for the first time on the heterogeneity in socio-professional status and standard of living in the French context using a rich set of life tables provided by Insee.

Nevertheless, these results remain somehow theoretical because they are based on mortality tables. In particular, they take into account neither the couple composition in terms of racial and educational characteristics nor the positive correlation between the spouses' life expectancies. Indeed, we note several limitations to using life tables to calculate widow-

⁵The Hispanic question is more complex (Compton and Pollak, 2021; Goldman, 2016; Smith and Bradshaw, 2006).

hood durations. First, these analyses neglect differences between married and unmarried people, as well as the interdependence of life expectancies among married couples. Yet, the evidence suggests that married individuals have lower age-specific mortality rates than those of unmarried individuals because, on the one hand, healthier individuals select into marriage and, on the other, marriage has protective effects (Goldman, 1993; Johnson *et al.*, 2000; Smith and Zick, 1994; Frees *et al.*, 1996; Sanders and Melenberg, 2016). Second, those studies fail to take into account the precise composition of couples with regards to socio-professional status and income level, even though assortative mating is widely documented and specialization within couples tends to weaken (Guner *et al.*, 2018; Mare, 1991; Schwartz and Mare, 2005; Vanderschelden, 2006). From the theoretical strand of literature on family economics, we moreover now that marriages are not formed randomly. Rather individuals sort themselves into marriage based on the attributes of both partners, because interactions in individual attributes generate mutual gains from marriage (Browning *et al.*, 2014). Third and lastly, it has been shown that spouses' life expectancies are dependant because of common life-style, common disaster and broken heart factor (Parkes *et al.*, 1969; Spreeuw and Owadally, 2013).

Thus, alternative measures for widowhood duration are very valuable to understand the evolution and heterogeneity of widowhood duration. In France, microsimulated data suggest widowhood durations may be as large as 15 years and will decrease over time (Godet *et al.*, 2020; Pennec and Gaymu, 2011). The main contribution of this paper is to provide a new alternative measure of widowhood duration, by using direct observations provided by administrative longitudinal Social Security data.

3 Theoretical foundations: widowhood duration calculation

The precise calculation of widowhood duration requires age-specific mortality distributions. Myers (1959) stresses the dangers of using simple averages in place of a complete life table when dealing with life expectancies. We thus build on his developments and, in line of Goldman and Lord (1983), we present continuous widowhood duration formulas in which spouses' life expectancies are supposed to be independent. We go further this previous work and decompose the formula into its different components, among which difference between spouses' individual life expectancies and age difference between spouses.

3.1 Life expectancy, joint survival and widowhood duration

To illustrate the construction of mortality distributions for couples, we focus on a case in which we form a heterosexual married couple, composed of same-age spouses. A partition

of the possible situations at age u is as follows:

- the husband dies at age u and the wife does not die at age u
- the wife dies at age u and the husband does not die at age u
- the husband dies at age u and the wife dies at age u
- the husband does not die at age u and wife does not die at age u

The sum of these four mutually exclusive events is equal to one. If our only aim were to calculate joint survival, we would focus on the probability that neither spouse would die at age u . But for widowhood duration computation, we also need to calculate the probability that the wife (the husband) will become a widow (a widower) at each age.

Let us now consider that the wife does not die at age u . A partition of the possible situations at age u is thus as follows:

- the husband dies at age u
- the husband does not die at age u

The sum of these two mutually exclusive events is now equal to one. If we sum these probabilities over all possible ages $u \geq x$, we get the wife life expectancy at age x . Let ω be the oldest age of life and x be the age at marriage.⁶ The deaths, survivals and life expectancies at age u are respectively $d(u)$, $s(u)$ and $e(u)$. Let index f refers to females and m to males. The wife's life expectancy at age x is:

$$LE_f(x) = \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) du$$

It follows that:

$$\begin{aligned} LE_f(x) &= \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot [d_m(u) + s_m(u)] du \\ &= \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot d_m(u) du + \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot s_m(u) du \\ &= WD_f(x) + JS(x) \end{aligned}$$

In the previous equation, $WD_f(x)$ appears to be widowhood duration at age x . A woman will survive at age $u \geq x$ with probability $s_f(u)$ and the probability that her spouse dies at this age is $d_m(u)$. Then, she has a $s_f(u) \cdot d_m(u)$ probability of becoming a widow at age u . If this event occurs, she has $e_f(u)$ years left to live. The expected widowhood duration at age x then derives from the product of these terms, summed over all possible values of u .

Similarly, $JS(x)$ is joint survival at age x .

⁶ x may also be taken as an older age. For example, demographers usually choose age 60 when computing remaining life expectancy at old age.

Said differently, we measure widowhood duration as the female life expectancy minus the joint survival with husband.

Back to the general case, conditional widowhood duration (widowhood duration conditional on spouse's death) is then equal to:

$$WD_f^C(x) = \frac{\int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot d_m(u) du}{\int_x^\omega s_f(u) \cdot d_m(u) du} = \frac{LE_f(x) - JS(x)}{\int_x^\omega s_f(u) \cdot d_m(u) du} \quad (2.1)$$

In the following, for ease of presentation, both spouse's ages are fixed. However, all formulas can be extended to allow for bivariate distributions of age of wife by age of husband:

$$WD_f(x) = \int_{u=x}^\omega \int_{z=a}^b \int_{y=A}^B e_f(y+u) \cdot s_f(y+u) \cdot d_m(z+u) dy dz du$$

where a and b are the youngest and oldest ages of husbands and A and B are the youngest and oldest ages of wives.

Finally, we recall that, for ease of computation, spouses' life expectancies are supposed to be independent. According to literature, our indicator is then slightly biased (by approximately 5 % according to [Frees *et al.* \(1996\)](#), for example). We will address this issue with an empirical measure of widowhood duration, based on administrative data in section 5.

3.2 Widowhood duration without any age gap between spouses

We now decompose widowhood duration formula so as to understand what we formally measure. In particular, we stress that misleading results are obtained when using difference between spouses' individual life expectancies as an indicator, because the mortality distribution of husbands and wives overlaps substantially.

For a woman of age x , we compute her expected widowhood duration as $WD_f(x)$ in the case of no age difference between spouses. In this paragraph, we neglect mortality before age x and we set $s_f(x) = s_m(x) = 1$. Recall that $d(u) = -s'(u)$ and $e(u) = \int_u^\omega s(v)/s(u) dv$. Let index f refer to females and m to males.

$$\begin{aligned} \text{WD}_f(x) &= \int_x^\omega d_m(u).s_f(u).e_f(u)du \\ &= \int_x^\omega d_m(u).s_f(u). \left[\int_u^\omega \frac{s_f(v)}{s_f(u)} dv \right].du \end{aligned}$$

Define $k_f(u) = \int_u^\omega s_f(v)dv$ that verifies $k'_f(u) = -s_f(u)$.

The previous expression translates into:

$$\text{WD}_f(x) = \int_x^\omega d_m(u).k_f(u).du = - \int_x^\omega s'_m(u).k_f(u).du$$

which we integrate by parts:

$$[-s_m(u).k_f(u)]_x^\omega + \int_x^\omega s_m(u).k'_f(u).du = -s_m(\omega).k_f(\omega) + s_m(x).k_f(x) - \int_x^\omega s_m(u).s_f(u).du$$

The first term of this expression is null since $s_m(\omega)$ is null.

As $k_f(x) = \int_x^\omega s_f(u).du$ and $s_m(x) = 1$, we have:

$$\text{WD}_f(x) = \int_x^\omega s_f(u).[1 - s_m(u)].du \quad (2.2)$$

From Equation (2.2) it intuitively seems that female widowhood duration is equal to the sum of the number of life years remaining after age x ($s_f(u); u \geq x$), weighted by the probability that their spouse will have died at each of these ages ($1 - s_m(u)$).

This formula can be written in another way:

$$\text{WD}_f(x) = e_f(x) - \int_x^\omega s_f(u).s_m(u).du = e_f(x) - e_m(x) \frac{\int_x^\omega s_f(u).s_m(u).du}{\int_x^\omega s_m(u).du} \quad (2.3)$$

From Equation (2.3) we observe that $\text{WD}_f(x)$ is higher than the difference between individual life expectancies $e_f(x) - e_m(x)$ because $\frac{\int_x^\omega s_f(u).s_m(u).du}{\int_x^\omega s_m(u).du}$ is lower than one.

For this difference $e_f(x) - e_m(x)$ to be equal to $\text{WD}_f(x)$, it would be necessary that $s_f(u) = 1$ on all $s_m(u)$ support. That is to say, no woman dies before all the men have died.

Conversely, in the case $s_m(u) = 1$ on all $s_f(u)$ support, we get:

$$e_f(x) - \int_x^\omega s_f(u)du = 0$$

In this case, there would be no female widowhood, meaning its duration would be zero,

whereas the difference between individual life expectancies would give a negative duration.

By symmetry, we have:

$$WD_m(x) = e_m(x) - \int_x^\omega s_f(u) \cdot s_m(u) \cdot du$$

which implies equality between the difference in individual life expectancies $e_f(x) - e_m(x)$ and the difference in widowhood durations $WD_f(x) - WD_m(x)$.

Computing widowhood duration as the simple difference between spouse's individual life expectancies would count the cases negatively when the order of deaths is reversed.⁷ In Appendix 2.A.1, we define a naïve widowhood duration indicator as the difference between individual life expectancies and use a stylized example to illustrate the magnitude of the bias with the *correct* widowhood duration indicator.⁸

3.3 Taking into account the age gap between spouses

We now investigate the question of age differences between spouses. Formally, the widowhood duration formula that includes the age gap between spouses is:

$$WD_f(x, \Delta) = \int_x^\omega d_m(u + \Delta) \cdot s_f(u) \cdot e_f(u) du \quad (2.4)$$

Without repeating the whole calculation from section 3.2, we begin directly with Equation (2.2). We assume that the man is older than the woman by an age difference of Δ . We also take into account deaths before age x , at which the woman is observed. In particular, we consider the cases in which she may already be a widow at that age; that is to say, she will spend all her remaining years of life as a widow. Equation (2.2) can be rewritten as

$$WD_f(x, \Delta) = \frac{1}{s_f(x)} \int_x^\omega s_f(u) \cdot [1 - s_m(u + \Delta)] du \quad (2.5)$$

Equation (2.5) gathers the remaining years of life for a woman at age $u > x$, conditional on the probability $s_f(x)$ that she is alive at age x , and weights them by the probabilities that her spouse is no longer alive, as determined by the male survival rate $s_m(u + \Delta)$. In this new

⁷This means subtracting men's widowhood duration from that of women. It is not necessary for widowhood duration to take into account a negative widowhood duration for women who die first. The same applies to computing retirement duration. Calculating it as the difference between total life expectancy and retirement age means counting negative durations for individuals who die before retirement instead of assigning them pensions equal to zero. Even when overall life expectancy is close to retirement age, life expectancy at retirement is still positive.

⁸As previously mentioned, this indicator actually differs from the *true* widowhood duration because it relies on the assumption of independence of spouses' life expectancies. According to literature, our indicator is slightly biased (by approximately 5 % according to [Frees et al. \(1996\)](#), for example).

formula, the woman may become widowed as early as at age x , with probability $1 - s_m(x + \Delta)$.⁹

In order to get an intuition of how widowhood duration depends on age difference between spouses, compared to life expectancy difference between spouses, we rewrite (2.A.2) so as to make appear a linear combination of these quantities $e_f(x) - \alpha_1 \cdot e_m(x) + \alpha_2 \cdot \Delta$:

$$\text{WD}_f(x, \Delta) = \frac{1}{s_f(x)} \int_x^\omega s_f(u) \cdot [1 - s_m(u) + s_m(u) - s_m(u + \Delta)] du$$

leading to

$$\text{WD}_f(x, \Delta) = e_f(x) - e_m(x) \frac{\int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \cdot s_m(u) du}{\int_x^\omega s_m(u) du} + \Delta \int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \left[\frac{s_m(u) - s_m(u + \Delta)}{\Delta} \right] du$$

In the latter expression, the first two terms are those in Equation (2.3), with $\frac{\int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \cdot s_m(u) du}{\int_x^\omega s_m(u) du}$ being lower than one. For the last term, we have:

$$\int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \left[\frac{s_m(u) - s_m(u + \Delta)}{\Delta} \right] du \approx \int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} d_m(u) du \leq \int_x^\omega d_m(u) du = s_m(x) \leq 1$$

Equality to one is only valid if $s_m(x)$ is one and if we have $\frac{s_f(u)}{s_f(x)} = 1$ over the entire $d_m(u)$ support, that is, in the extreme hypothesis of an absence of female mortality before all men have died, thus leading to a total absence of male widowhood.

In the latter formula, multiplying Δ by a coefficient lower than one translates the fact that the age difference between spouses will not prevent some wives from dying less than Δ years after their husbands, nor some others from dying first.

The question of the relative importance of age difference between spouses, compared to difference in life expectancies, in widowhood duration computation is an empirical one. The remainder of this paper will address this approach.

4 Application (1): using mortality tables

4.1 Data & methodology

Data. We use the Insee French life tables for men and women (Blanpain and Buisson, 2016; Insee, 2017), which provide age-specific mortality distributions. In the main analyses, we use long-term series (1977–2013) and projected (2013–2070) mortality tables for metropolitan

⁹However, we could have used a male survival function that does not take birth but age at union as an origin. It would avoid widowhood duration being wrongly inflated by male deaths occurring before entry into union.

France. In paragraph 4.5, we use the life tables based on socio-economic categories and standard of living (Blanpain, 2016, 2018b).

These tables pertain to the average female and male populations. In particular, we do not take into account either the interdependence between the wife's and husband's life expectancies or mortality tables specific to married individuals, which show higher mortality rates compared to unmarried people. We compute expected widowhood duration at age 60, which is usual in the literature (Compton and Pollak, 2021). To harmonize the results, we display widowhood duration by period rather than cohort. In fact, life tables constructed by socio-economic categories and standard of living are available only for 2016. We nevertheless display variations in widowhood duration across birth cohorts in Appendix Figure 2.B.1.¹⁰

As we lack the precise information we need (namely, mortality tables that distinguish married, divorced, and single people), we will use hereafter the terms 'widow' and 'widower', even though their spouse was still alive because we calculate expected widowhood duration for both members of a married couple at age 60 -- before their spouse eventually died, regardless of whether or not they remained married and regardless of remarriage.

Methodology. In order to be able to use the mortality tables, we employ a discrete time formula instead of its continuous equivalent developed in the previous section (Equation (2.4)). Our main analyses assume a two-year age difference between spouses ($\Delta = 2$), the observed median for married couples (Papon, 2019). The expected widowhood formula is analogous to the continuous one and is equal to the ratio of expected widowhood over the probability of a woman outliving her husband. The numerator is computed as the cumulated sum from 60 to ω of the product of three different terms: (1) the number of men who were two years older than women and died at the given age; (2) the number of female survivors at this age; and (3) the female life expectancy at this age. The denominator is computed as the sum from 60 to ω of the product of (a) the number of male deaths at the considered age, and (b) the number of female survivors at this age.

$$WD^f = \frac{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a+2}^m \cdot \frac{S_a^f + S_{a+1}^f}{2} \cdot \frac{e_a^f + e_{1+a}^f}{2}}{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a+2}^m \cdot \frac{S_a^f + S_{a+1}^f}{2}}$$

¹⁰We can see that widowhood duration slightly increased from 12.5 years to 13.5 years between cohorts 1917 and 1950. Since then, the projection of widowhood duration decreases across cohorts. It drops to about 10 years for women born in 1990 and almost stabilizes for the following cohorts. Male widowhood duration shows similar variation across cohorts. It is equal to 9.5 years for men born in 1917, reaches 10.2 years for those born in the 1950s, and is expected to decrease down to 8.5 years for those born in 1990.

Male widowhood duration is computed similarly:

$$WD^m = \frac{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a-2}^f \cdot \frac{S_a^m + S_{a+1}^m}{2} \cdot \frac{e_a^m + e_{a+1}^m}{2}}{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a-2}^f \cdot \frac{S_a^m + S_{a+1}^m}{2}}$$

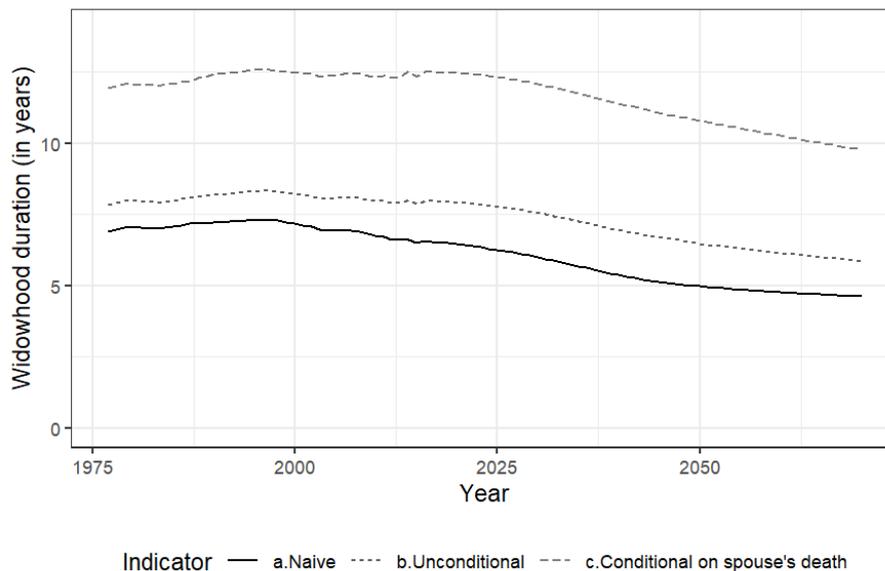
Widowhood durations are computed for randomly formed couples. We carry out these calculations for each mortality table: 1977–2013 historical tables and 2014–2070 projected tables (to assess changes in widowhood duration over time); and 2016 mortality tables by socio-professional status and standard of living vigintiles (to highlight heterogeneity).

Limits. When basing our methodology on mortality tables as we do here, it has several limitations. However, this is the best way to illustrate the magnitude of the bias and to highlight how it differs from the naïve but widely used formula. As already mentioned, the first limitation results from using general life tables when focusing on married individuals. As a result, the period life table overestimates mortality for married individuals and underestimates it for unmarried individuals. Conversely, we empirically observe higher mortality for widow(er)s at the time of spousal death. Therefore, we do not take into account the interdependence of life expectancies among married couples. Indeed, marriage has consequences on health and subsequently on life expectancy, as research has found evidence of marriage protection and an intra-marriage correlation in health behavior through habits (Fadlon and Nielsen, 2019); assortative mating by health and wealth (Guner *et al.*, 2018); selection into marriage; and marriage leading to joint decisions (such as retirement) (Gustman and Steinmeier, 2000). Marriage therefore narrows the difference between spousal life expectancies in comparison to unmarried or two randomly selected individuals' life expectancies. Finally, when analyzing heterogeneity by socio-professional status, we do not know the true composition of married couples in terms of their professional status. Although we know that the majority of couples are homogamous, many mixed couples also exist with a non-homogeneous distribution by activity status. The important disparities in individual life expectancies according to socio-professional status are problematic. All in all, it is not theoretically obvious in which directions these different dimensions have an effect on observed widowhood duration compared to the computed duration using life tables. A different measure of widowhood duration based on observed data will however provide additional insights (section 5).

4.2 Long term trends in widowhood durations

Figure 2.1 shows that, over the 1977-2013 period, female widowhood duration is stable and equal to 12 years. Taking into account widowhood probability, equal to 63% over the period, as shown in Appendix Figure 2.B.2, we recover the unconditional female widowhood duration at 60, which is equal to 8 years (Figure 2.1). This result is much greater than the difference between individual life expectancies, which varies between 6 and 7 years over the past period. For males, widowhood duration is equal to 9 years in average and slightly increases over the 1977-2013 period (Appendix Figure 2.B.3). Males experience widowhood less often (37% probability, Appendix Figure 2.B.2), but for a significant duration when the event occurs.

Figure 2.1: Evolution of female widowhood duration over years



NOTE: The naïve indicator is computed as the difference between spouses' individual life expectancies plus the age difference between spouses.

SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

As shown in section 3, the naïve widowhood duration indicator negatively accounts for the widowhood duration of women who die first. Stated differently, the naïve widowhood duration is equal to the difference between unconditional widowhood durations plus the age gap. Figure 2.1 shows that the naïve indicator (roughly 7 years over the past period) is equal to 8 minus 3 (Figures 2.1 and 2.B.3) plus 2 years (age gap).

By 2070, all indicators show a decline in widowhood duration, due to the convergence of men's and women's life expectancies (Appendix Figure 2.B.4). It will nevertheless remain at high levels according to the conditional widowhood duration, which will still be equal to 10 years in 2070 (Figure 2.1).

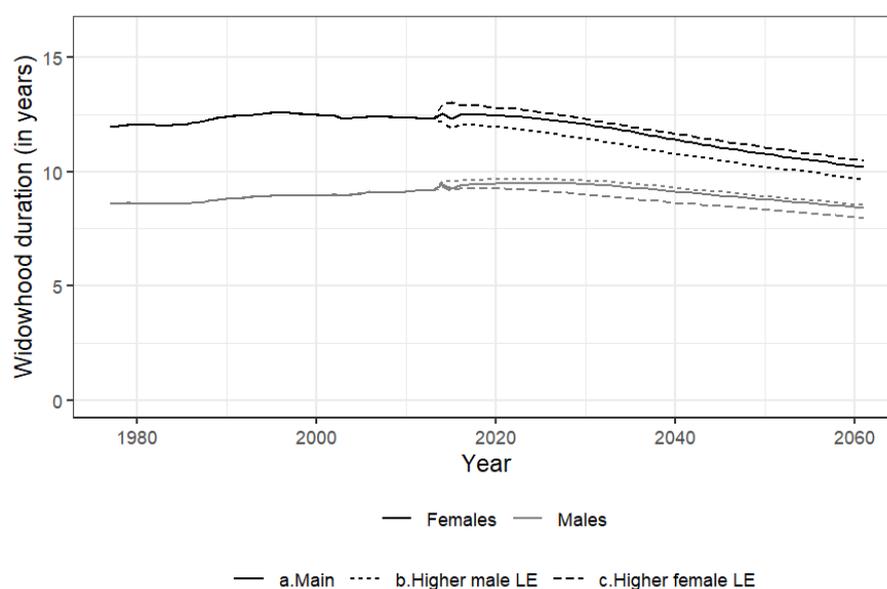
For men, widowhood duration is in line with the increase in male widowhood probability, which slightly decreases over years (Appendix Figure 2.B.3). The increase in male widowhood probability explains that unconditional duration in the projection remains stable at about 3 years.

4.3 The role of life expectancy

We learned in section 3 that widowhood duration correlates both to one's own life expectancy and to the spouse's. Although it is difficult to quantify the effect of these correlations on the evolution of widowhood duration, we can instead calculate it empirically by successively increasing women's and men's life expectancies by one year to see the effect.

In a scenario where women's life expectancy is one year greater than in the actual Insee projections (central scenario), female widowhood duration would be one quarter of a year longer than in the central scenario (Figure 2.2, black lines). If males' life expectancy were one year greater than actual Insee projections, female widowhood duration would be a half year shorter in 2070. If male life expectancy (grey lines) were one year greater, male widowhood duration would be two months longer, while it would be six months shorter if women's life expectancy were one year greater.

Figure 2.2: Widowhood duration according to the mortality scenario



SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

The link between life expectancies and widowhood duration can also be illustrated based on joint life expectancy. Indeed, widowhood duration can be seen as the area between joint and individual survival curves. As shown in Appendix Figure 2.B.5, the decrease in the dif-

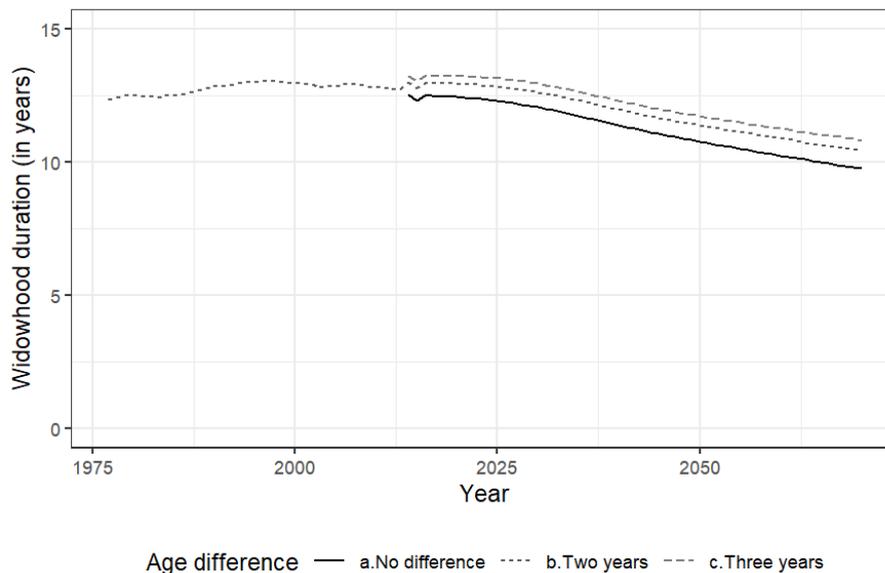
ference between men's and women's life expectancies leads to a rectangularization of the couple's survival curves, thereby reducing the area between joint and individual curves.

To summarize, this section give empirical evidence that the role played by one's own life expectancy is less prominent than that of the spouse's when looking at the evolution of widowhood duration.

4.4 The role of the age gap between spouses

When calculating widowhood duration, the age difference between spouses contributes to reducing the number of cases where the wife dies before her husband, although the cases increase if it is the woman who is older . However, the age gap does not have a one-for-one impact on widowhood duration. In other words, because of the overlap between age-at-death distributions for women and men, the age gap between spouses is not fully reflected in widowhood duration. Therefore, expected widowhood duration at 60 in 2014 is equal to 12.5 years if there is no age gap between spouses; 13 years if the woman is two years younger than her husband; and 13.3 years if she is three years younger. In 2070, these durations would be equal to 9.8, 10.4, and 10.8 years, respectively (Figure 2.3).

Figure 2.3: Female widowhood duration according to age difference between spouses



NOTE: No difference corresponds to the first tercile of the distribution for age difference between spouses; a two-year age difference corresponds to the median of the distribution; and three years to the upper tercile. SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

The age gap's influence depends on women's and men's life expectancies. Indeed, the overlap between age-at-death distributions varies with the distribution shapes themselves.¹¹

¹¹The thicker the mortality distribution, the smaller the overlap and therefore the lower the widowhood prob-

Empirically, the age gap has no one-for-one impact on widowhood duration, but it is modified in inverse proportion to life expectancy by a reduction in the overlapping mortality distribution. Indeed, compared to no age gap between spouses, the two-year age gap increases widowhood duration by half a year in 2014 and by 0.4 years in 2070. This is consistent with the overlap being reduced by the rectangularization process of mortality curves.

This same mechanism (namely the overlap between age-at-death distributions between females and males) explains the greater marginal variation in widowhood duration when the age gap between spouses is greater. Indeed, the slope of the mortality distribution is steeper after a certain age. Thus, for a given female mortality, an additional year of age for a man implies a greater widowhood probability.

4.5 Widowhood duration disparities in socio-professional status and standard of living

Life expectancy differs between categories to a large magnitude. [Blanpain \(2016\)](#) indicates a 4-year gap in life expectancy between white- and blue-collar males at age 60.¹² Regarding widowhood duration, the issue is a bit more complex because it also involves the spouse's life expectancy. We use life tables by socio-economic status to assess how social characteristics affect widowhood duration, a question that to our knowledge has not been addressed by the extant literature.¹³ We investigate widowhood duration differences according to an individual and his or her spouse's socio-professional status.

For a woman with the average life expectancy¹⁴, the expected female widowhood duration increases by 2.8 years when her husband is a blue-collar worker rather than an executive (Table 2.1). This is much smaller than predicted by a naïve approach. Indeed, if computed as the difference between individual life expectancies, the widowhood duration difference between a woman married to an executive and one married to a blue-collar worker would be 4.3 years (7.8 years minus 3.5 years, Appendix Table 2.B.1). In other words, a naïve computation would lead to the conclusion that the widowhood duration of women married to blue-collar workers is almost four times as high as that of executives' wives, while a precise conditional widowhood duration leads to a 25% difference between these two populations.

Moreover, the population comprises mainly homogamous couples, meaning that female executives marry mainly male executives while blue-collar men and women marry each other. Looking at the gray diagonal in Table 2.1, we can see that female widowhood duration

ability, which translates into a greater widowhood duration, conditional on spousal death.

¹²Socio-professional status are collected through the census. Six categories are available: farmers, craftsman, managers, intermediate professionals, employees, blue-collar and a category for inactive people (not retired).

¹³[Compton and Pollak \(2021\)](#) stratify their results by education level and ethnicity.

¹⁴In 2013, female life expectancy at age 60 is equal to 27 years (Figure 2.B.4).

varies between 10 and 12.1 years according to socio-professional category. The difference in female widowhood duration according to social status is therefore relatively small.

Heterogeneity in male widowhood duration according to socio-professional status is displayed in Appendix Figure 2.B.2. Focusing on homogamous couples, we can see that male widowhood duration varies between 7.9 and 8.8 years according to socio-professional category, which seems relatively small compared to individual differences in life expectancies with regards to socio-professional status.

Table 2.1: Female widowhood duration (in years), per socio-professional category

	Male category								
	Tot	F	C	Ex	I	Em	B	Ina	
Female category	Tot	11.5	10.8	11.1	9.7	10.7	11.4	12.3	15.2
	F	11.5	10.8	11.0	9.6	10.6	11.3	12.2	15.1
	C	11.6	10.9	11.1	9.7	10.7	11.5	12.4	15.3
	Ex	12.0	11.3	11.5	10.0	11.1	11.9	12.9	16.0
	I	11.8	11.0	11.3	9.8	10.8	11.6	12.6	15.6
	Em	11.6	10.8	11.1	9.7	10.7	11.4	12.4	15.3
	B	11.3	10.7	10.9	9.5	10.5	11.2	12.1	14.9
	Ina	11.6	10.9	11.1	9.7	10.7	11.4	12.4	15.1

NOTE: F stands for farmers; C for craftsman and craftswomen; Ex for executives; I for intermediate professionals; Em for employees; B for blue-collar workers and Ina for inactive.

SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

However, the widowhood duration gap would be greater between categories if we considered expected widowhood duration at younger ages. Indeed, early mortality is rare among skilled categories while it is significant among unskilled blue-collar workers.¹⁵

For a given man's category, widowhood duration varies little according to his wife's category. This is consistent with the result from section 4.3, because socio-professional status can be considered as a proxy for life expectancy (Blanpain, 2016). One's own life expectancy empirically plays a less prominent role than the spouse's life expectancy in the evolution of widowhood duration.

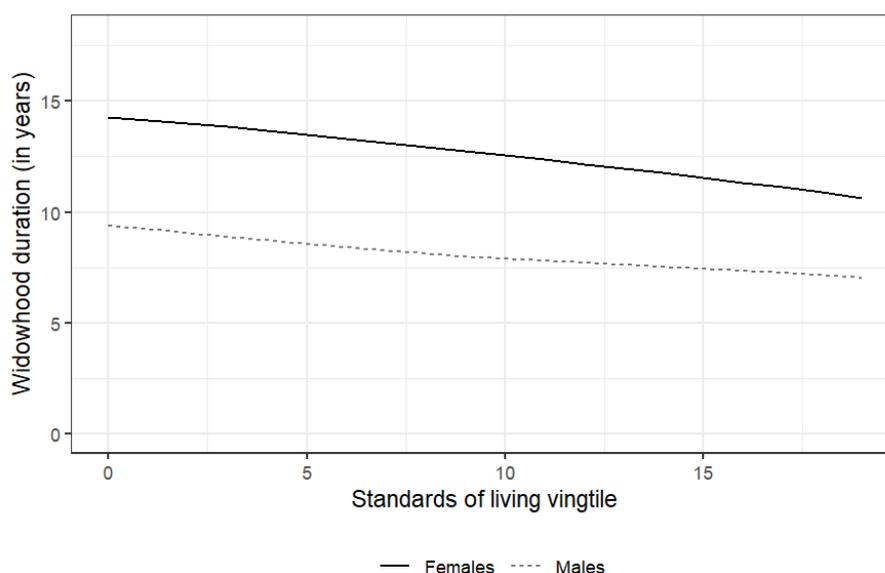
Finally, it should be noted that our computations ignore other correlations between spousal mortalities. However, the literature gives evidence of dependence between spouses' life expectancies and health because of common life-style (Denuit *et al.*, 2001). While it is certainly true that a working-class woman's mortality will not be the same as that of an

¹⁵Among men born between 1940 and 1946 and working in the private sector at age 36, 6.7% died before age 60, compared to 14.3% of those working in unskilled occupations (Bouhia, 2008).

executive's wife or a blue collar worker's wife, we underestimate the life expectancy of the executive's wife relative to the same woman being married to a blue-collar worker.

According to [Blanpain \(2018a\)](#), the life expectancy gap between the two extremes in the standard of living distribution (first and last vigintiles) is 7.5 years. As already said, it is not straightforward whether if there is a correlation between standard of living and widowhood duration. Indeed, there is a high probability that someone with a long life expectancy was married to someone with a long life expectancy, because both spouse have the same standard of living. Here, we investigate heterogeneity in widowhood duration by computing widowhood durations according to standard of living. Widowhood duration decreases with standard of living¹⁶ in a fairly linear fashion (Figure 2.4). For women belonging to households from the first vigintile of the standard of living distribution, widowhood duration is equal to 14.3 years while it is 10.6 years for women in households at the top of the standard of living distribution.

Figure 2.4: Widowhood duration according to standard of living



SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

5 Application (2): based on observed data

Illustrations based on life tables do not provide complete information on the disparity and evolution of widowhood duration in the French population, as they do not fully take into

¹⁶In analyses according to standard of living, both spouses by definition pertain to the same vigintile due to standard of living being defined at the household level.

account the composition of this population according to socio-demographic characteristics. In this last section, we use the inter-regime samples of retirees (*échantillon interrégimes de retraités*, EIR) to provide a different measurement of heterogeneity in widowhood duration among the French population.

5.1 Data & methodology

Data and definitions. We use data from EIR 2001, 2004, 2008, 2012, and 2016. These datasets provide information on pensioners by pension scheme, such as pension benefits (including survivor benefits) and first payment date. Since we do not have all the information on deaths – in particular, we lack the precise date of the event for some observations – we use the panel data from the EIR samples and identify missing deaths as individual losses between two waves.¹⁷ We then compute widowhood duration as the difference between date of death and first payment date of survivor benefits. For example, for a 2008 retiree who had been receiving a survivor’s pension since 1995 and is no longer present among the 2012 pension beneficiaries, we know that she died between 2008 and 2012. Thus, if we lack her date of death, we impute 2010 and then compute her widowhood duration, which in this case is equal to 15 years (2010—1995). Under the assumption that deaths between two successive waves in the sample of retirees are evenly distributed over the four years between waves, our imputed dates of death are on average equal to those that would have been observed. In Appendix Figure 2.C.1 we show empirical evidence of such an assumption using French population mortality rates over years. Indeed, the overall mortality rate is roughly stable over the 2010-2016 period. Our widowhood duration estimates are therefore supposed unbiased regarding date of death.

We then estimate standard of living, proxied as the couple’s total pension benefits, in order to compare widowhood durations along this distribution.¹⁸ Although we have no information on the deceased’s income, we can recalculate his or her pension benefits because survivor benefits are defined as a percentage of the pension benefits of the deceased spouse. For special and complementary schemes and for public sector employees, this is not difficult because the survivor benefits are not means-tested. In the basic pension scheme for private sector employees, survivor benefits are capped, conditional on the survivor’s total income. We therefore deduce the deceased’s pension benefits from benefits provided by complementary schemes. We proceed in two steps: first, we compute the deceased’s pension benefits

¹⁷We lack the precise date of death for 88% of our study population.

¹⁸A household standard of living is defined as the household’s total resources divided by the number of consumption units (the OCDE-modified equivalence scale, for example, assigns a value of 1 to the household head, of 0.5 to each additional adult member and of 0.3 to each child). However, as we consider only two-member households, the sum total for the distribution of resources is analogous to the standard of living distribution. Moreover, pension benefits represent roughly 80% of French retirees’ resources (OCDE, 2019).

from the complementary scheme; and, second, we multiply the computed amount by the share of complementary scheme benefits relative to total pension benefits, differentiated by the deceased's professional status (executive or not).¹⁹ Finally, one should note that we cannot take into account that, in cases of divorce, survivor benefits are prorated by marriage duration over the deceased's total marriage duration. We are indeed lacking information on civil status for a majority of widow(er)s and their (ex-)spouse's marriage histories. We therefore underestimate the couple's standard of living before death (or before separation). Nevertheless, among the widow(er)s on whom such information is available, the proportion of divorced persons among beneficiaries is limited (about 10%). Moreover, we cannot be certain if the deceased had remarried and the survivor benefits were therefore prorated (in the case of no remarriage, the survivor benefits are fully disbursed in almost all schemes). More precisely, we conduct analyses on the couple's standard of living distribution, the survivor's pension benefits distribution, and the deceased's pension benefits distribution. To do this, we divide our population into deciles (for standard of living and pension benefits). These deciles are determined separately by gender and generation to avoid composition effects.

In order to ensure comparability between the different pension schemes, we restrict our field of analysis to individuals who became widow(er)s after the age of 55, as this is the eligibility age for survivor benefits in the private sector pension scheme.²⁰ In the end, we obtain 28,937 individuals divided into 24,912 widows and 3,925 widowers. Their average widowhood duration is 15.2 years and 8.9 years, respectively.²¹

Limits. The approach based on EIR data consists of averaging widowhood durations over flows of deceased female retirees. One should keep in mind that two mechanisms may contribute to bias in our results. First, we deal with a kind of left-truncation. Individuals present in one wave are those who did not die before. In other words, for a given wave and a given cohort of birth, we have information on those who have a higher average life expectancy than the overall population. Second, age and socio-professional structures evolve over time. The way this modifies widowhood duration is formally presented in Appendix 2.A.2. In particular, when the first baby-boom cohorts reached retirement age, this automatically led to a temporary increase in the share of younger retirees, both in terms of stock and of death flows. Hence, short widowhood durations were overrepresented, thereby leading to a down-

¹⁹In our assessment, complementary scheme benefits represent 50% of the total pension for executives and 30% for the others. These ratios correspond to the average ratios observed among former private sector executives and among private sector employees, respectively (COR, 2017).

²⁰More precisely, we exclude individuals whose survivor's pension application was filed at age 55 in order to avoid taking into account people whose spouse died before they reached this age but became eligible at 55.

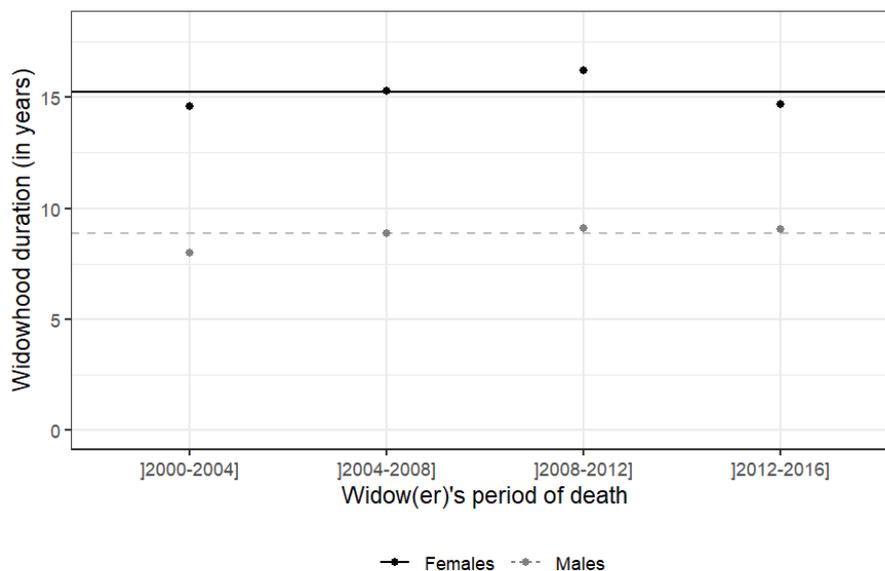
²¹For consistency, we compare the empirical measure of widowhood durations to those obtained from the mortality tables. To this aim, we focus on a sample of individuals who become widowed at age 60 or after. The empirical average widowhood duration is 14 years for females and 9 years for males, which is comparable to the results obtained from the mortality tables (12 and 9 years, respectively), although higher for females.

ward bias. Conversely, if we are interested in a declining population socio-economic group (e.g., farmers), the age structure will be overrepresented by older retirees, such that a distribution of deaths at a given point in time will overrepresent women's deaths at high ages and lead to an overestimation of widowhood durations. Thus, when using observed data at a given time — even multiple waves — the results may be influenced by non-stationary age or socio-professional structures. At this stage, it is difficult to assess the magnitude of these effects.

5.2 Widowhood duration level and evolution

Figure 2.5 shows the evolution of widowhood duration over time. For women, it has remained stable at around 15 years over the 2000–2016 period. For men, widowhood duration has increased very slightly from 8 years over the 2000–2004 period to 9 years over the 2012–2016 period. These insights are comparable to those obtained from analyses of life tables (Figure 2.1). Indeed, during the 1990s (roughly the period when retirees in the EIR became widowed), the mortality tables show that widowhood stabilizes for women and slightly increases for men .

Figure 2.5: Evolution of widowhood duration over years



NOTE: The horizontal lines correspond to the sample averages over the full sample, per gender.
SOURCE: EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

5.3 Widowhood duration disparities in pension scheme and income level

In this last section, we take advantage of the pension information in the EIR data and investigate differences in widowhood durations according to scheme affiliation and level of pension benefits.

The French pension scheme comprises different schemes that were created for different socio-professional groups in order to cover their different needs with old-age insurance. In particular, the different French schemes cover retirees with different life expectancies, despite their evolution.

We illustrate differences in widowhood duration according to, on the one hand, the deceased's affiliated scheme and, on the other, the survivor's.²² The results are presented in Table 2.2. We did not display durations for scheme combinations with fewer than 30 observations. Appendix Table 2.C.1 presents the number of observations for each combination of schemes.

Among couples affiliated to the same scheme, and leaving aside the *Other* category, widowhood duration varies between 11.3 years for executives and 15.4 years among farmers.²³ As the private sector pension regime covers all contributors working in the private sector, we cannot distinguish between blue-collar workers, employees and intermediate professions when comparing the empirical results with those from mortality tables. Note that the difference between categories is much higher than it is in section 4 corresponding table, particularly between farmers and executives, which is 4.1 years (*versus* 0.8 years, see Table 2.1). At this stage, it is nevertheless impossible for us to disentangle between the two possible explanations for this difference: (i) the EIR data let us observe the couples' actual composition and higher life expectancy relative to the overall population, which is not possible with the mortality tables; and (ii) the EIR data is left-truncated to a slight degree, with a possible stronger bias among certain categories.

Female widowhood duration varies greatly according to both the widow's scheme (from 12.3 years for executives to 20.1 years for craftswomen, all widowers included) and the husband's scheme (from 13.7 years for executives to 16.3 years for farmers, all widows included). Couple composition structure and the interdependence of spousal life expectancies may explain this. For instance, male executives may have a longer life expectancy when married to an executive *versus* a non-executive, resulting in a higher female widowhood duration for the latter (11.3 years compared to 13.7 years). Similarly, among executive women, an

²²For individuals who were affiliated to different schemes, we consider only the one that provides the largest pension benefits.

²³Although the farmer population is declining, the birth cohort we consider still measures widowhood duration for farmers belonging to older generations and who died late compared to the overall farmer population.

Table 2.2: Female widowhood duration (in years), per pension scheme

		Deceased's scheme						
		Tot	F	C	Ex	CS	Em	Oth
Survivor's scheme	Tot	15.2	16.3	16.9	13.7	15.6	15.1	15.9
	F	15.4	15.4	NA	NA	17.8	15.1	NA
	C	20.1	NA	NA	NA	NA	19.4	NA
	Ex	12.3	NA	NA	11.3	13.8	12.7	9.6
	CS	13.4	NA	10.1	10.7	14.1	13.4	13.6
	Em	15.0	14.3	15.2	13.7	15.0	15.3	14.8
	Oth	16.2	28.1	19.8	16.0	17.2	15.0	18.9

NOTE: F stands for farmers, C for craftsman and craftswomen, Ex for executives, CS for civil-servants, Em for employees and blue-collar workers and Oth for others. We do not show durations for scheme combinations with fewer than 30 observations (NA cells).

SOURCE: EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

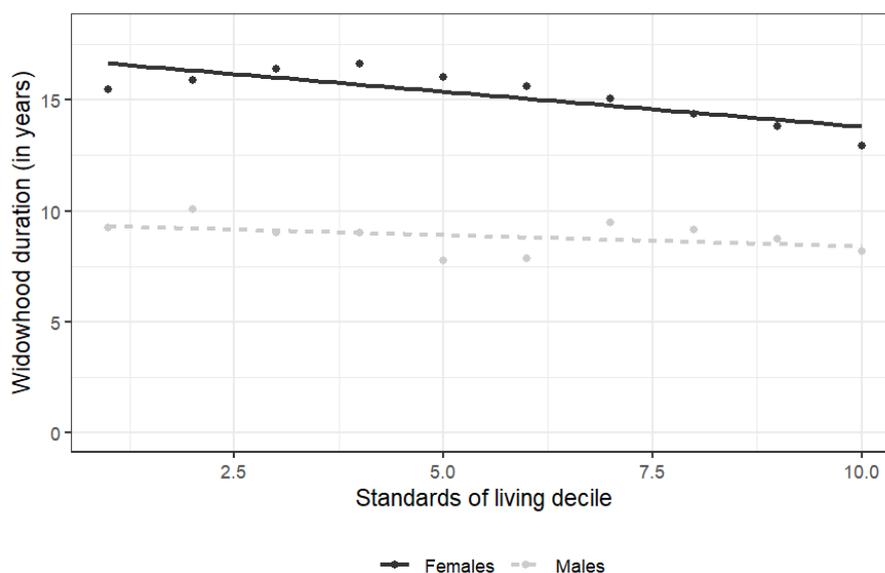
executive husband may have a longer life expectancy and die later than a non-executive, translating into a higher female widowhood duration in the second case (11.3 years *vs.* 12.7 years).²⁴

Finally, to complete the picture provided from using mortality tables, we also investigate the importance of standard of living in widowhood duration by basing our measure of widowhood duration on the observed data.

The EIR data are consistent with the results obtained from mortality tables in that they show a negative correlation between widowhood duration and standard of living. Widows at the top of the standard of living distribution have the lowest widowhood durations, with an average of 13 years (Figure 2.6). However, the EIR data show that those with the longest widowhood durations belong to the third and fourth terciles. On average, their widowhood duration is 16.5 years. If we graphically test for the correlation of each of the spouses pension benefits with female widowhood duration, the deceased's pension is more important than the survivor's (Appendix Figure 2.C.2). For males, widowhood duration appears to be almost stable along the standard of living distribution.

²⁴Average male widowhood durations according to the spouses' pension regimes are presented in Appendix Table 2.C.2. Appendix Table 2.C.3 presents the associated number of observations for each combination of pension regime.

Figure 2.6: Widowhood duration according to standard of living



SOURCE: EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

6 Conclusion

Despite its overall strong positive effect on individual well-being, large increase in life expectancy over the last century raised challenges in terms of welfare inequalities. Indeed, improvement of survival conditions is not equally shared by all individuals. Regarding pension systems, the lifetime poor have a lower life expectancy and receive pension for a shorter period of time, and this has regressive implications. As a first step to further understand differential mortality at the couple level, we investigate the measure of widowhood duration. After a study of the theoretical foundations of widowhood duration and its components, we carry out two complementary measures of this duration. Based on mortality tables, we first assess widowhood duration evolution over the 1977-2070 period in France, as well as the role of life expectancy and age difference between spouses. Based on administrative data, we then give a first empirical measure of widowhood duration and its evolution over years, taking into account the couple composition, the interdependence of spouses' life expectancies and the higher life expectancies for married people. Both measures highlight a negative correlation between widowhood duration and (pension) income and large disparities according to the survivors' activity sector.

In our analyses of mortality tables, we do not take into account neither the interdependence of spousal life expectancies, nor the higher life expectancy for married people, nor couple composition in terms of socio-professional status. Further developments should be required to take these into account, such as the introduction of copulas function in the cal-

ulation, the use of married individuals specific life tables and replication of observed couple composition. In this article, we alternatively choose to use observed administrative data to cope with these limits. However the data are however slightly truncated to the left, with a possible stronger bias among certain categories. For example, as the farmer population is declining, we certainly measure widowhood duration for farmers belonging to older generations and who died late. Moreover, a large proportion of widow(er)s' date of death is imputed. All in all, even if the two measures presented in our paper complement each other, we cannot disentangle the reasons why we sometimes find different results between the two methodologies. Our results on heterogeneity according to pension scheme therefore should be viewed with caution.

Our work on the French case provides results that can be compared to the existing American literature, thus opening the way to international comparison research on widowhood duration (dis)similarities between countries. The Human Mortality Database would be an appropriate source for conducting this research. This would more generally inform the public debate on pensions and long-term care needs in an international context of an aging population.

Understanding widowhood duration measurement – at the national or international levels – is a first step to further investigate the question of pension systems' progressivity. Indeed, the latter depends both on the level of pension benefits and on the length of time it is received. The existence of conjugal pension rights (survivor benefits) justifies we extend this question to the couple level. The problem is more complex because it involves the spouse's life expectancy, in addition to the individual one, and both of the spouses' respective lifetime earnings. Pension systems' progressivity with regards to lifetime earnings, among which survivor benefits has already been investigated from the point of view of the primary pension rights' holder (Haan *et al.*, 2020).²⁵ However, for the pension system, a marginal increase in individual life expectancy translates into a positive effect on duration of life as a couple and a negative effect on widowhood duration. In terms of benefits, it translates into an increase in individual pension benefits and a decrease in survivor pension benefits. Moreover, the level of survivor benefits generally depends on both spouses' characteristics.²⁶ Then, the positive correlation between widowhood duration and income and the large disparities according to the survivors' activity sector we highlighted in this article should be further investigated in order to shed light on eventual inequalities with regards to differential mortality. Among others, the links between couple lifetime income and instantaneous standard of living, in-

²⁵When it comes to survivor benefits, individual inequality can be studied from the deceased point of view – whose initial pension benefits are partially 'transferred' to the survivor – or from the point of view of the survivor pension beneficiary.

²⁶In many countries, among which France, survivor benefits depends on the deceased pension benefits because it is computed as a proportion of these benefits. It also depends on the survivor's pension benefits because it is often means-tested.

dividual socio-professional status or pension regimes should be clarified. However, we miss information in our datasets to properly assess the progressivity or regressivity of the pension system with regards to conjugal pension rights. We would need to be able to identify couples within the pension administrative datasets, which is, for now, not possible in the French statistical information system.

Appendices

2.A Additional on theoretical foundations

2.A.1 The naïve widowhood duration indicator: a stylized example

In this section we define a naïve widowhood duration indicator $WD_f^N(x) = e_f(x) - e_m(x)$. To get an idea of the magnitude of its bias, we use here a stylized example in which we take a linear approximation of survivals between age x and limit ages ω_f and ω_m . We assume:

$$s_m(u) = \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} \text{ and } s_f(u) = \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x}$$

to which are associated the following life expectancies:

$$e_m(x) = \frac{\omega_m - x}{2} \text{ and } e_f(x) = \frac{\omega_f - x}{2}$$

For $\omega_m < \omega_f$, we obtain from Equation (2.3):

$$WD_f(x) = e_f(x) - \int_x^{\omega_m} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} \cdot \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} du = e_f(x) - \frac{1}{(\omega_f - x)(\omega_m - x)} \left[\omega_m \omega_f u - (\omega_m + \omega_f) \frac{u^2}{2} + \frac{u^3}{3} \right]_x^{\omega_m}$$

The bracketed term expands and then simplifies to:

$$\begin{aligned} & (\omega_m - x) \left[\omega_m \omega_f - (\omega_m + \omega_f) \frac{\omega_m + x}{2} + \frac{\omega_m^2 + \omega_m x + x^2}{3} \right] \\ = & (\omega_m - x) \left[\frac{\omega_m \omega_f}{2} - \frac{\omega_m^2}{6} - \frac{\omega_m x}{6} - \frac{\omega_f x}{2} + \frac{x^2}{3} \right] \\ = & (\omega_m - x) \left[\frac{3\omega_f(\omega_m - x) - \omega_m^2 - \omega_m x + 2x^2}{6} \right] \\ = & (\omega_m - x) \left[\frac{3\omega_f(\omega_m - x) - (\omega_m + 2x)(\omega_m - x)}{6} \right] \\ = & (\omega_m - x)^2 \left[\frac{3\omega_f - \omega_m - 2x}{6} \right] \\ = & (\omega_m - x)^2 \left[\frac{1}{2}(\omega_f - x) - \frac{1}{6}(\omega_m - x) \right] \end{aligned}$$

If we divide by $(\omega_f - x)(\omega_m - x)$ and reinsert into the formula of $DW_f(x)$, we obtain:

$$WD_f(x) = e_f(x) - \frac{\omega_m - x}{\omega_f - x} \left[\frac{1}{2}(\omega_f - x) - \frac{1}{6}(\omega_m - x) \right] = e_f(x) - e_m(x) + \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)} \quad (2.A.1)$$

This formula only applies in cases where ω_m and $e_m(x)$ are lower than ω_f and $e_f(x)$, respectively. This is the hypothesis we made for simplicity because it corresponds to what is empirically observed. However, to give a complete picture, the formula can be extended beyond this hypothesis. We reverse the roles of ω_m and ω_f , since we are interested in replacing the expression

$$\int_x^{\omega_m} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} du$$

by

$$\int_x^{\omega_f} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} du$$

For this second case, we obtain the following equation:

$$WD_f(x) = e_f(x) - \frac{\omega_f - x}{\omega_m - x} \left[\frac{1}{2}(\omega_m - x) - \frac{1}{6}(\omega_f - x) \right] = \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)} \quad (2.A.2)$$

Equation (2.A.2) obviously gives positive values, whereas the naïve formula $e_f(x) - e_m(x)$ would have given a negative male widowhood duration.

We can check that equations (2.A.1) and (2.A.2) connect both in level and derivative at the point where $e_m(x)$ is just equal to $e_f(x)$. In this case, widowhood duration is equal to one third of men's and women's joint life expectancy.

Figure 2.A.1 shows the complete profiles of the naïve formula and the two exact formulas as a function of $e_m(60)$, for $e_f(60) = 30$. It is only when $e_m(60) = 0$ that the naïve formula coincided with the exact formula. This is the extreme case of a man's immediate death, which excludes the joint years of life partners spend together beyond sixty. The bias of the naïve formula then increases continuously. It is equal to 5 years when male life expectancy is 20, and 10 years when it reaches that of women. We therefore have large-scale biases.

For conditional widowhood duration, the probability that a woman experiences widowhood is $\int_x^{\omega_f} d_m(u) s_f(u) du$. Here, $d_m(u)$ has a uniform distribution between ages x and ω_m . In the case of $\omega_m < \omega_f$, widowhood probability is:

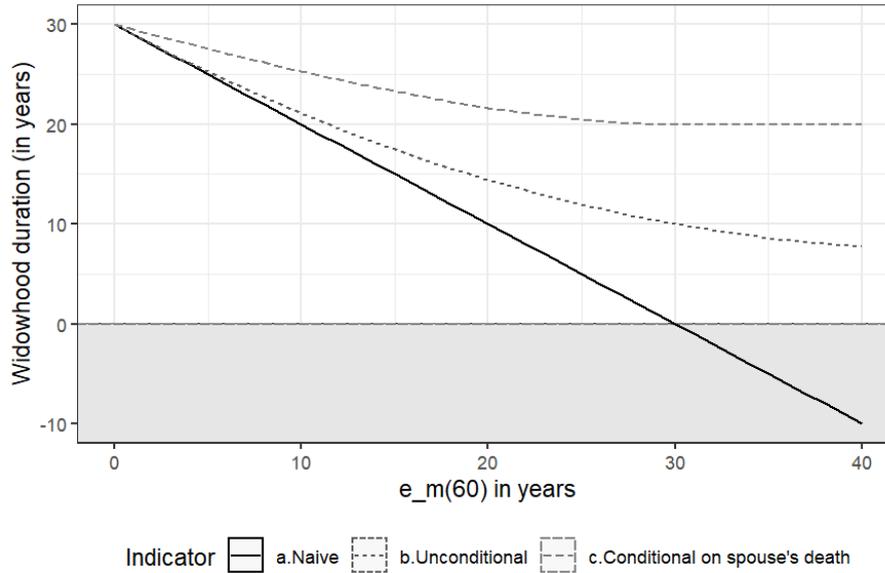
$$\frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} s_f(u) du = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} du = \frac{\omega_f - (\omega_m + x)/2}{\omega_f - x} = \frac{\omega_f - x - (\omega_m - x)/2}{\omega_f - x}$$

That is to say

$$\frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} s_f(u) du = 1 - \frac{1}{2} \frac{e_m(x)}{e_f(x)}$$

In particular, the widowhood probability is 1 if $e_m(x) = 0$ and $\frac{1}{2}$ if men and women have the same life expectancy.

Figure 2.A.1: Exact and naïve female widowhood duration in a stylized example



SOURCE: Authors' calculations.

In the case where it is the life expectancy of women that is the lowest (i.e. $\omega_m > \omega_f$), the probability of male widowhood is symmetrically given by:

$$\frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_f} s_f(u) du = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_f} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} du = \frac{1}{2} \frac{e_f(x)}{e_m(x)}$$

The two resulting formulas for conditional widowhood durations are:

$$WD_f^C(x) = \frac{e_f(x) - e_m(x) + \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)}}{1 - \frac{1}{2} \frac{e_m(x)}{e_f(x)}}$$

and

$$WD_m^C(x) = \frac{\frac{1}{3} \frac{e_f^2(x)}{e_m(x)}}{\frac{1}{2} \frac{e_f(x)}{e_m(x)}} = \frac{2}{3} e_f(x)^{27}$$

As long as $\omega_m < \omega_f$, the ages at widowhood are equally distributed over the interval $[x, \omega_m]$. The increase in ω_m thus shifts the distribution of female ages at widowhood upwards, which reduces its duration when widowhood occurs. Conversely, once $\omega_m > \omega_f$, these female ages at widowhood are equally distributed over the interval $[x, \omega_f]$. Average conditional widowhood duration thus stops decreasing with ω_m , although its probability of

²⁷Note that this second formula gives, for $\omega_m > \omega_f$, a widowhood duration that is independent of a man's life expectancy. This paradox is explained by the fact that, conditional on widowhood for the woman, it is only the age at which it occurs that determines widowhood duration.

occurrence continues to decrease.

The results are shown in Figure 2.A.1, which shows striking differences from the naïve formula. Where men's and women's life expectancies are identical, the conditional expectations are double those of the unconditional ones: each spouse has one in two chances of being the surviving spouse and, when this happens, the duration spent in widowhood is double that of the unconditional average for each of the two spouses.

2.A.2 Bias in widowhood duration estimates in the EIR death flows

The following paragraph formalizes the risk of bias between ex ante and ex post widowhood duration estimates in the EIR death flows.

For simplicity, let us return to the assumption of no age difference between spouses while neglecting mortality before age x . For a group of women who die at age $u > x$, the length of the widowhood period cannot be higher than $u - x$. It will be zero with probability $s_m(u)$, for those whose husbands are still alive at this age; while for others it will be equal to $u - v$ where $v \in [0; u]$, with probabilities $d_m(v)$.

For all those women dying at u , the average length of the widowhood period is therefore equal to:

$$\begin{aligned} \int_x^u (u - v) d_m(v) dv &= u \int_x^u d_m(v) dv + \int_x^u v s'_m(v) dv \\ &= u[1 - s_m(u)] + [v s_m(v)]_x^u - \int_x^u s_m(v) dv \\ &= u - x - \int_x^u s_m(v) dv \end{aligned}$$

In particular, we check that it would be zero in the absence of any male mortality before u , and to $u - x$ if all men were dying at x with $s_m(v) = 0$ for all $v > x$. In the more realistic case where s_m lies between 0 and 1, this average duration increases in u , since its derivative with respect to u is equal to $1 - s_m(u)$: the older age at which a group of women die, the higher their average widowhood duration. The magnitude of the derivative such that du more years of life leads to du more years in widowhood only for the $1 - s_m(u)$ fraction of women whose husbands are no longer alive at the beginning of the $[u; u + du]$ interval.

Averaging over the distribution of women's ages at death $d_f(u)$, we thus obtain:

$$\int_x^\omega d_f(u) \left[u - x - \int_x^u s_m(v) dv \right] du = - \int_x^\omega s'_f(u) \left[u - x - \int_x^u s_m(v) dv \right] du$$

Integrating by parts, this is equal to:

$$- \left[s_f(u) \left[u - x - \int_x^u s_m(v) dv \right] \right]_x^\omega + \int_x^\omega s_f(u) [1 - s_m(u)] du$$

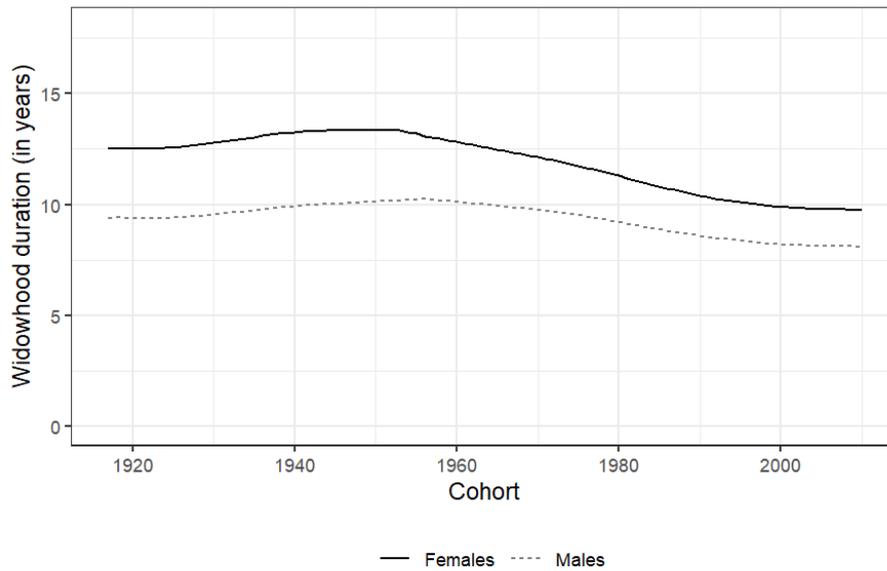
The first term is zero, such that this average duration boils down to:

$$\int_x^\omega s_f(u) [1 - s_m(u)] du$$

which corresponds to Equation (2.2) for WD_f which is given in the text. If everything is stationary when averaging observed widowhood durations over flows of deceased female retirees, we thus have an unbiased measure of their expected widowhood durations at age x . However, if the age distribution of the population and/or mortality rates are non-stationary, empirical ex post averages will not precisely mirror ex ante evaluations, since the distribution of deaths by age will not be an exact match to $d_f(x)$.

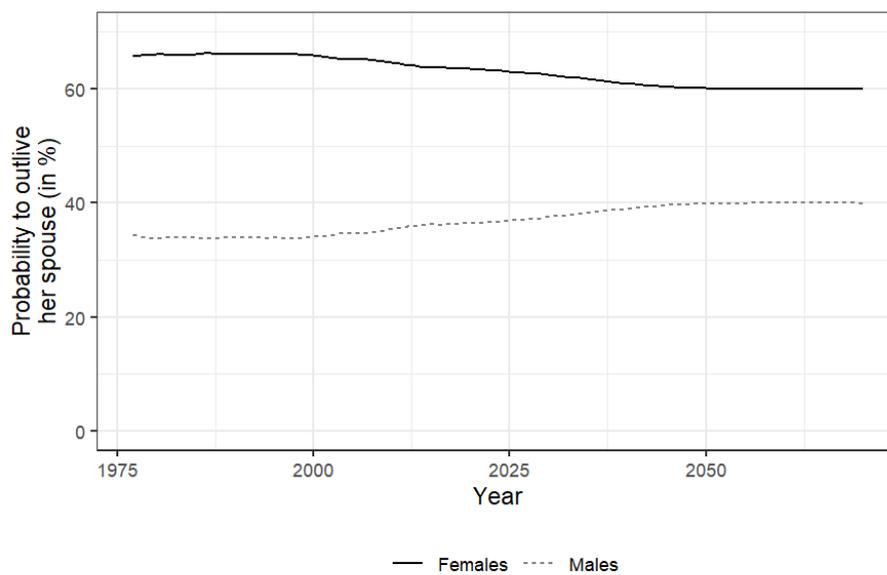
2.B Additional results with mortality tables

Figure 2.B.1: Widowhood duration variation over cohorts



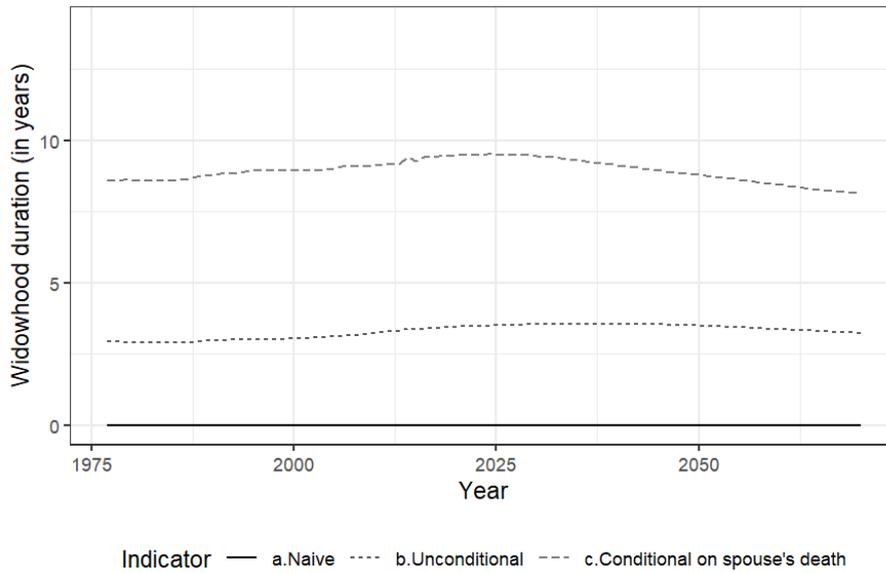
SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

Figure 2.B.2: Evolution of widowhood probability over years



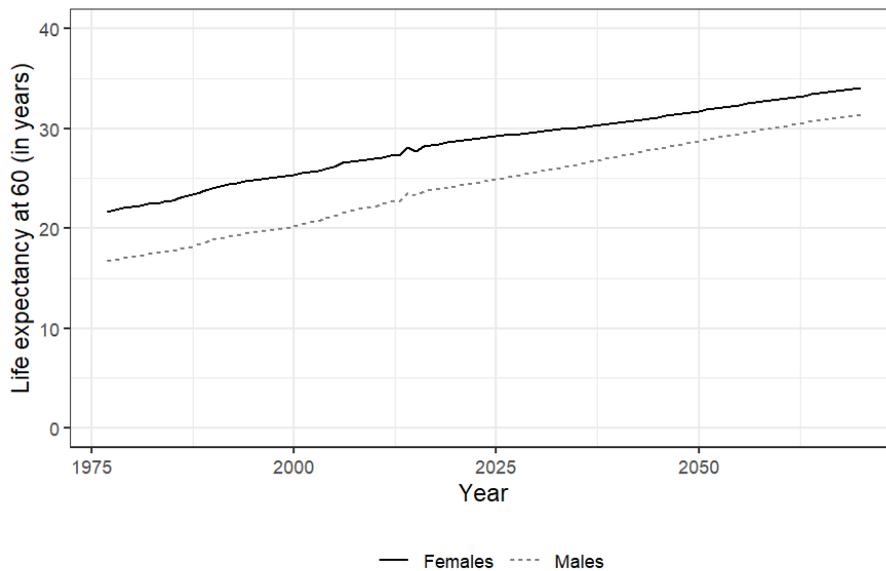
SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

Figure 2.B.3: Evolution of male widowhood duration over years



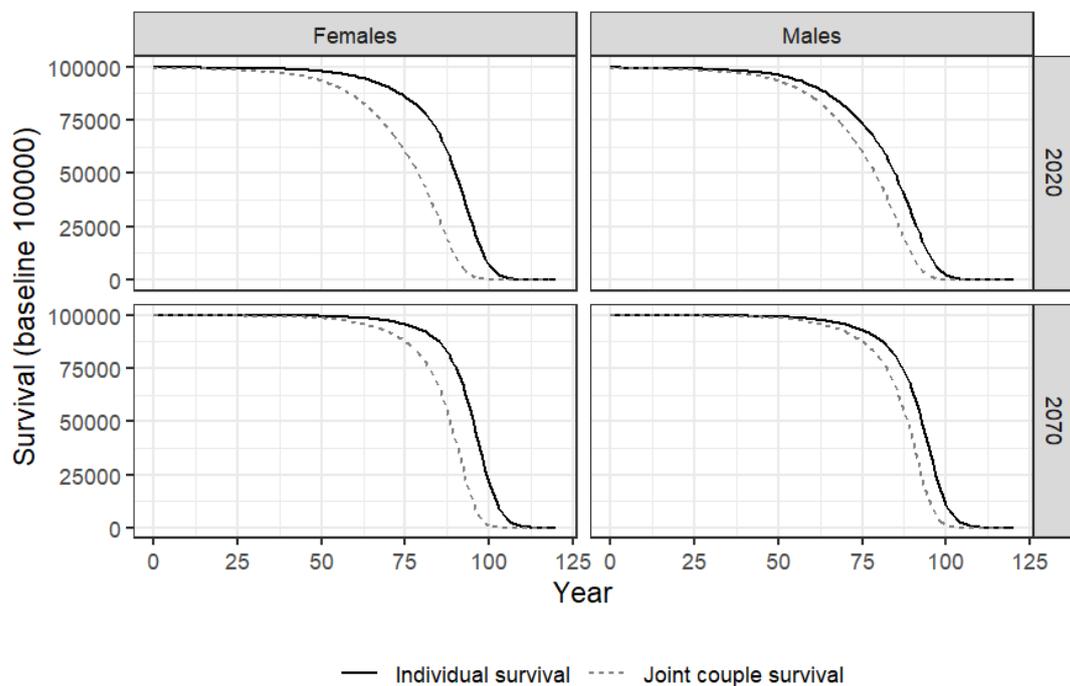
NOTE: The naïve indicator is defined as the difference between spouses' individual life expectancies plus the age difference between spouses. Male widowhood duration, which should be negative given the fact that women have a higher life expectancy in average, is nevertheless bounded to zero.
 SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

Figure 2.B.4: Life expectancy at 60 over years



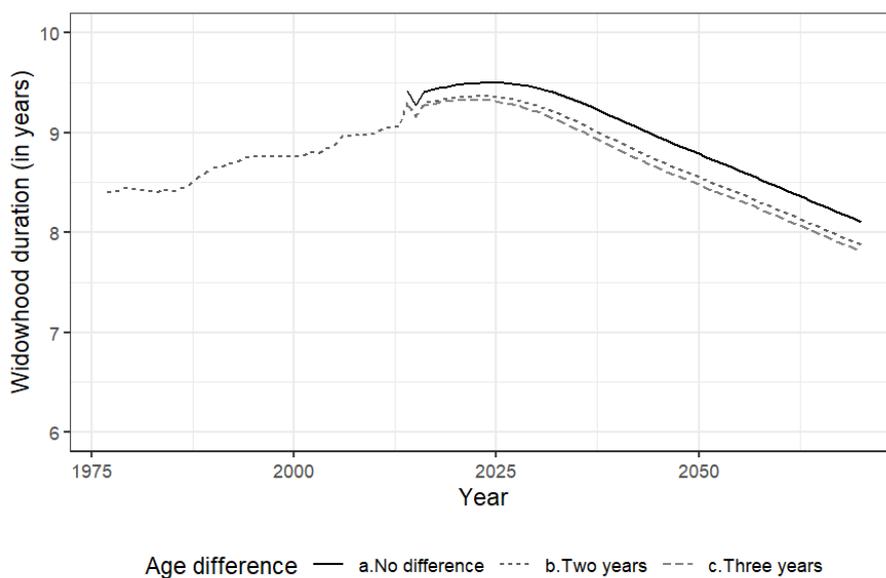
SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

Figure 2.B.5: Males and females' survivals in 2020 and 2070



SOURCE: Insee mortality tables.

Figure 2.B.6: Male widowhood duration according to age difference between spouses



NOTE: No difference corresponds to the first tercile of age difference between spousal distributions; a two-year age difference corresponds to the median of the distribution; and a three-year difference to the upper tercile.
 SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

Table 2.B.1: Difference between spouses' individual life expectancies, per socio-professional category

		Male category							
		Tot	F	C	Ex	I	Em	B	Ina
Female category	Tot	6.4	5.5	5.7	3.5	5.1	6.2	7.8	11.7
	F	6.6	5.7	5.9	3.7	5.4	6.4	8.0	11.9
	C	6.9	6.0	6.2	4.0	5.7	6.7	8.3	12.2
	Ex	8.2	7.3	7.5	5.3	6.9	8.0	9.6	13.5
	I	7.4	6.5	6.6	4.5	6.1	7.1	8.7	12.7
	Em	6.8	5.9	6.1	3.9	5.5	6.6	8.1	12.1
	B	5.9	5.0	5.2	3.0	4.7	5.7	7.3	11.2
	Ina	5.6	4.7	4.9	2.7	4.3	5.4	7.0	10.9

NOTE: F stands for farmers; C for craftsman and craftswomen; Ex for executives; I for intermediate professionals; Em for employees; B for blue-collar workers and Ina for inactive.

SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

Table 2.B.2: Male widowhood duration (in years), per socio-professional category

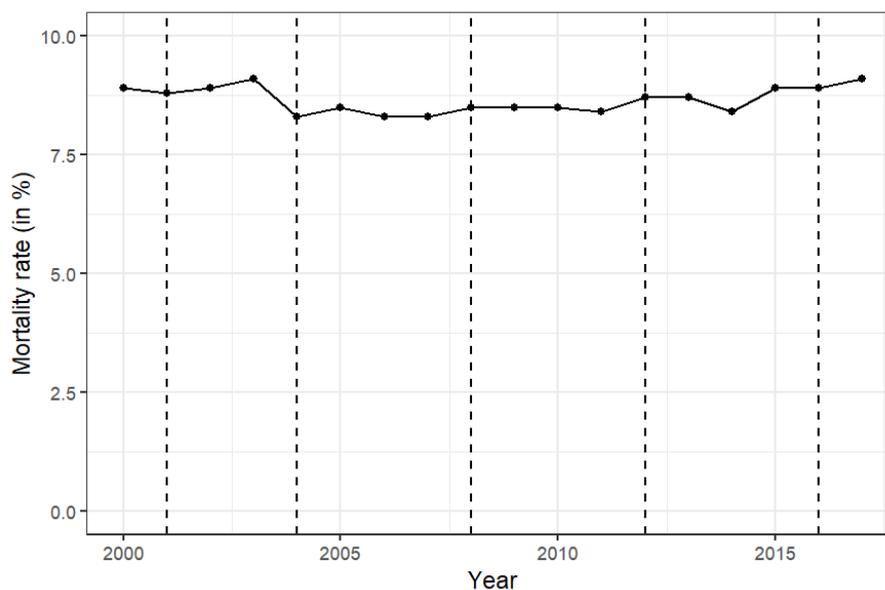
		Male category							
		Tot	F	C	Ex	I	Em	B	Ina
Female category	Tot	8.4	8.4	8.4	8.7	8.5	8.4	8.2	8.0
	F	8.0	8.0	8.0	8.3	8.1	8.0	7.8	7.6
	C	8.0	8.1	8.1	8.3	8.1	8.1	7.9	7.7
	Ex	7.5	7.5	7.5	7.7	7.6	7.5	7.4	7.3
	I	7.8	7.9	7.9	8.1	7.9	7.8	7.7	7.5
	Em	8.1	8.1	8.1	8.3	8.2	8.1	7.9	7.7
	B	8.5	8.5	8.6	8.8	8.6	8.5	8.3	8.1
	Ina	9.4	9.4	9.4	9.7	9.5	9.4	9.2	8.8

NOTE: F stands for farmers; C for craftsman and craftswomen; Ex for executives; I for intermediate professionals; Em for employees; B for blue-collar workers and Ina for inactive.

SOURCE: Insee mortality tables. Authors' calculations.

2.C Additional results with mortality tables

Figure 2.C.1: Mortality rate evolution



NOTE: Vertical dashed lines correspond to the different data waves we use in our analyses.

SOURCE: Insee, population estimates and vital statistics.

Table 2.C.1: Number of widows, per pension scheme

		Deceased's scheme						
		Tot	F	C	Ex	CS	Em	Oth
Survivor's scheme	Tot	24,817	1,958	713	2,807	4,481	14,497	361
	F	2,163	1,578	27	27	103	423	5
	C	101	1	18	13	19	49	1
	Ex	745	2	10	318	91	294	30
	CS	1,875	9	38	271	799	725	33
	Em	13,902	234	447	1,709	2,478	8,846	188
	Oth	6,031	134	173	469	991	4,160	104

NOTE: F stands for farmers, C for craftsman and craftswomen, Ex for executives, CS for civil-servants, Em for employees and blue-collar workers and Oth for others.

SOURCE: EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

Table 2.C.2: Male widowhood duration (in years), per pension scheme

		Deceased's scheme						
		Tot	F	C	Ex	CS	Em	Oth
Survivor's scheme	Tot	8.1	8.1	9.7	7.3	8.5	8.1	7.6
	F	8.3	8.1	NA	NA	NA	9.0	NA
	C	8.8	NA	NA	NA	NA	8.6	NA
	Ex	8.0	NA	NA	7.9	7.4	8.1	NA
	CS	8.3	NA	NA	NA	8.8	7.9	NA
	Em	8.2	7.3	NA	6.3	8.9	8.2	NA
	Oth	6.7	NA	NA	NA	8.3	6.0	NA

NOTE: F stands for farmers, C for craftsman and craftswomen, Ex for executives, CS for civil-servants, Em for employees and blue-collar workers and Oth for others. We do not show durations for scheme combinations with fewer than 30 observations (NA cells).

SOURCE: EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

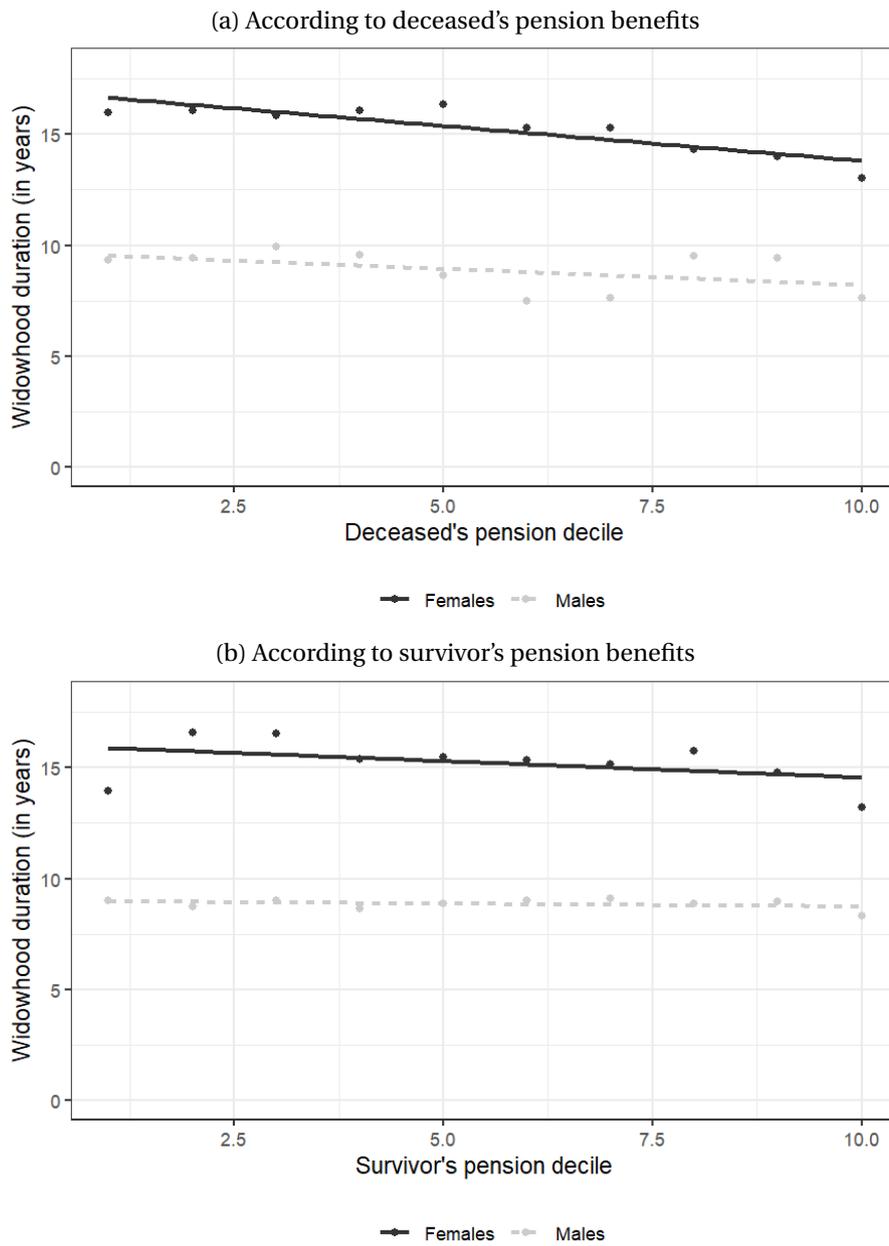
Table 2.C.3: Number of widowers, per pension scheme

		Deceased's scheme						
		Tot	F	C	Ex	CS	Em	Oth
Survivor's scheme	Tot	3,914	354	20	149	654	2,704	33
	F	397	295	NA	1	10	90	1
	C	105	5	2	1	16	81	NA
	Ex	592	2	4	76	118	387	5
	CS	688	6	2	26	305	345	4
	Em	1,974	44	12	34	174	1,700	10
	Oth	158	2	NA	11	31	101	13

NOTE: F stands for farmers, C for craftsman and craftswomen, Ex for executives, CS for civil-servants, Em for employees and blue-collar workers and Oth for others.

SOURCE: EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

Figure 2.C.2: Widowhood duration according to pension level



SOURCE: EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

Chapitre 3

Départ à la retraite : femmes et hommes prennent-ils les mêmes décisions?¹

Résumé du chapitre

Les différences de genre en termes de comportement de départ à la retraite sont encore peu étudiées, en partie parce qu'il est difficile de distinguer ce qui relève des différences de carrière de celles de choix de départ entre les individus. À partir de la réforme des retraites française de 2003, qui a modifié les incitations financières au départ, nous montrons qu'à caractéristiques données, les femmes et les hommes ne prennent pas les mêmes décisions. Les hommes sont plus sensibles aux incitations financières et décalent davantage leur âge de départ. Cependant, au global, la combinaison des caractéristiques de carrière et des comportements différents conduit à un effet moyen de la réforme similaire pour les femmes et les hommes.

¹Ce chapitre a donné lieu à une publication dans une revue à comité de relecture : Tréguier, J. (2021). 'Départ à la retraite : femmes et hommes prennent-ils les mêmes décisions?', *Revue économique*, **72**, pp.881–928.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	159
2	Contexte institutionnel	163
2.1	Le système de retraite français	163
2.2	La réforme des retraites de 2003	165
3	Description des données	166
3.1	Les données	166
3.2	Définitions	169
4	L'effet genré de la surcote sur l'âge de liquidation	170
5	Méthodologie	174
6	Résultats	180
6.1	La décision de départ à la retraite	180
6.2	Analyses contrefactuelles	185
7	Conclusion	194
	Annexes	196
3.A	Compléments sur le contexte institutionnel	196
3.B	Résultats complémentaires	198
3.C	Construction des classes d'individus	206

1 Introduction

Les inégalités de genre à la retraite sont très importantes en France comme dans le reste de l'Europe². Devenues un objet de recherche au milieu des années 1990 (Even and Macpherson, 1994; Ginn *et al.*, 2001; Johnson, 1999; Levine *et al.*, 1999), elles ont continué d'être documentées depuis³. Cependant, si les inégalités de genre en termes de pension de retraite bénéficient d'une littérature de plus en plus fournie, les inégalités de genre quant au départ à la retraite ont moins été analysées par les économistes⁴. Or, la décision de départ à la retraite fait intervenir des dimensions telles que l'aversion au risque ou les préférences sociales qui sont différenciées entre les femmes et les hommes (Bertrand, 2011). Dans un contexte de lutte affichée contre les inégalités de genre à la retraite, il est essentiel de comprendre les mécanismes à l'œuvre dans le processus de départ à la retraite afin d'anticiper les effets genrés des futures politiques publiques.

En France, comme dans le reste des pays industrialisés, les récentes réformes des retraites ont contribué à augmenter l'âge moyen de départ à la retraite (Börsch-Supan and Coile, 2018). Il y a deux moyens d'encourager les individus à décaler leur âge de départ à la retraite : les âges légaux (âge d'ouverture des droits, âges du taux plein) et les incitations financières qu'ils reçoivent du système de retraite. Dans les dernières décennies, quatre réformes des retraites ont eu lieu en France, modifiant chacun de ces leviers : les réformes de 1993, 2003, 2010 et 2014⁵. Nous focalisons notre intérêt sur la réforme de 2003 qui introduit un système de surcote (incitation financière) pour encourager les individus à retarder leur retrait du marché du travail⁶. La réforme s'applique indifféremment aux individus selon leur genre, ces derniers ayant pourtant des caractéristiques différentes vis à vis de leurs droits à la retraite. Des résultats d'enquête montrent que les femmes sont davantage contraintes dans leur décision de départ (Rapoport, 2006). L'analyse d'une telle réforme est primordiale à l'heure où une réforme des retraites est présentée comme nécessaire en France. Un projet

²En 2015, dans l'Union européenne des 28, la pension moyenne des femmes est inférieure de 25 % à celle des hommes (OCDE, 2019). En France, fin 2018, cet écart est de 24 % et il est de 38 % si on considère les droits acquis individuellement seulement – c'est à dire hors pensions de réversion – (DREES, 2020).

³Folbre *et al.* (2005), Jefferson (2009) ou Ponthieux and Meurs (2015) pour des revues de la littérature, Betti *et al.* (2015), Geraci and Lavigne (2017), Lis and Bonthuis (2019) ou OCDE (2012) pour les travaux comparatifs ou Bonnet *et al.* (2006a), Bonnet *et al.* (2006b), Bonnet and Hourriez (2012a) ou Bonnet *et al.* (2018) pour le cas français, entre autres.

⁴Il convient quand même de citer Luckhaus (2000); Rapoport (2006); Warren and Oguzoglu (2010). Par ailleurs, de nombreux sociologues, dont Damman *et al.* (2015), se sont intéressés aux inégalités de genre quant au départ à la retraite.

⁵Pour le régime général et les régimes de fonctionnaires/spéciaux. D'autres réformes ont eu lieu à l'Agirc-Arrco. Moins visibles dans le débat public, elles ont néanmoins modifié substantiellement certains paramètres des régimes complémentaires.

⁶Plus précisément, la réforme de 2003 a contribué à rendre le système de retraite plus neutre actuariellement en supprimant la « taxation » implicite des droits à retraite des individus après le taux plein et donc en supprimant la désincitation à se maintenir sur le marché du travail.

de loi soumis en 2020 propose en particulier la construction d'un système de retraite actuariellement neutre⁷, poursuivant – sur cet aspect – la finalité de la réforme de 2003.

Dans cet article, nous montrons que les femmes et les hommes prennent des décisions différentes quant à leur décision de retraite. De surcroît confrontés à des incitations à partir à la retraite inégales du fait de leurs carrières dissemblables, la réforme des retraites de 2003 a des effets différenciés sur leurs droits à retraite respectifs. Nos résultats ne nous permettent néanmoins pas de conclure à un traitement plus favorable de l'une de ces deux populations.

La littérature a montré l'importance des incitations financières pour expliquer la décision de départ à la retraite des individus (Benallah, 2011; Brinch *et al.*, 2015; Gelber *et al.*, 2016; Manoli and Weber, 2016). Cependant, dans le cas français, avant la réforme de 2003, les variations dans les incitations financières correspondaient également à des modifications des âges légaux du système (Aubert, 2009; Bozio, 2011). Or, l'impact des incitations financières est faible comparativement à celui des âges légaux quant aux décisions de départ à la retraite (Brown, 2013; Seibold, 2021). Par ailleurs, l'analyse des comportements de départ à la retraite considère souvent la population des femmes et des hommes comme homogène (Behaghel and Blau, 2012; Brinch *et al.*, 2015; Gelber *et al.*, 2016; Seibold, 2021). Certaines se focalisent même uniquement sur les hommes (Coile and Gruber, 2007). Seuls Belloni and Alessie (2013) et Warren and Oguzoglu (2010) analysent les effets différenciés des incitations financières sur le départ à la retraite selon le genre. Cependant, ils trouvent des résultats opposés : pour Warren and Oguzoglu (2010), en Australie, les hommes réagissent davantage aux incitations financières que les femmes tandis que pour Belloni and Alessie (2009) en Italie, les femmes y répondent plus fortement⁸.

Dans cet article, nous utilisons deux échantillons de données : l'Échantillon interrégime de cotisants et l'Échantillon interrégime de retraités, qui sont respectivement représentatifs de la population des cotisants et des retraités de la majorité des régimes de retraite français. La fusion de ces deux bases de données fournit un échantillon représentatif des générations 1934, 1938, 1942 et 1946, et de leur transition du travail à la retraite.

⁷Le système proposé dans le projet de loi 2623 du 24/01/2020 est un système en points unifié avec une décote et une surcote qui s'appliquent autour d'un âge pivot qui augmente avec l'espérance de vie moyenne à 60 ans.

⁸Pour Warren and Oguzoglu (2010), les facteurs qui influencent les femmes sont plus communément relatifs à la famille que les incitations financières. Belloni and Alessie (2009) ne présentent pas les éléments explicatifs de cet aspect de leurs résultats. Dans leur article, Van Soest and Vonkova (2014) montrent quant à eux qu'il n'y a pas de différence de comportement entre les femmes et les hommes vis à vis des incitations financières de départ à la retraite. Cependant, il s'agit d'une analyse des préférences déclarées et cela ne contredit donc pas le fait que les femmes puissent avoir des préférences similaires aux hommes mais qu'elles ne puissent agir de façon identique du fait qu'elles sont davantage contraintes.

La mise en place de la surcote en 2003 n'a pas pu profiter à autant de femmes que d'hommes. Dans une première étape, nous mettons en évidence le fait que parmi les individus pouvant choisir de bénéficier de la surcote, les hommes en tirent davantage parti que les femmes. Grâce à une méthode inspirée de la différences-de-différences, nous estimons que les hommes ont décalé la liquidation de leurs droits à retraite de trois semaines de plus que les femmes, des suites de la mise en place de la surcote.

Nous proposons ensuite une analyse essayant de distinguer les différences découlant des choix des individus de celles provenant de leurs caractéristiques, conduisant à expliquer cette observation. Nous construisons un modèle de décision de départ à la retraite dans lequel la décision de quitter le marché du travail est expliquée par les incitations financières d'une part et les âges légaux du système de retraite d'autre part. Pour des carrières équivalentes et confrontés aux mêmes incitations du système de retraite, les femmes et les hommes ne prennent pas les mêmes décisions quant à leur départ à la retraite. Les incitations financières jouent un rôle plus important pour les hommes tandis que l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits est plus importante dans la décision de départ des femmes que dans celle des hommes.

Enfin, nous utilisons ces modèles pour évaluer l'impact de la réforme de 2003. Nous simulons des scénarios contrefactuels dans lesquels la réforme de 2003 n'aurait pas eu lieu. Cette analyse ne nous permet pas de conclure à un traitement plus favorable de l'une des deux populations car l'ampleur de la différence de traitement entre les femmes et les hommes est très faible et la sélection de notre échantillon d'analyse – qui n'est pas représentatif de l'ensemble des retraités français⁹ – ne nous autorise pas à généraliser le résultat. Nous mettons cependant en évidence l'hétérogénéité des effets au sein de la population féminine.

Notre article contribue à deux volets de la littérature : le premier sur les effets des incitations financières sur le départ à la retraite et le deuxième sur les inégalités de genre à la retraite.

Il existe une littérature fournie montrant l'effet des incitations financières à la retraite sur la décision de départ des individus. Certains auteurs utilisent des modèles en forme réduite inspirés du modèle de la valeur d'option de [Stock and Wise \(1990\)](#) et captent le comportement prospectif des individus en comparant la valeur de la retraite aujourd'hui avec la valeur de la retraite à une date ultérieure ([Belloni and Alessie, 2009](#); [Börsch-Supan and Coile, 2018](#); [Coile and Gruber, 2001, 2007](#); [Gruber and Wise, 2004](#)). D'autres se focalisent sur des réformes du système de retraite et utilisent des stratégies d'évaluation des politiques pour identifier

⁹Notre échantillon exclut 17 % de la population initiale. Ces derniers sont majoritairement des femmes et majoritairement des pensionnés à faible pension.

des effets de causalité sur les décisions de retraite (Atalay and Barrett, 2015; Brown, 2013; Ferrari, 2019; Hanel and Riphahn, 2012; Krueger and Pischke, 1992; Seibold, 2021). En France, Mahieu and Blanchet (2004) et Mahieu and Walraet (2005) s'inscrivent dans cette première branche de la littérature et Benallah (2011) et Le Duigou *et al.* (2020) dans la deuxième, avec l'analyse de l'impact de la réforme de 2003. Or, pour les premiers, la réforme de 2003 n'ayant pas eu lieu lors de l'analyse des données, il n'y a pas assez d'hétérogénéité pour identifier les effets des incitations financières. Pour les deuxièmes, la fin de la montée en charge de la réforme de 1993 impose une restriction du champ d'analyse qui ne permet pas de généraliser les résultats pour Benallah (2011), tandis que Le Duigou *et al.* (2020) ne trouvent pas d'effet de la réforme de 2003 sur le taux d'emploi des seniors¹⁰. Dans cet article, nous exploitons l'hétérogénéité des situations individuelles induites par la montée en charge de la réforme de 2003 pour identifier les effets des incitations financières sur la décision de départ dans des modèles en forme réduite. Nous obtenons des résultats cohérents avec ceux de l'article de Bonnet *et al.* (2006b) qui propose une évaluation *ex ante* de la réforme de 2003 avec une méthode de microsimulation. Les auteurs indiquent que la réforme 2003 aurait pour effet de retarder l'âge de liquidation des hommes par rapport à celui des femmes.

Les inégalités de genre quant aux décisions de départ à la retraite ont peu été étudiées. Les résultats opposés de Belloni and Alessie (2009) et Warren and Oguzoglu (2010) renforcent encore l'intérêt d'étudier la question dans le cas français. D'après Rapoport (2006), qui analyse des données d'enquête, il semblerait que les femmes soient davantage contraintes dans leur décision de départ à la retraite que les hommes. Les incitations financières du système de retraite joueraient donc un rôle moins fort dans leur décision. Parmi les travaux en sociologie, Damman *et al.* (2015) indiquent que la décision de départ à la retraite des femmes est liée à leur parcours conjugal et familial¹¹. Dans cet article, nous documentons les différences de genre quant à la décision de départ à la retraite. Nous prenons également en compte le fait que la population féminine est hétérogène et nous déclinons nos analyses selon le niveau de revenu des femmes et le fait qu'elles aient eu, ou non, au moins trois enfants. Nous réservons cependant la prise en compte du parcours conjugal à de futures analyses, faute de données disponibles.

Le document est organisé comme suit : la section 2 décrit le contexte institutionnel, la section 3 présente les données et les définitions, la section 4 met en évidence l'impact genré

¹⁰Cela peut s'expliquer par l'extinction des dispositifs de départ anticipés, alors que la surcote a plutôt un effet sur la décision de rester en emploi au-delà de l'âge d'ouverture des droits.

¹¹Grâce à des données néerlandaises, Damman *et al.* (2015) montrent que les femmes célibataires et celles qui ont divorcé ont l'intention de prendre leur retraite et la prennent effectivement plus tard que les femmes qui se sont mariées et le sont restées. Le fait de se remarier après un divorce semble compenser l'effet négatif du divorce : les intentions et le comportement des femmes qui se remarient ne diffèrent pas de ceux des femmes mariées n'ayant jamais divorcé.

de la surcote sur l'âge de départ à la retraite, la section 5 expose la méthodologie et la section 6 présente les résultats avant la conclusion.

2 Contexte institutionnel

2.1 Le système de retraite français

Dans cet article, nous nous focalisons sur les deux principaux régimes de retraite français : le régime général et le régime complémentaire Agirc-Arrco, qui concernent la majorité de la population des retraités français^{12,13}. Nous présentons également les dispositifs de cessation anticipée d'activité.

Le régime général, aussi connu sous le nom de Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav), couvre les salariés du secteur privé. Il verse des prestations de retraite basées sur les salaires inférieurs à un plafond de sécurité sociale¹⁴. Il s'agit d'un système par répartition dans lequel les pensions de retraite sont proportionnelles au nombre d'années cotisées (tronqué à la durée requise – 43 ans à la fin de la montée en charge de la réforme de 2014 – pour un taux plein) et à un salaire de référence, qui est le salaire moyen des vingt-cinq meilleures années de la carrière du retraité¹⁵. La pension est calculée en appliquant le taux plein (50 %) au salaire de référence sous l'une des deux conditions suivantes : soit atteindre l'âge d'annulation de la décote (65 ans avant la réforme de 2010, 67 ans après montée en charge), soit avoir la durée de cotisation requise. Une pénalité est appliquée pour chaque trimestre manquant par rapport à ces conditions. Depuis la réforme de 2003, une surcote est au contraire appliquée pour chaque trimestre de cotisation supplémentaire au-delà de la durée requise.

La formule de calcul de la pension de retraite B est la suivante :

$$B = W_{\text{ref}} \times CP \times \tau \quad (3.1)$$

W_{ref} est le salaire de référence. CP, est le coefficient de proratisation. Plafonné à 1, il se calcule comme suit :

$$CP = \min(1, D/D_{\text{CP}})$$

¹²En 2018, 83 % des retraités français sont affiliés au régime général, 71 % à l'Arrco et 16 % à l'Agirc (DREES, 2020).

¹³Le système de retraite français est composé de nombreux régimes. Pour un aperçu de ces différents régimes, voir Blanchet *et al.* (2019).

¹⁴Le plafond annuel de la sécurité sociale s'élève à 41 136 euros en 2020.

¹⁵Les salaires nominaux passés sont réévalués par l'inflation au moment de la liquidation.

D est le nombre d'années de cotisation au régime général et D_{CP} est une durée de référence¹⁶.

τ est le taux de liquidation, et est calculé comme suit :

$$\tau = \tau_{\text{ref}} \times \left[1 - p \times N_{\text{dec}} + b \times N_{\text{sur}} \right]$$

N_{dec} est le nombre de trimestres de décote, p la décote N_{sur} le nombre de trimestres de surcote et b la surcote.

Si la pension est liquidée au taux plein, la pension de retraite est au moins égale au minimum contributif¹⁷.

L'Association générale des institutions de retraite des cadres (Agirc) et l'Association de régimes de retraite complémentaires (Arrco) fournit environ un tiers des prestations de retraite pour les salariés du secteur privé¹⁸. L'Agirc-Arrco est un régime par répartition, en points. Il est presque entièrement contributif. Les cotisations sont converties en points sur la base d'une valeur d'achat du point, et les points sont accumulés tout au long de la carrière. Au moment de la retraite, la somme des points accumulés est convertie en une rente mensuelle basée sur la valeur de service du point. Pour un retraité qui a commencé à travailler à t_0 et qui a cessé de travailler à t_1 , les prestations de retraite au moment t sont égales à :

$$B(t) = VaP(t) \times \sum_{t'=t_0}^{t_1} \frac{CTR(t') \times W(t')}{VsP(t')} \quad (3.2)$$

$VaP(t)$ est la valeur d'achat du point à t , $CTR(t')$ est le taux de cotisation à t' , W est le revenu du travailleur à t et $VsP(t')$ est la valeur de service du point à t' .

La décision de départ à la retraite a deux dimensions : la liquidation des droits à retraite et le retrait du marché du travail. Les deux décisions coïncident pleinement pour les personnes qui passent directement de leur dernier emploi rémunéré à la retraite. En pratique,

¹⁶Dans le cas où l'individu a été affilié à plusieurs régimes de retraites au cours de sa carrière, le coefficient de proratisation proratisé la pension servie par chacun des régimes, proportionnellement à la durée de cotisation D validée dans chacun d'entre eux. Dans le cas d'individus mono-affiliés au régime général, que nous considérons, le coefficient de proratisation réduit le montant de la pension des affiliés n'ayant pas validé le nombre de trimestres nécessaires D_{CP} .

¹⁷Il concerne principalement les bas salaires, surtout des femmes ayant eu une carrière courte et un emploi à temps partiel. En 2016, parmi les retraités nés en 1950, 49 % des femmes ont bénéficié d'une pension portée au minimum contributif contre 31 % des hommes (DREES, 2020). Depuis le 1er janvier 2020, le minimum contributif est de 642,93 euros par mois pour les personnes ayant cotisé moins de 120 trimestres au régime général et de 702,55 euros dans les autres cas. Si la durée de cotisation au régime général est inférieure au nombre de trimestres requis pour une pension à complète, le montant du minimum contributif est réduit proportionnellement à la durée de cotisation requise.

¹⁸Ces régimes offrent une couverture supplémentaire en dessous du seuil de la sécurité sociale (environ 25 % de la pension totale), et une couverture supplémentaire pour les salariés à haut revenu.

les individus sortent souvent du marché du travail avant qu'ils n'aient atteint l'âge d'ouverture des droits à retraite¹⁹. Il y a principalement trois voies pour les individus qui quittent prématurément le marché du travail : la maladie ou l'invalidité, les dispositifs de préretraite ou le chômage et l'inactivité²⁰. Les hommes sont plus nombreux que les femmes à transiter du marché de l'emploi vers la retraite par la préretraite tandis que les femmes sont plus nombreuses que les hommes à s'absenter du marché du travail (DREES, 2020). Puisque les périodes de maladie ou invalidité, et celles de préretraite ou chômage donnent lieu à des prestations (60 % d'un salaire de référence dans la plupart des cas), nous les considérons comme des voies alternatives vers la retraite²¹.

2.2 La réforme des retraites de 2003

À partir du milieu des années 1990, les politiques publiques à l'égard des travailleurs âgés ont été caractérisées par l'objectif de soutenabilité financière du système de retraite²². Pour réduire les dépenses de retraites, les décideurs politiques ont mis en œuvre des réformes visant à inciter les cotisants à repousser l'âge de leur retraite. Parmi les principales réformes des retraites menées en France sur cette période, nous nous intéressons aux effets de la réforme des retraites de 2003 sur la décision de partir à la retraite car il s'agit de la première qui permet d'identifier l'effet des incitations financières sur la décision de départ.

La réforme de 2003 a modifié les incitations à moduler son âge de départ à la retraite afin de rendre le report de la retraite plus proche de la neutralité actuarielle. Pour les fonctionnaires, elle a introduit une décote de 1,25 % par trimestre manquant. La décote appliquée aux salariés du secteur privé a été alignée progressivement sur cette nouvelle valeur²³. Symétriquement, la réforme a progressivement introduit une surcote pour les trimestres cotisés au-delà du taux plein (de 0,75 à 1,25 % par trimestre supplémentaire, tableau 3.A.2, annexe 3.A) pour respecter la neutralité actuarielle du système.

La réforme de 2003 a également modifié la durée requise pour obtenir une pension à taux plein dans le secteur public (de 37,5 ans à 40 ans) : l'objectif de la réforme de 2003 était d'aligner la réglementation en vigueur dans le secteur public sur celle du secteur privé.

Enfin, la condition d'obtention du taux plein a été renforcée pour les deux catégories de travailleurs : à partir de 2008, elle a été portée de 160 à 164 trimestres (tableau 3.A.1, annexe

¹⁹Parmi les individus de la génération 1946, seuls 58 % étaient en emploi juste avant la retraite. C'est le cas de 54 % des femmes et 61 % des hommes (DREES, 2020).

²⁰L'inactivité est prise au sens du marché du travail, c'est à dire que l'individu n'est ni en emploi ni dans une situation assimilée à de l'emploi telles que le chômage, la préretraite, la maladie ou l'invalidité.

²¹Voir Blanchet *et al.* (2019) pour une présentation de l'évolution législative de tels dispositifs.

²²Avec l'allongement de l'espérance de vie et l'augmentation du rapport de dépendance aux personnes âgées, les dépenses publiques en matière de retraites devaient augmenter sensiblement.

²³Son niveau initial de 2,5 % était plus élevé que celui requis pour la neutralité actuarielle (tableau 3.A.1, annexe 3.A).

3.A) et la réforme a introduit un mécanisme liant les nouvelles augmentations de ce paramètre à l'évolution de l'espérance de vie (jusqu'à 166 trimestres d'ici 2013, tableau 3.A.1, annexe 3.A). Elle a également augmenté progressivement la durée de référence entrant en jeu dans le coefficient de proratisation de 150 à 160 trimestres (tableau 3.A.1, annexe 3.A). L'objectif était d'égaliser la durée de référence du taux de proratisation D_{CP} , alors égale à 150 trimestres, et la durée de cotisation requise pour le taux plein, progressivement augmentée de 150 à 160 trimestres entre les générations 1933 et 1943 par la réforme de 1993 (tableau 3.A.1, annexe 3.A). Les changements législatifs impactant les générations étudiées dans notre article sont résumées dans le tableau 4.B.2.

TABLEAU 3.1 : Législation par génération de naissance

Génération	Durée requise pour le TP	Durée requise pour le CP	Décote (en % par trimestre manquant)	Surcote
1934	151	150	2.5	X
1938	155	150	2.5	X
1940	157	150	2.5	à partir de 64 ans
1942	159	150	2.5	à partir de 62 ans
1943	160	150	2.5	à partir de 61 ans
1944	160	152	2.375	✓
1945	160	154	2.25	✓
1946	160	156	2.125	✓

NOTE : TP = taux plein et CP = coefficient de proratisation.

SOURCE : Législation, régime général.

3 Description des données

3.1 Les données

Nous utilisons des données administratives provenant de la plupart des régimes de retraite français. Plus précisément, nous combinons deux ensembles de données : l'EIC (Échantillon interrégimes de cotisants) 2013 et l'EIR (Échantillon interrégime de retraités) 2012. Nous ajoutons les observations supplémentaires provenant des vagues précédentes de l'EIC (2001, 2005, 2009, 2013) et de l'EIR (2001, 2004, 2008, 2012)²⁴. L'EIC recueille des informations relatives à la carrière des individus et leur acquisition de droits à retraite en contrepartie de périodes d'emploi mais également de périodes assimilées à de l'emploi vis

²⁴L'EIC et l'EIR, en tant que données administratives, ont un accès restreint. Les chercheurs doivent s'adresser à la Direction de la recherche des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) au ministère français de la santé et des affaires sociales pour y avoir accès.

à vis de la retraite comme le chômage, la maladie ou la maternité. L'EIR fournit des détails sur la population des retraités, leur niveau de pension, la date de liquidation de leur droit à retraite, etc. Toutes les personnes qui sont nées dans une période représentative des années 1934, 1938, 1942 et 1946 et qui ont été affiliées au moins une fois dans leur carrière au régime général sont incluses dans l'échantillon de l'EIC. Parmi elles, celles qui ont liquidé leur pension de retraite sont observées dans l'EIR. Ainsi, la fusion de ces deux échantillons fournit un échantillon représentatif des générations de 1934, 1938, 1942 et 1946, et de leur transition du travail à la retraite.

Nous étudions la transition du marché du travail vers la retraite, entre 55 ans et l'âge de la liquidation des droits. Seules les personnes encore en emploi à l'âge de 54 ans sont prises en compte. Pour ces dernières, nous suivons leur parcours de sortie de l'emploi, soit directement vers le statut de retraité, soit via le chômage, la préretraite, la maladie ou l'invalidité. Pour certaines d'entre elles, il manque dans les données des informations sur leur parcours de fin de carrière. Pour certaines des années entre leurs 55 ans et leur âge de liquidation, ces personnes ne sont, en effet, ni en emploi, ni au chômage indemnisé, ni en maladie et sont donc absentes de la base de données. Cela s'explique soit parce qu'elles ne perçoivent plus leurs allocations de chômage, soit parce qu'elles sont malades ou handicapées et n'ont droit à aucune prestation, soit encore parce qu'elles sont des femmes ou des hommes au foyer. Nous les excluons de notre analyse car leur décision de départ à retraite ne peut être expliquée : nous ne savons pas si elles ont été contraintes de quitter le marché du travail sans pouvoir bénéficier d'un dispositif alternatif (chômage, préretraite, invalidité ou maladie) ou si elles ont pris leur retraite conjointement avec leur partenaire²⁵. Les personnes exclues de notre échantillon sont pour la plupart des personnes à faible pension, principalement des femmes. Notre échantillon final n'est donc pas représentatif de la population totale des retraités, et les femmes qui ont peu travaillé y sont sous-représentées. Étant donné le nombre décroissant de femmes ayant peu ou pas de droits à pension, les résultats de nos analyses nous permettent cependant de comprendre les différences entre les femmes et les hommes en matière de décision de départ à la retraite.

Par ailleurs, certains individus ont liquidé une pension d'inaptitude : ils bénéficient d'une pension de retraite à taux plein, même s'ils n'ont pas validé la durée requise, du fait de leur invalidité. Nous excluons de l'analyse ces personnes, qui ne reçoivent pas d'incitation financière de la part du système de retraite pour moduler leur âge de départ²⁶.

²⁵Parmi les 16 182 individus en emploi à 54 ans, nous avons les informations sur leur transition vers la retraite pour 13 437 d'entre eux seulement (soit 83 % d'entre eux).

²⁶Parmi les 13 437 individus pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite, seuls 12 157 n'ont pas liquidé une pension d'inaptitude (soit 90 % d'entre eux).

L'échantillon final est composé de 194 512 observations, qui correspondent aux trajectoires vers la retraite de 12 157 individus (de 55 ans à 70 ans, tableau 3.2). Dans notre échantillon, la pension moyenne des femmes nées en 1946 est de 1 260 euros et celle des hommes nés en 1946 est de 1 660 euros de 2020. Pour les hommes, ces chiffres sont comparables à la pension moyenne des hommes unipensionnés du régime général en 2017 mesurée par la DREES (2020) (1 710 euros) et ils sont un peu supérieurs, comme prévu, pour les femmes (930 euros). Le nombre de trimestres validés est similaire (170 trimestres) pour les femmes et les hommes nés en 1946, après une augmentation progressive du nombre total de trimestres validés par les femmes au fil des générations de naissance.

TABLEAU 3.2 : Caractéristiques de l'échantillon à la liquidation, par génération

	1934	1938	1942	1946
Nombre total d'individus	2 966	2 490	2 847	3 854
Femmes				
Nombre d'individus	1 125	929	1 094	1 740
<i>Droits à la retraite :</i>				
Pension moyenne mensuelle	890	970	1 100	1 260
Durée moyenne de cotisation (trimestres)	158	160	165	170
<i>Parcours vers la retraite (en %) :</i>				
Emploi	48	48	56	61
Chômage / préretraite	47	49	42	36
Maladie / invalidité	5	3	3	3
Hommes				
Nombre d'individus	1 841	1 561	1 753	2 114
<i>Droits à la retraite :</i>				
Pension moyenne mensuelle	1 170	1 230	1 430	1 660
Durée moyenne de cotisation (trimestres)	167	166	167	169
<i>Parcours vers la retraite (en %) :</i>				
Emploi	45	42	53	62
Chômage / préretraite	52	56	43	36
Maladie / invalidité	3	3	4	2

CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 ou 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite. NOTE : Les valeurs monétaires sont exprimées en euros de 2020.

SOURCES : EIC, EIR.

3.2 Définitions

L'âge de la retraite peut être défini comme l'âge de liquidation de la pension ou comme l'âge de sortie de l'emploi. Les données permettent de calculer l'âge de retraite selon chacune de ces deux définitions. L'âge de liquidation de la pension intervient l'année du premier versement de la pension de retraite. Nous considérons que le retrait de l'emploi intervient au cours de la dernière année avec une rémunération strictement positive. La retraite est un état absorbant. Ainsi, nous ne considérons pas les cas de cumul emploi-retraite, qui sont une exception en France²⁷. Dans le reste du document, nous utilisons la terminologie *âge de la retraite* pour définir la sortie du marché du travail et nous utilisons *âge de liquidation des droits* pour parler de l'âge auquel l'individu demande sa pension de retraite.

Tous les individus ne basculent pas directement de l'emploi à la retraite et certains empruntent des parcours alternatifs. Comme les données ne permettent pas de distinguer les dispositifs de préretraite du chômage, et que la maladie et l'invalidité sont moins fréquents, nous définissons deux voies alternatives : d'une part le chômage / la préretraite et, d'autre part, la maladie / l'invalidité. La voie *normale* mène directement l'individu de l'emploi à la liquidation de sa pension de retraite. Pour ceux qui ne font pas directement valoir leurs droits, le retrait du marché du travail intervient au moment de la première validation d'une période dite assimilée à de l'emploi et qui définit la voie alternative : chômage/préretraite ou maladie/invalidité. Seuls 46 % des individus nés en 1934 de notre échantillon ont emprunté la voie *normale* vers la retraite (tableau 3.2). C'est le cas de 48 % des femmes et 45 % des hommes. Ces derniers sont encore moins nombreux pour la génération 1938 (42 %) car les dispositifs de préretraite, dont les hommes sont majoritairement bénéficiaires, étaient très présents à cette époque. Ils commencent à diminuer à partir de 1994, ce qui explique la baisse de la proportion d'individus empruntant cette voie alternative et l'augmentation de la proportion d'individus empruntant la voie normale pour les générations suivantes. Les femmes de notre échantillon sont légèrement plus nombreuses en proportion que les hommes à transiter vers la retraite par la maladie ou l'invalidité.

Dans les parcours alternatifs, le revenu de remplacement est égal à 60 % des derniers revenus bruts. C'est légalement le cas pour le chômage, la maladie et l'invalidité. Pour les dispositifs de préretraite, les taux de remplacement sont généralement un peu plus élevés, même s'ils sont très hétérogènes. Comme nous ne pouvons pas distinguer la préretraite du chômage dans les données, nous considérons également que le revenu de remplacement est égal à 60 % dans ces cas. Par hypothèse simplificatrice, nous revalorisons les revenus de

²⁷En 2018, soit 3,4 % des retraités de 55 ans ou plus résidant en France, exercent une activité professionnelle tout en percevant une pension de retraite (DREES, 2020).

remplacement comme la croissance moyenne de l'économie.

4 L'effet genré de la surcote sur l'âge de liquidation

La réforme des retraites de 2003 visait à inciter les individus à repousser leur âge de retraite en leur permettant de choisir de se maintenir en emploi pour bénéficier d'une surcote. Les femmes seraient moins susceptibles de bénéficier d'une surcote car, selon la littérature, elles sont plus contraintes dans leur décision de départ (Luckhaus, 2000; Rapoport, 2006; Warren and Oguzoglu, 2010). Nous analysons l'effet de la mise en place de la surcote par la réforme de 2003 sur l'âge moyen de liquidation des droits à retraite selon le genre. Nous mesurons l'impact de la mise en place de la surcote sur l'âge de la retraite, pour les hommes par rapport aux femmes à l'aide d'une méthode inspirée de la différences-de-différences²⁸. Nous comparons la différence de l'effet de la réforme sur l'évolution de l'âge de retraite des femmes à l'effet de la réforme sur l'évolution de l'âge de retraite des hommes.

Il y a deux conditions pour qu'un individu puisse bénéficier de la surcote : il faut que la date à laquelle il liquide sa pension soit postérieure au 1er janvier 2004 (date de la mise en œuvre de la surcote) et il faut qu'il ait validé le nombre de trimestres requis pour une pension à taux plein et ce avant l'atteinte de l'âge auquel la décote ne s'applique plus (65 ans).

Nous séparons la population en un groupe traité et un groupe non traité suivant la date d'entrée en vigueur de la réforme. En effet, comme il s'agit d'une décision du législateur, elle n'est pas manipulable par les individus et assure une variabilité exogène inter-individuelle. Nous sélectionnons les individus du groupe traité comme étant ceux qui peuvent choisir de bénéficier de la surcote dès qu'ils atteignent l'âge d'ouverture des droits à retraite (60 ans). Il s'agit de la génération 1944 – qui a eu 60 ans en 2004 – et des suivantes. Les données ne donnent des informations que sur les générations 1945 et 1946, les autres n'étant pas encore entièrement à la retraite en 2012²⁹. Pour le groupe non traité, nous sélectionnons les personnes qui ne peuvent pas bénéficier de la surcote, même si elles le souhaitent. Il s'agit de la génération née en 1938 – qui a eu 66 ans en 2004 – et des précédentes. Les données donnent des informations sur les générations de 1934 et 1938.

Parmi les générations sélectionnées, seuls les individus qui ont validé le nombre de trimestres requis pour le taux plein peuvent bénéficier de la surcote. Nous pourrions donc considérer les personnes dont le nombre de trimestres validés est au moins égal à la durée

²⁸Nous ne conduisons, à proprement parler, pas d'estimation de la méthode de différences-de-différences, car nous n'appliquons pas l'analyse à un groupe d'individus traités par la réforme en comparaison à un groupe d'individus de contrôle. Nous faisons une comparaison entre le groupe des femmes et le groupe des hommes pour savoir s'ils ont réagi différemment ou non à la réforme de 2003.

²⁹L'EIR 2012 nous donne des informations sur les retraités au 31 décembre 2012.

de cotisation requise pour une pension à taux plein, à l'âge de 60 ans. Néanmoins, elle est différente d'une génération à l'autre, car la réforme de 1993 a progressivement augmenté le nombre de trimestres de cotisation nécessaire pour bénéficier d'une pension à taux plein³⁰ (tableau 3.A.1, annexe 3.A). Cette règle crée donc une source de différenciation entre les deux sous-populations : les personnes ayant validé 160 trimestres ou plus à l'âge de 60 ans n'ont pas les mêmes caractéristiques que celles qui n'en ont cotisé que 150. Afin de garantir que notre évaluation ne soit pas biaisée, nous ne sélectionnons que les personnes ayant validé au moins 160 trimestres (hors majoration de durée d'assurance pour enfant) à l'âge de 60 ans, ce qui correspond à la durée maximale de cotisation requise pour l'ensemble des générations considérées.

Les individus des groupes traité et non traité se différencient par leur date de naissance. Or, la participation des femmes au marché du travail a fortement augmenté au fil des générations, laissant supposer une évolution de leurs comportements vis-à-vis de la retraite³¹. D'une part, au fil des générations, les femmes, mieux insérées sur le marché de l'emploi, pourraient avoir choisi de retarder leur départ à la retraite. Si tel est le cas, notre estimation sous-estime l'écart genré de l'effet de la réforme de 2003 sur l'âge de liquidation. D'autre part, au fil des générations, les femmes atteignant l'âge d'ouverture avec davantage de droits à retraite pourraient avoir choisi de partir le plus tôt possible car elles ont atteint un niveau de pension satisfaisant. Si tel est le cas, notre estimation sur-estime l'écart genré de l'effet de la réforme de 2003 sur l'âge de liquidation. Cependant, ces mutations sur le marché du travail se sont faites progressivement. En particulier, rien n'explique que sur cet aspect un changement ait eu lieu à partir des générations 1943 et 1944, générations à partir desquelles nous observons une modification de l'âge moyen à la liquidation (graphique 3.1). Nous faisons donc l'hypothèse que notre estimation de l'estimateur de double différence témoignera de l'effet genré de la surcote sur l'âge de liquidation des affiliés.

Nous utilisons les données de l'EIR (section 3). Comme nous n'exigeons pas que les individus soient également présents dans l'échantillon EIC, nous pouvons considérer les générations nées en 1940, 1943, 1944 et 1945 en plus de celles déjà mentionnées. La contrepartie est que nous ne connaissons pas la fin de carrière de ces individus. Notre analyse se concentre donc sur l'âge de liquidation de la pension. Le critère de sélection retenu – la validation d'au moins 160 trimestres (hors majoration de durée d'assurance pour enfant) à 60 ans – conduit à ne retenir que 30 % des assurés de notre échantillon, dont 42 % des

³⁰Pour la génération 1934, 150 trimestres sont requis pour le taux plein tandis que pour les générations suivantes le nombre de trimestre requis a progressivement augmenté de un trimestre par génération, de manière à atteindre 160 trimestres pour la génération 1943 et les suivantes.

³¹Les droits à retraite des femmes ont effectivement augmenté entre les générations 1934 et 1946, notamment en termes de nombre de trimestres validés (tableau 3.2) et la proportion de femmes éligibles à la surcote a donc augmenté au fil des générations (de 16 à 25 %, alors qu'elle est restée stable autour de 45 % pour les hommes).

hommes et 19 % des femmes. Pour la génération 1944 et les suivantes, seuls 40 % des assurés et 21 % des assurées du régime général se trouvaient en situation de bénéficiaire de la surcote l'année de leurs 60 ans, ces individus se distinguant nettement des autres assurés.

Comme le montre le graphique 3.1, l'âge moyen de liquidation de la pension pour les personnes ayant validé 160 trimestres ou plus (hors majoration de durée d'assurance pour enfant) à l'âge de 60 ans, a une évolution similaire pour les femmes et les hommes des générations 1934, 1938 et 1940. L'hypothèse d'identification de notre stratégie de différences de différences est crédible. Ensuite, la surcote instituée par la réforme de 2003 a progressivement touché les générations de 1940, 1942 et 1943³² (voir la bande grise sur le graphique 3.1). Les personnes nées en 1944 ou plus tard ont droit à la surcote dès qu'elles atteignent l'âge normal de la retraite. Pour ces dernières générations, la mise en place de la surcote semble avoir plus fortement augmenté l'âge moyen de liquidation pour les hommes que pour les femmes. L'âge moyen auquel les hommes peuvent liquider leur pension continue d'augmenter plus rapidement que celui des femmes. Ces premiers résultats sont cohérents avec l'article de *Bonnet et al. (2006b)* qui montre que la mise en place de la réforme de 2003 devrait conduire à une augmentation de l'âge de liquidation des hommes. Les auteurs indiquent, par contre, que l'âge moyen de liquidation des femmes devrait baisser à la suite de la mise en place de la réforme. Cela n'est pas incohérent avec nos résultats qui se concentrent sur la part de la population qui est éligible à une surcote. D'ailleurs, *Bonnet et al. (2006b)* indiquent que 21 % des femmes devraient retarder leur âge de départ à la retraite des suites de la mise en application de la réforme de 2003.

Nous estimons Δ , l'effet généré de la surcote sur l'âge de liquidation des droits à retraite :

$$\Delta = \mathbb{E}[\text{AGE}^{t_1} - \text{AGE}^{t_0} | G = M] - \mathbb{E}[\text{AGE}^{t_1} - \text{AGE}^{t_0} | G = W] \quad (3.3)$$

AGE^{t_0} est l'âge de liquidation avant la réforme et AGE^{t_1} est l'âge de liquidation après la réforme. G est le genre, qui prend la valeur M pour les hommes et W pour les femmes.

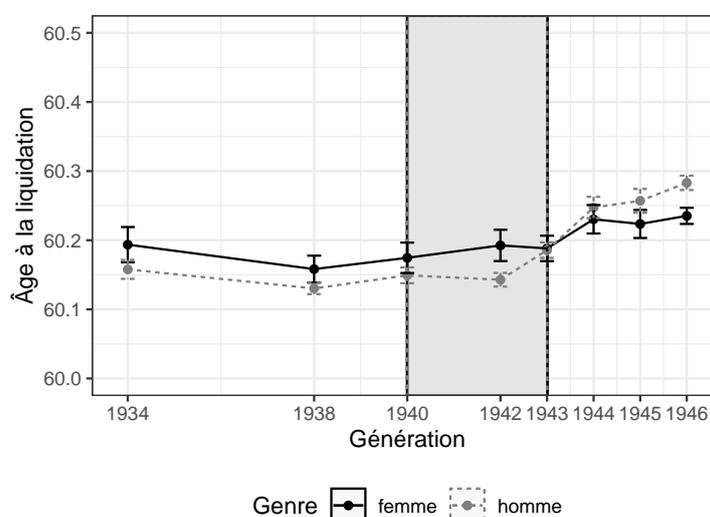
En pratique, cet estimateur correspond à l'estimateur des moindres carrés ordinaires dans l'équation :

$$\text{AGE}_i = \alpha + \beta \mathbf{1}_{G_i=M} + \gamma \mathbf{1}_{C_i \in T} + \delta \mathbf{1}_{G_i=M} * \mathbf{1}_{C_i \in T} + \zeta X_i + \epsilon \quad (3.4)$$

C_i est la génération, T désigne l'ensemble des générations traitées (1944, 1945, 1946) et X_i sont les caractéristiques individuelles. Le coefficient δ capture la différence de l'effet de la

³²Les personnes nées en 1940 avaient droit à la surcote à partir de 64 ans si elles avaient cotisé plus longtemps que la durée requise pour une pension à taux plein. Les personnes nées en 1942 avaient droit à la surcote à partir de 62 ans et les personnes nées en 1943 à partir de 61 ans.

GRAPHIQUE 3.1 : Âge moyen à la liquidation



CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1940, 1942, 1943, 1944, 1945 ou 1946, qui ont validé au moins 160 trimestres (hors majoration de durée d'assurance pour enfant) à l'âge de 60 ans.

SOURCE : EIR.

réforme sur l'âge de liquidation des hommes par rapport à celui des femmes.

Dans l'équation, nous contrôlons des caractéristiques individuelles pouvant expliquer des différences, non liées au genre, de l'âge de liquidation. Ce sont des variables indicatrices pour le fait d'avoir trois enfants ou plus (qui peut traduire une usure des individus qui ont eu une charge d'éducation des enfants plus forte ou qui indique la majoration de pension de 10 % qui permet aux individus d'accéder à un niveau de pension supérieur plus rapidement³³), de bénéficier de la pension minimale (qui concerne principalement les bas salaires) et d'avoir validé des périodes dites assimilées (chômage, maladie ou invalidité, qui traduisent une plus grande difficulté à se maintenir en emploi en fin de carrière).

L'estimateur de double différence est significativement différent de 0 (tableau 3.3). Il est égal à 0,06 dans la spécification avec variables de contrôle (et à 0,07 dans celle sans), ce qui signifie que la mise en place de la surcote par la réforme de 2003 a retardé l'âge de liquidation moyen des hommes de trois semaines de plus que celui des femmes.

Notre estimation (de trois semaines) peut sembler faible. Cependant, les travaux existants ont montré que la réforme de 2003 n'avait eu qu'un impact global très limité sur le fait de retarder l'âge de départ à la retraite des individus (Albert *et al.*, 2008; Benallah, 2011; Jolivet, 2008; Le Duigou *et al.*, 2020). En particulier, selon Benallah (2011) la réforme aurait provoqué un décalage de deux mois de l'âge de départ à la retraite des salariés du privé à carrière complète. Ce dernier résultat semble cohérent avec notre estimation du différentiel d'effet de la surcote selon le genre.

³³Sans avoir à cotiser davantage de trimestres.

TABLEAU 3.3 : Estimateur de double différence

	(1)		(2)	
δ	0.070	***	0.056	**
	(0.026)		(0.026)	
contrôles			✓	
R ²	0.006		0.039	
Adj. R ²	0.006		0.038	
Num. obs.	14251		14251	
RMSE	0.580		0.571	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

NOTE : Les contrôles de la spécification (2) sont les variables indicatrices du fait d'avoir trois enfants ou plus, de bénéficier de la pension minimale et d'avoir validé des périodes dites assimilées.

CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1940, 1942, 1943, 1944, 1945 ou 1946, qui ont validé au moins 160 trimestres (hors majoration de durée d'assurance pour enfant) à l'âge de 60 ans.

SOURCE : EIR.

Comme pour [Benallah \(2011\)](#), notre estimation ne concerne qu'une catégorie particulière d'assurés : ceux disposant d'une carrière complète, éligibles à la surcote dès leur 60^e anniversaire. Nous identifions cependant un comportement différencié entre les femmes et les hommes. Dans la suite, nous essayons de distinguer les différences découlant des choix des individus de celles provenant de leurs caractéristiques, et suggérons des éléments expliquant cette observation. Dans une première étape, nous modélisons de manière différenciée les décisions de départ à la retraite des hommes et des femmes. Puis, nous proposons une évaluation de la réforme de 2003 en comparant les droits à la retraite des différents individus par rapport à une situation contrefactuelle dans laquelle la réforme n'aurait pas eu lieu.

5 Méthodologie

La modélisation des départs à la retraite est traditionnellement basée sur des modèles inter-temporels d'arbitrage entre le travail et le loisir ([Rust and Phelan, 1997](#)). Un individu compare l'utilité que lui procure le fait de continuer à travailler avec celle qu'il aura s'il prend sa retraite³⁴. L'estimation de tels modèles est possible mais complexe techniquement. Dans leur modèle de valeur d'option (*option value*), [Stock and Wise \(1990\)](#) simplifient le problème en supposant que, lorsqu'ils décident de prendre leur retraite ou de continuer à travailler, les individus comparent la valeur de la retraite de la période considérée avec la

³⁴L'utilité est inter-temporelle car l'individu prend en compte non seulement l'utilité présente mais aussi la valeur actualisée de l'utilité future associée à sa décision.

valeur prévue de la retraite à toutes les dates possibles dans le futur³⁵. Cependant, [Coile and Gruber \(2001\)](#) indiquent que le modèle de l'*option value* ne permet d'identifier les effets des incitations financières du système que si les formes fonctionnelles de l'utilité au travail et de l'utilité à la retraite sont correctement spécifiées³⁶. Nous préférons donc, pour répondre à notre question de recherche, la méthodologie de [Gruber and Wise \(2004\)](#), qui, sous une certaine forme fonctionnelle du modèle de [Stock and Wise](#), ramène le problème à une équation en forme réduite ([Belloni and Alessie, 2013](#)). Nous estimons la probabilité de partir à la retraite à partir de variables d'incitations financières.

Le calcul des incitations financières nécessite la connaissance des pensions potentielles à chaque âge. Nous calculons ces pensions à l'aide du calculateur PENSIPP³⁷ développé à l'Institut des politiques publiques (IPP). Nous calculons ensuite plusieurs indicateurs d'incitation financière à partir des pensions de retraite. Nous supposons que les personnes connaissent les formules de calcul des pensions et qu'ils planifient leur choix de retraite comme si la législation actuelle n'allait pas changer à l'avenir³⁸.

Social security wealth (SSW) est la somme actualisée des flux de pensions. Comme les pensions sont indexées sur les prix en France, la seule source d'incertitude que nous prenons en compte est l'espérance de vie. L'espérance de vie est différenciée selon le sexe. Si un individu i peut prétendre à une pension P_{it} à la période t , alors le SSW correspondant à ce niveau de pension est :

$$SSW_{it} = \sum_{\tau=t}^T \beta^{t-\tau} P_{it} S(t, \tau)$$

$S(t, \tau)$ est la probabilité d'être en vie à τ conditionnellement au fait d'être en vie à t ³⁹. β est le facteur d'actualisation, fixé à 97 % comme usuellement dans la littérature.

³⁵La principale hypothèse simplificatrice du modèle *option value* est que la décision de prendre sa retraite est basée sur la comparaison entre la valeur de la retraite aujourd'hui et le maximum des valeurs espérées dans le futur, alors qu'en programmation dynamique la décision est basée sur la comparaison entre la valeur de la retraite aujourd'hui et l'espérance du maximum des valeurs possibles dans le futur.

³⁶Notre estimation du modèle de [Stock and Wise \(1990\)](#) nous conduit à un modèle dont le pouvoir prédictif est moindre que les équations en forme réduite de [Gruber and Wise \(2004\)](#). Notons que dans notre estimation du modèle de [Stock and Wise \(1990\)](#), les femmes ont une préférence plus grande pour le présent et se satisfont d'un taux de remplacement de leur revenu à la retraite moindre que pour les hommes.

³⁷PENSIPP est un calculateur de pensions de retraite. En particulier, il ne modélise pas les comportements de départ à la retraite. Pour notre analyse, nous calculons des pensions fictives à chaque âge pour tous les individus de notre échantillon. Nous tronquons ou bien allongeons les carrières observées des individus. Lorsque nous devons étendre les carrières, nous faisons l'hypothèse que le revenu des individus est égal à leur avant dernier revenu observé (celui de la dernière année n'étant potentiellement pas complet pour une sortie du marché du travail au cours de l'année civile), que nous indexons sur le salaire moyen dans l'économie. Pour une description du modèle, voir [Blanchet et al. \(2016\)](#).

³⁸Il s'agit d'une hypothèse standard dans la littérature sur les comportements de départ à la retraite.

³⁹Nous utilisons les tables de survies calculées par l'Institut national des études statistiques (Insee).

Les pensions ne sont positives qu'à partir de l'âge d'ouverture des droits (60 ans pour les générations de notre analyse). Pour tous les départs à la retraite avant cet âge, nous considérons que P_{it} est égal à 60 % du dernier revenu observé jusqu'à l'âge de 60 ans : il s'agit du taux de remplacement des prestations de chômage, de préretraite ou d'invalidité. À partir de 60 ans, P_{it} désigne la pension de retraite, qui tient alors éventuellement compte du fait que l'individu a quitté le marché du travail plus tôt.

L'*accrual* (surplus de SSW, ACC) est la différence de SSW entre les périodes $t + 1$ et t :

$$ACC_{it} = \beta S(t + 1, t)SSW_{it+1} - SSW_{it}$$

L'*accrual* représente l'incitation financière liée au report d'un an de la retraite. Contrairement au SSW, l'indicateur tient compte du fait que la décision de prendre sa retraite est basée sur la comparaison de deux situations : prendre sa retraite à la période considérée ou prendre sa retraite à la période suivante. Le calcul de SSW_{it+1} nécessite une hypothèse sur le niveau de pension associé à la retraite un an plus tard ($P_{i,t+1}$). Nous supposons que le dernier état de travail observé (en t) est prolongé d'une année supplémentaire, avec le même salaire réel si l'individu travaille en t . Nous calculons ensuite le niveau de pension associé à cette carrière prolongée et nous calculons les droits à pension.

L'*implicit tax* (taxe implicite, ITAX) associée à cette décision est obtenue comme l'opposé du ratio entre l'*accrual* et les revenus de la période précédente :

$$ITAX_{it} = -\frac{ACC_{it}}{y_{it}}$$

L'ITAX nous permet de considérer que la décision de retraite est guidée par un taux de remplacement plutôt qu'un montant. Comme les revenus de la période considérée y_{it} sont parfois tronqués – par exemple si le départ à la retraite a lieu au milieu d'une année civile –, nous utilisons les revenus de la période précédente $y_{i,t-1}$ à la place.

Ces premiers indicateurs ne tiennent compte que de l'arbitrage entre le départ à la retraite une année donnée ou la suivante. La *Peak Value* (valeur maximale, PEAK) compare la valeur de la retraite de la période considérée à la meilleure des valeurs espérées dans le futur :

$$PEAK_{it} = \max_{\tau \geq t+1} \beta^{\tau-t} S(\tau, t)SSW_{i\tau} - SSW_{it}$$

Pour chaque individu i , nous modélisons la décision de départ à la retraite à la période t , Y_{it} en fonction des incitations financières du système FI_{it} (ACC, ITAX ou PEAK), de caractéristiques individuelles X_{it} (âge et âge au carré, dernier salaire comme salaire cumulé à 55

ans) et d'un terme d'hétérogénéité non observé variant dans le temps ε_{it} .

La pension de retraite, le SSW, l'*accrual*, l'*implicit tax* et la *peak value* pour les individus de notre échantillon sont présentées en moyenne, par âge et genre en annexe 3.B (graphiques 3.B.1 et 3.B.2).

Nous faisons l'hypothèse que conditionnellement aux caractéristiques individuelles, les décisions sont indépendantes au cours du temps. Chaque année, l'individu choisit de prendre sa retraite ou de continuer à travailler, en fonction de la pension de retraite dont il peut bénéficier, des incitations reçues par le système et de ses caractéristiques personnelles. En particulier, la décision ne correspond pas à une maximisation de son utilité inter-temporelle⁴⁰. Néanmoins, le modèle est dynamique puisque le choix de la retraite est reconsidéré chaque année à mesure que de nouvelles informations affectant ses incitations financières deviennent disponibles. La procédure de décision se poursuit jusqu'à ce que l'individu prenne effectivement sa retraite, puisque la retraite est un état absorbant.

À chaque période, la probabilité de départ à la retraite est donnée par :

$$P(Y_{it} = 1 | SSW_{it}, FI_{it}, X_{it}) = P(SSW_{it}\beta_1 + FI_{it}\beta_2 + X_{it}\beta_3 < \varepsilon_{it}) \quad (3.5)$$

Les âges légaux du système ont des effets sur les comportements de départ (Behaghel and Blau, 2012). Comme le taux plein peut être atteint par la durée de cotisation ou par l'âge d'annulation de la décote, nous ajoutons deux indicatrices dans notre modèle : une qui prend la valeur 1 à la période où l'individu atteint éventuellement le taux plein par la durée et 0 sinon, et une autre pour l'atteinte du taux plein par l'âge. Nous ajoutons également une indicatrice pour l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits à retraite.

Puisque les décisions sont indépendantes dans le temps, la contribution d'un individu à la vraisemblance est égale à :

$$\ell_i(Y_i, Z_i) = P(Y_{iT_i} = 1 | Z_{iT_i}) \prod_{t=t_0}^{T_i-1} P(Y_{it} = 0 | Z_{it}) \quad (3.6)$$

t_0 est l'âge minimum de retraite (55 ans) et T_i l'âge observé de la retraite de l'individu i . Les termes d'hétérogénéité inobservée sont supposés suivre une distribution logistique, conduisant à la spécification d'un modèle *logit*. Par définition, tous les individus sont retraités à la période finale.

Nous ajoutons des contrôles dans le modèle. Une indicatrice permet de prendre en compte la présence des dispositifs de surcote ou non (prend la valeur 1 à partir de 2004, 0 sinon). Trois indicatrices évaluent si les individus ont eu une période de chômage, de

⁴⁰La dimension inter-temporelle de la décision n'est prise en compte que dans l'estimateur *peak value*.

maladie ou d'invalidité au cours de leur carrière. Nous classons les individus en deux groupes selon qu'ils ont eu une carrière plate ou dynamique : si le Q3 (troisième quartile) de leur salaire est au moins 1,27 fois plus élevé que le Q1 (premier quartile) de leur salaire, un individu a une carrière dynamique⁴¹. Nous classons également les individus en trois groupes selon qu'ils ont validé peu, moyennement ou beaucoup de trimestres avant l'âge de 40 ans : les individus qui ont validé moins de 68 trimestres sont considérés comme ayant validé peu de trimestres, et ceux qui ont validé plus de 88 trimestres sont considérés comme ayant validé beaucoup de trimestres⁴². Enfin, nous examinons les individus selon qu'ils ont eu ou non trois enfants ou plus. L'ensemble des variables utilisées dans la suite de l'article sont présentées en moyenne par genre dans le tableau 3.4.

⁴¹ 1,27 étant la médiane des ratios du salaire au Q3 sur le salaire au Q1 sur la population totale.

⁴² 68 and 88 sont les terciles de la distribution des périodes validées à 40 ans de l'ensemble de la population.

TABLEAU 3.4 : Statistiques descriptives des données utilisées

	Femmes	Hommes
Nombre d'individus	4888	7269
Situation à la retraite		
Âge de la retraite	59.63	59.2
Âge à la liquidation	61.56	61.04
Retraite au taux plein par l'âge (en %)	4.66	1.87
Retraite au taux plein par la durée (en %)	27.54	29.67
Retraite à l'âge d'ouverture des droits (en %)	30.73	30.94
Nombre d'années de cotisation validées	39.53	39.35
Salaire annuel moyen	16850	20950
Taux de liquidation (en %)	45.92	46.39
Pension mensuelle	1000	1300
Incitations à la retraite		
SSW (100 000 euros)	2.74	3.17
<i>Accrual</i> (1 000 euros)	-1.5	-3.88
<i>Implicit tax</i> (en %)	-0.12	0.17
<i>Peak Value</i> (100 000 euros)	0.23	0.2
Routes vers la retraite (en %) :		
Emploi	54.48	51.26
Chômage / préretraite	42.25	45.96
Maladie / invalidité	3.27	2.78
Q3/Q1 des revenus sous la médiane (en %)	71.69	35.41
Trimestres cumulés à 40 ans (en %) dans le :		
1er tercile	50.27	21.96
2ème tercile	25.76	38.42
Situation à 55 ans :		
Salaire cumulé (100 000 euros)	7.75	11.3
A connu une période de chômage (en %)	37.95	33.95
A validé des trimestres au titre de la maladie (en %)	50.47	35.47
A validé des trimestres au titre de l'invalidité (en %)	0.65	0.3
A trois enfants ou plus (en %)	34.86	37.05

NOTE : La médiane des ratios Q3/Q1 des revenus et les terciles de trimestres cumulés à 40 ans sont calculés sur l'ensemble de l'échantillon. Toutes les valeurs monétaires sont exprimées en euros de 2020.

CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 ou 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

6 Résultats

6.1 La décision de départ à la retraite

Les coefficients des estimations pour chacune des variables d'incitations financières sont présentés dans le tableau 3.5, pour les femmes et les hommes avec chacune des variables d'incitation financière. Tous les coefficients correspondant à des incitations du système de retraite ont le signe attendu. Une augmentation du SSW accroît la probabilité de prendre sa retraite (effet de revenu) et une augmentation de ACC décroît la probabilité de prendre sa retraite (effet de substitution). Une augmentation de ITAX accroît et une augmentation de PEAK décroît la probabilité de partir à la retraite. L'atteinte de l'âge d'ouverture des droits ou du taux plein (par l'âge ou par la durée) augmentent chacune la probabilité de partir à la retraite.

Afin de comparer les résultats entre les femmes et les hommes, nous présentons les effets marginaux des incitations financières du système de retraite sur le départ à la retraite des femmes d'une part et des hommes d'autre part. Le graphique 3.2 montre ces effets dans le cas où l'incitation financière considérée est la taxe implicite⁴³. Une augmentation de 100 % de la taxe implicite augmente de 13 % la probabilité qu'une femme prenne sa retraite et de 29 % celle des hommes⁴⁴. Comparativement, l'atteinte du taux plein augmente la probabilité de retraite des femmes de 16 % quand le taux plein est atteint par l'âge et de 16 % quand il est atteint pour la durée. Pour les hommes, l'augmentation est de 18 % et 17 %, respectivement. Enfin, l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits augmente la probabilité de retraite des femmes de 15 % et de 10 % celle des hommes.

De façon analogue à [Warren and Oguzoglu \(2010\)](#), nous trouvons que les femmes réagissent moins que les hommes aux incitations financières du système de retraite. À l'inverse, l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits est a un effet plus fort sur leur départ à la retraite que sur celui des hommes. Il serait nécessaire de comprendre si ces différences dans les choix des individus tiennent à des considérations familiales, conjugales ou de santé et pourraient alors être qualifiées de contraintes pour les femmes, tel que déclaré dans l'enquête analysée par [Rapoport \(2006\)](#). Il est en effet possible que puisque les femmes sont en moyenne plus jeunes que leur conjoint (de deux ans), elles décident de partir à la retraite dès que possible pour rejoindre leur partenaire retraité. Les femmes sont peut-être également plus usées que les hommes du fait de leur double carrière (professionnelle et domestique) et décident de partir à la retraite dès qu'elle le peuvent, peu importe les incitations financières

⁴³Les mêmes résultats sont présentés en annexe 3.B dans les cas où l'incitation financière considérée est l'*accrual* d'une part et la *peak value* d'autre part (graphique 3.B.3). Dans la suite de l'article les incitations financières sont mesurées par la taxe implicite.

⁴⁴Ces résultats sont légèrement supérieurs mais restent proches de ceux présentés par [Gruber and Wise \(2004\)](#).

TABLEAU 3.5 : Coefficients de l'estimation des modèles logit de décision de départ à la retraite

	<i>Accrual</i>		<i>Implicit tax</i>		<i>Peak value</i>	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
(Constante)	-1.483 *** (0.226)	-2.444 *** (0.204)	-1.199 *** (0.227)	-2.679 *** (0.206)	-0.009 (0.236)	-0.143 (0.217)
Incitation financière	-3.970 *** (0.210)	-4.457 *** (0.154)	1.064 *** (0.321)	2.305 *** (0.419)	-1.661 *** (0.067)	-2.227 *** (0.066)
SSW	0.432 *** (0.041)	0.484 *** (0.029)	0.487 *** (0.040)	0.491 *** (0.028)	0.119 *** (0.034)	0.361 *** (0.030)
Revenu cumulé à 55 ans	-0.638 *** (0.155)	-0.619 *** (0.109)	-1.126 *** (0.150)	-1.081 *** (0.109)	0.093 (0.106)	-0.214 * (0.112)
Taux plein par l'âge	1.194 *** (0.140)	1.365 *** (0.192)	1.342 *** (0.139)	1.484 *** (0.191)	1.001 *** (0.139)	1.058 *** (0.191)
Taux plein par la durée	0.600 *** (0.087)	0.533 *** (0.075)	1.306 *** (0.078)	1.407 *** (0.068)	0.854 *** (0.081)	0.998 *** (0.070)
Carrière dynamique	-0.142 *** (0.049)	-0.242 *** (0.038)	-0.144 *** (0.048)	-0.189 *** (0.039)	-0.164 *** (0.047)	-0.224 *** (0.038)
Carrière médiane	0.072 (0.058)	0.298 *** (0.048)	0.214 *** (0.057)	0.425 *** (0.047)	-0.200 *** (0.058)	-0.343 *** (0.055)
Carrière longue	0.110 * (0.067)	0.195 *** (0.053)	0.440 *** (0.064)	0.646 *** (0.052)	-0.249 *** (0.066)	-0.598 *** (0.064)
A trois enfants ou plus	-0.260 *** (0.044)	-0.151 *** (0.033)	-0.220 *** (0.044)	-0.179 *** (0.032)	-0.162 *** (0.044)	-0.073 ** (0.033)
Maladie	0.141 *** (0.038)	0.273 *** (0.033)	0.168 *** (0.037)	0.323 *** (0.033)	0.119 *** (0.038)	0.221 *** (0.033)
Invalidité	0.143 (0.238)	0.522 * (0.279)	0.206 (0.238)	0.494 * (0.278)	0.091 (0.234)	0.534 * (0.283)
Chômage	0.380 *** (0.039)	0.413 *** (0.035)	0.397 *** (0.039)	0.397 *** (0.035)	0.356 *** (0.040)	0.402 *** (0.035)
Est en emploi	-1.189 *** (0.096)	-0.918 *** (0.083)	-1.789 *** (0.103)	-1.454 *** (0.089)	-1.149 *** (0.098)	-0.881 *** (0.083)
Âge	-0.494 (0.429)	1.282 *** (0.378)	-0.549 (0.425)	1.891 *** (0.374)	-2.051 *** (0.433)	-1.777 *** (0.388)
Âge ²	1.263 *** (0.218)	0.330 * (0.200)	1.377 *** (0.215)	0.380 * (0.197)	1.868 *** (0.217)	1.529 *** (0.201)
Âge d'ouverture des droits	1.233 *** (0.072)	0.941 *** (0.064)	1.062 *** (0.070)	0.751 *** (0.062)	1.304 *** (0.072)	0.991 *** (0.064)
Réforme 2003	-0.415 *** (0.048)	-0.624 *** (0.044)	-0.453 *** (0.047)	-0.728 *** (0.043)	-0.347 *** (0.047)	-0.598 *** (0.043)
AIC	20369.463	28708.389	20622.082	29363.393	20122.486	28170.934
BIC	20517.478	28862.094	20769.860	29516.811	20270.501	28324.638
Log Likelihood	-10166.731	-14336.195	-10293.041	-14663.697	-10043.243	-14067.467
Deviance	20333.463	28672.389	20586.082	29327.393	20086.486	28134.934
Num. obs.	27531	37765	27171	37169	27531	37765

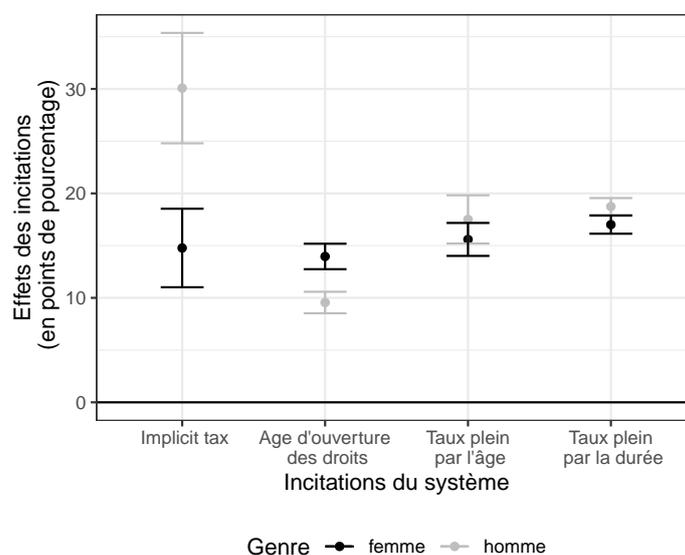
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

NOTE : Chaque colonne correspond à l'estimation d'un modèle. *Accrual*, *Implicit tax* et *Peak value* font référence à l'indicateur utilisé pour l'incitation financière du système. *Femmes* indique que l'équation a été estimée sur la population féminine et *Hommes* sur la population masculine. *Maladie*, *Invalidité* et *Chômage* sont des indicatrices égales à 1 pour les individus ayant validé des droits à pension au titre de la maladie, l'invalidité ou le chômage, respectivement, et à 0 sinon; *Carrière médiane* et *Carrière longue* indiquent l'appartenance aux 2ème et 3ème terciles du nombre de trimestres validés à 40 ans. Le nombre d'observations correspondant à la spécification avec l'*implicit tax* est inférieur à celui correspondant aux deux autres spécifications car l'*implicit tax* n'est pas défini pour les individus dont le revenu est nul (division par 0).

CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 ou 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi à la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

GRAPHIQUE 3.2 : Effets marginaux des incitations du système, par genre



CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 ou 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

du système. Nous réservons ces travaux à de futures recherches, faute de données disponibles.

Les populations des femmes d'une part et des hommes d'autre part ne sont pas homogènes : les effets des incitations du système dépendent des caractéristiques individuelles des affiliés. Pour modéliser cette hétérogénéité, nous construisons plusieurs classes d'individus selon leurs caractéristiques et faisons interagir ce terme avec les termes d'incitation dans le modèle en forme réduite. Autrement dit, nous modélisons le fait que les incitations ont un effet différent sur les individus, selon leurs caractéristiques.

Notre construction des classes d'individus, éclairée par l'utilisation des forêts aléatoires, est détaillée en annexe 3.C. Nous distinguons cinq classes pour les femmes et trois pour les hommes (graphique 3.3). La séparation des individus selon qu'ils sont nés en 1946 ou avant traduit la possibilité de bénéficier d'une surcote dès 60 ans ou non. La règle sur les revenus concerne le revenu cumulé à 50 ans. Il reflète à la fois le fait d'avoir eu une carrière complète ou non, avec une progression salariale forte ou non, ce qui peut traduire, d'une part, la potentielle nécessité de rester sur le marché du travail pour atteindre un niveau de pension suffisant ou, d'autre part, la bonne intégration sur le marché du travail permettant de prolonger l'activité. Les seuils des règles de décision s'avèrent être proche du premier quartile et du premier décile de la distribution de la variable pour les femmes et du premier quartile de la distribution de la variable pour les hommes. Nous distinguons les femmes à faibles revenus selon qu'elles ont eu au moins trois enfants ou non. C'est le fait d'avoir une

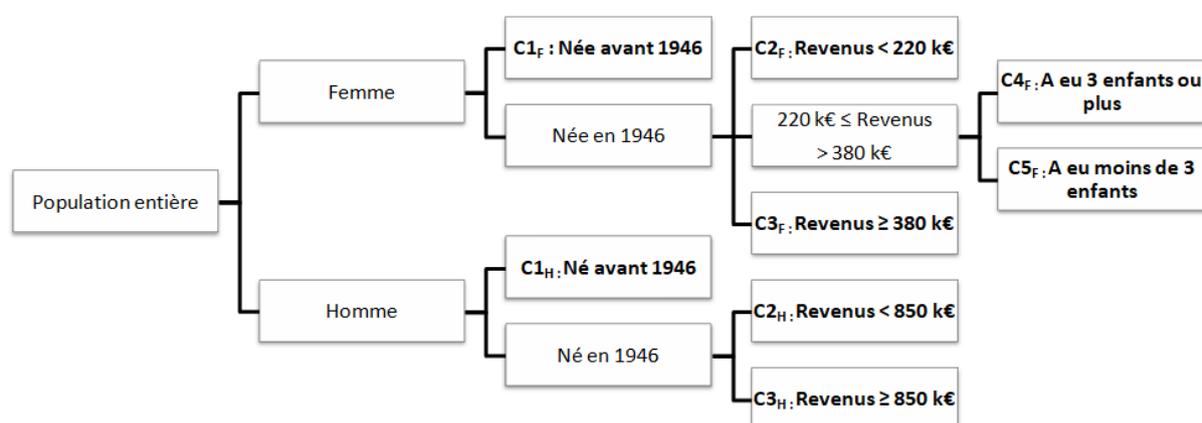
carrière moins complète (car interrompue, même partiellement), conséquence d'avoir eu au moins trois enfants, qui pourrait expliquer que les femmes se maintiennent sur le marché du travail et choisissent de surcoter pour atteindre un niveau de pension satisfaisant. Les caractéristiques moyennes à la liquidation pour chaque classe sont présentées en annexe 3.B (tableaux 3.B.1 et 3.B.2).

Nous estimons alors le modèle suivant :

$$P(Y_{it} = 1 | SSW_{it}, FI_{it}, FR_{it}, X_{it}) = P(\alpha_1 SSW_{it} + \sum_C \alpha_2^C FI_{it} D_{iC} + \alpha_3^C FR_{it} D_{iC} + \alpha_4 X_{it} < \varepsilon_{it}) \quad (3.7)$$

où D_{iC} est égal à 1 si l'individu i appartient à la classe C .

GRAPHIQUE 3.3 : Classes d'individus



NOTE : Les revenus sont les revenus cumulés à 50 ans. Les valeurs monétaires sont exprimées en euros de 2020. Pour les femmes, 220 k€ de revenu cumulé à 50 ans correspond environ au premier décile de la distribution des revenus cumulés à 50 ans sur l'ensemble de la population féminine et 380 k€ au premier quartile. Pour les hommes, 850 k€ correspond environ au premier quartile de la distribution des revenus à 50 ans dans la population masculine.

CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 ou 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

Le graphique 3.4 présente les effets marginaux des incitations du système de retraite sur le départ à la retraite, par classe de femmes. Pour les femmes nées en 1946, à revenu modéré ou fort et celles à faibles revenus ayant eu moins de trois enfants (classes C3 et C5, respectivement), l'effet des incitations financières sur la retraite n'est pas significativement différent de 0. Il est beaucoup plus fort pour les femmes à très faibles revenus (classe C2) et celles à faibles revenus ayant au moins trois enfants (classe C4) : une augmentation de 100 % de la taxe implicite augmente de 80 % et de 18 % leur probabilité de retraite, respectivement. Pour les femmes de la classe C2, nous pensons que c'est à l'atteinte du minimum contributif sans

décote qu'elles sont sensibles puisque sur les données observées 80 % d'entre elles en sont bénéficiaires (tableau 3.B.1, annexe 3.B). Pour ces dernières, l'âge d'ouverture des droits et l'atteinte du taux plein par la durée n'ont d'ailleurs pas d'effet significatif sur leur probabilité de retraite. Cette dernière incitation joue un rôle plus fort dans la décision de retraite pour les femmes à revenus modérés et forts puisque la probabilité de partir à la retraite augmente de 17 % à l'atteinte du taux plein par la durée. Parmi les femmes à faibles revenus (classes C4 et C5), l'âge d'ouverture des droits joue davantage dans la décision de départ pour les femmes qui ont moins de trois enfants que pour les autres. À l'inverse, l'atteinte du taux plein par l'âge compte davantage pour celles qui ont au moins trois enfants que pour les premières. Nous pensons que c'est la moindre acquisition des droits à retraite des femmes à faibles revenus ayant eu au moins trois enfants (tableau 3.B.1, annexe 3.B) qui les rend plus sensibles à l'atteinte de l'âge d'annulation de la décote.

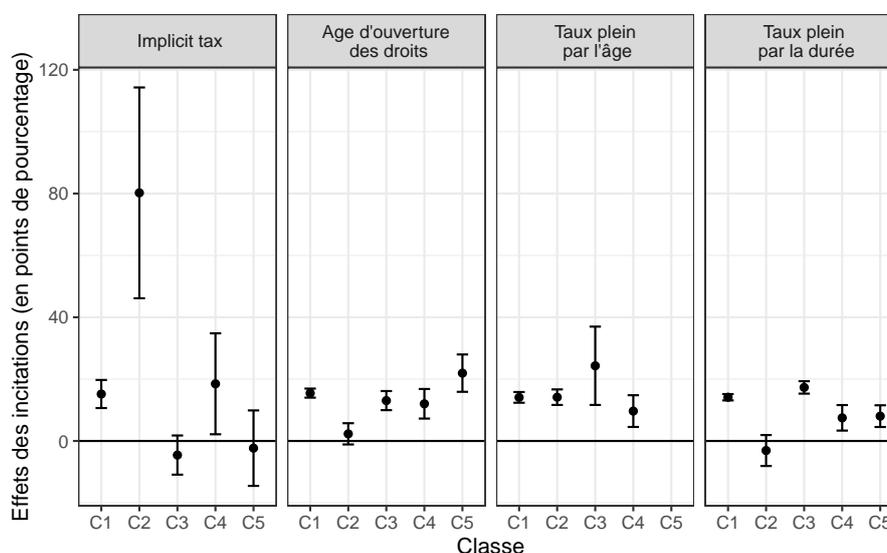
Pour les hommes, les effets marginaux des incitations du système sont présentés par classe dans le graphique 3.5. Pour les hommes nés en 1946, les incitations financières jouent fortement dans la décision de départ des hommes à revenus modérés et forts (classe C3) tandis que leur effet n'est pas significativement différent de 0 pour les hommes ayant de faibles revenus (classe C2). Pour les premiers, une augmentation de 100 % de la taxe implicite augmente leur probabilité de départ de 115 %. Les effets de l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits et du taux plein par la durée ne sont pas significativement différents entre les deux classes des hommes nés en 1946. L'atteinte du taux plein par l'âge augmente la probabilité de retraite des hommes à faibles revenus de 9 % tandis qu'il n'est pas significativement différent de 0 pour les hommes à revenus modérés et forts.

Finalement, la comparaison des classes d'individus à revenus modérés et forts des femmes d'une part et des hommes d'autre part nous apprend que pour des individus dont les carrières sont peu heurtées, les incitations financières jouent un rôle dans la décision de départ des hommes tandis que son effet n'est pas significativement différent de zéro pour les femmes, confirmant les résultats observés dans l'analyse de la partie 4.

Par ailleurs, la décision de retraite n'est pas uniforme au sein des populations des femmes d'une part et des hommes d'autre part. Les populations que l'on identifie usuellement comme les plus fragiles n'apparaissent ainsi pas homogènes vis à vis de la décision de retraite. En effet, les incitations financières jouent un rôle plus important pour les femmes à très faibles revenus que pour les femmes à faibles revenus ayant eu au moins trois enfants⁴⁵, tandis que c'est l'inverse pour l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits. Une piste d'explication serait que les femmes à faibles revenus ayant au moins trois enfants fassent davantage entrer des considérations familiales dans leur décision de retraite, comme partir

⁴⁵La différence mesurée dans notre échantillon n'est cependant pas significative.

GRAPHIQUE 3.4 : Effets marginaux des incitations du système, par classe, pour les femmes



NOTE : La classe C1 correspond aux femmes nées avant 1946. Pour les femmes nées en 1946, la classe C2 correspond aux très faibles revenus (< premier décile de revenus cumulés à 50 ans), la classe C3 aux revenus moyens et forts (\geq premier quartile), la classe C4 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant au moins trois enfants et la classe C5 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant moins de trois enfants.

L'effet marginal de l'atteinte du taux plein par l'âge sur la probabilité de retraite n'est pas représenté sur le graphique pour la classe C5 car dans le cas contraire, celui-ci étant significativement différent de 0 avec un très grand intervalle de confiance, il aurait rendu le graphique illisible.

CHAMP : Femmes nées en 1934, 1938, 1942 ou 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

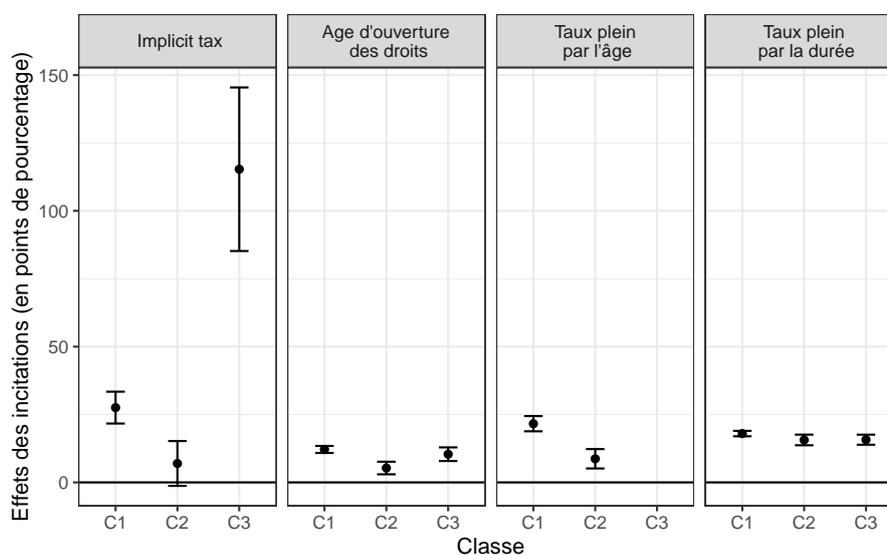
à la retraite pour garder ses petits-enfants. Faute de données disponibles pour l'instant, nous réservons ces développements à de futures recherches.

6.2 Analyses contrefactuelles

Afin de mesurer l'effet différencié selon le genre de la réforme de 2003, en prenant simultanément considération des caractéristiques de carrière différentes et des arbitrages différents quant à la décision de retraite, nous comparons le SSW des individus à celui qu'ils auraient eu si la réforme de 2003 n'avait pas eu lieu. Le SSW a l'avantage de tenir compte à la fois du montant de la pension de retraite (et ainsi les différences de carrière) et de l'âge de départ à la retraite (et ainsi les différences de décision de départ). Les changements de pension dus à la mise en place de la réforme sont intégrés *via* la modification des barèmes de calcul de la pension et les changements d'âge de départ *via* les équations de comportement de départ estimées précédemment⁴⁶.

⁴⁶Dans cette partie nous nous concentrons sur les effets liés à l'âge de liquidation des droits à la retraite. Nous avons conduit des analyses similaires pour l'âge de départ à la retraite. Cependant, nos estimations d'âge

GRAPHIQUE 3.5 : Effets marginaux des incitations du système, par classe, pour les hommes



NOTE : La classe C1 correspond aux hommes nés avant 1946. Pour les hommes nés en 1946, la classe C2 correspond aux revenus faibles (< premier décile de revenus cumulés à 50 ans) et C3 aux revenus modérés et forts (\geq premier quartile).

L'effet marginal de l'atteinte du taux plein par l'âge sur la probabilité de retraite n'est pas représenté sur le graphique pour la classe C3 car dans le cas contraire, celui-ci étant significativement différent de 0 avec un très grand intervalle de confiance, il aurait rendu le graphique illisible.

CHAMP : Hommes nés en 1934, 1938, 1942 ou 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

Comme la réforme de 2003 présente plusieurs caractéristiques, principalement la mise en place de la surcote et l'allongement de la durée de référence pour le taux de proratisation, nous réalisons cinq scénarios contrefactuels. Dans un premier scénario (*i*) nous considérons l'ensemble de la réforme de 2003 et dans les quatre autres nous ne faisons que neutraliser à chaque fois un dispositif de la réforme, à savoir (*ii*) l'augmentation de la durée de référence du coefficient de proportionnalité d'une part et (*iii*) le dispositif de décote/surcote – pris dans son ensemble puis (*iv*) uniquement la décote et (*v*) uniquement la surcote – d'autre part. Nous sommes conscients que la décision de partir à la retraite a changé à la suite de la réforme de 2003 mais également du fait de l'évolution des dispositifs de retraite anticipée, qui ont progressivement disparu à partir des années 2000. Ici, nous ne prenons en considération que la réforme de 2003 et laissons la législation sur la retraite anticipée évoluer comme observé. À l'inverse, la réforme de 2003, en incitant les individus à retarder leur départ, a peut-être augmenté le nombre de personnes prenant leur retraite pour cause

de départ ne permettant pas d'obtenir des résultats aussi précis que nécessaires, la lecture des résultats est complexifiée. En effet, la comparaison des SSW souffre du fait que ces derniers sont calculés à des âges légèrement différents de ceux observés; âges auxquels les niveaux de SSW varient plus fortement sous l'effet d'une modification réglementaire qu'à ceux observés.

d'invalidité ou de chômage, ce que nous ne prenons pas en compte.

Le tableau 3.6 présente la variation de SSW induite par le changement de législation du scénario contrefactuel considéré, selon les caractéristiques des individus. Pour chaque scénario contrefactuel, la variation de SSW est présentée à âge de départ à la retraite inchangé, d'une part, et pour un âge de départ prédit, d'autre part. L'âge inchangé est l'âge observé dans les données. Le scénario avec l'âge prédit mobilise l'équation (3.7) estimée sur les données observées (avec réforme 2003) et utilise les coefficients pour prédire le départ à la retraite des individus, étant données les incitations qu'ils ont reçues dans le système actuel ou les incitations fictives qu'ils auraient reçues du système de retraite si la réforme n'avait pas eu lieu⁴⁷. Formellement on a :

$$\begin{aligned}\Delta SSW_{age_inch} &= SSW_{post_ref}(age_obs) - SSW_{pre_ref}(age_obs) \\ \Delta SSW_{age_pred} &= SSW_{post_ref}(age_post_ref) - SSW_{pre_ref}(age_pre_ref)\end{aligned}$$

Si les individus n'avaient pas ajusté leur âge de départ à la retraite, la réforme aurait globalement eu un impact positif de 1,4 % sur le SSW moyen des femmes et de 1,6 % sur le SSW moyen des hommes. Cet impact positif s'explique par la mise en place de la surcote et la réduction de la décote. Les personnes qui cotisent des trimestres au-delà de l'âge du taux plein voient leur pension majorée alors que ce n'était pas le cas avant la réforme, tandis que les personnes qui partent à la retraite avant d'atteindre le taux plein sont moins pénalisées qu'avec l'ancien taux de décote. Le gain de SSW moyen découlant de la modification du barème de décote / surcote s'élève à 1,8 % pour les femmes et 1,7 % pour les hommes (+1,5 % et +1,6 % sur le SSW moyen avec la mise en place de la surcote et +0,2 % et +0,1 % sur le SSW moyen avec la modification de la décote, pour les femmes et les hommes, respectivement). Ce gain est amoindri par l'augmentation de la durée de référence du coefficient de proratisation. En effet, l'augmentation de cette durée de référence, qui joue au dénominateur de la formule de calcul des pensions, contribue à réduire le SSW moyen des individus, de 0,4 % pour les femmes et de 0,2 % pour les hommes.

L'effet de la réforme est d'ampleur différente selon les caractéristiques des individus. Pour les femmes de la classe C2 (femmes à très faibles revenus) la variation du SSW moyen est négative (-2,1 %). Les femmes de cette catégorie subissent plus fortement que les autres l'augmentation du coefficient de proratisation. En effet, elles n'ont en moyenne validé que 30 années de cotisation sur les 39 requises (tableau 3.B.1, annexe 3.B) donc l'augmentation du dénominateur du coefficient de proratisation est entièrement traduit par une baisse du

⁴⁷ Afin de se prémunir de prendre en compte les erreurs de prédiction de notre modèle de comportement de départ dans la mesure des effets de la réforme, nous recalculons un âge prédit dans la situation de référence (celle avec la législation actuelle) pour le comparer à l'âge prédit dans la situation contrefactuelle.

montant de leur retraite, diminuant *in fine* de 2,5 % leur SSW moyen. Cette baisse n'est que faiblement compensée par la diminution du taux de décote : leur SSW moyen augmente de 0,4 % consécutivement à cette modification du barème. Ces femmes n'étant pas éligibles à la surcote, ne bénéficient pas de sa mise en place (variation nulle du montant de SSW moyen). Pour les femmes de la classe C3 (femmes à revenus moyens et forts), l'augmentation du SSW moyen atteint 1,9 %. Ces dernières bénéficient quasiment pleinement de la modification du barème de décote / surcote car l'augmentation de la durée de référence dans le coefficient de proratisation les pénalise peu (-0,1 %). En effet, ces dernières partent à la retraite avec une moyenne de 43 années validées (tableau 3.B.1, annexe 3.B) soit davantage que la durée requise. Peu concernées par la décote, la diminution du taux de cette dernière augmente leur SSW moyen de 0,1 %. La mise en place de la surcote leur profite à hauteur de 1,9 % sur le SSW moyen. Les femmes à faibles revenus (classes C4 et C5) sont peu nombreuses à être éligibles à une surcote (elles ont, en moyenne, validé 36 et 40 années de cotisation). Parmi celles-ci, les femmes ayant eu trois enfants ou plus ont des carrières moins complètes. Elles sont à la fois davantage pénalisées par l'augmentation de la durée requise pour le coefficient de proratisation (-1,3 % contre -0,5 % pour celles ayant moins de trois enfants) et bénéficient davantage de la diminution du taux de décote (+1,7 % contre +0,9 % pour celles ayant moins de trois enfants). En cumulé et à âge de retraite inchangé, leur SSW moyen augmente de 0,4 % comme celui des femmes ayant eu moins de trois enfants.

Parmi les hommes, seuls ceux ayant les revenus les plus faibles (classe C2) sont impactés par la réforme du coefficient de proratisation (de -0,5 % sur leur SSW moyen), les autres ayant déjà en moyenne validé plus d'annuités que la durée requise (tableau 3.B.2 annexe 3.B). Cependant, ces premiers bénéficient également davantage de la modification du barème de décote / surcote (leur SSW moyen augmente de 1,8 % contre 1,5 % pour les hommes à faibles revenus). Ainsi, au total et à âge inchangé, les hommes à faibles revenus voient leur SSW moyen augmenter de 0,9 % du fait de la réforme de 2003 et ceux à revenus moyens et forts de 1,8 %.

La lecture des résultats est en partie modifiée lorsque l'on prend en compte la réponse comportementale des individus à la réforme. La variation de SSW résultant de ces analyses peut être décomposée en deux contributions : la variation de la période passée à la retraite et la variation du niveau de pension. L'âge de départ à la retraite détermine la durée passée à la retraite. La prise en compte de la modification du barème fait varier, toutes choses égales par ailleurs, le montant de la pension *via* la valorisation ou la pénalisation d'un stock inchangé de droits validés pour la retraite⁴⁸. Enfin, la variation du montant de la pension prend en

⁴⁸Au niveau individuel, la variation de la pension à un âge donné peut être approchée par la variation de SSW à un âge inchangé. Cela correspond à l'exercice analogue à celui conduit pour la première partie de nos résultats (tableau 6, colonnes à âge inchangé).

compte le calcul de la pension à deux âges différents. Ainsi, à législation inchangée, un recul de l'âge de retraite contribue à une hausse de la pension avec l'acquisition de droits pendant l'année supplémentaire sur le marché du travail⁴⁹. Les deux contributions à la variation du SSW (la variation d'âge et la variation de pension) sont présentées dans le tableau 3.B.4 en annexe 3.B). Au global, nous mesurons que le SSW moyen des femmes augmente de 1,6 % et celui des hommes de 1,7 % des suites de la mise en place de la réforme de 2003. Comme présenté dans le tableau 3.B.3, annexe 3.B, la conclusion d'une augmentation du SSW moyen très légèrement plus faible pour les femmes par rapport aux hommes est robuste aux différentes spécifications du modèle de comportement de départ utilisées⁵⁰.

La décision des individus diffère d'une catégorie à l'autre selon que ces individus sont confrontés à des incitations plus ou moins fortes et qu'ils réagissent plus ou moins fortement à ces incitations. Les incitations financières moyennes auxquelles sont confrontés les individus selon leurs caractéristiques sont présentées dans les graphiques 3.B.4 et 3.B.5 en annexe 3.B. Les différentiels de réactions aux incitations du système de retraite sont présentés dans les graphiques 3.4 et 3.5.

Les femmes de la classe C2 (très faibles revenus), qui réagissent fortement aux incitations financières (graphique 3.4), sont confrontées à de très fortes variations de ces incitations à l'âge d'annulation de la décote qui est de 65 ans (graphique 3.B.4, annexe 3.B). En effet, ces femmes dont les droits à retraite sont faibles, deviennent, à cet âge, éligibles au minimum contributif et la décote ne s'applique plus : sur données observées, 80 % d'entre elles sont bénéficiaires du minimum contributif (tableau 3.B.1, annexe 3.B). La diminution du taux de décote, en leur octroyant une moindre pénalisation de leur droits à la retraite a pour effet de les faire anticiper leur départ. Cette anticipation est néanmoins de faible ampleur car la réforme de 2003 ne modifie pas l'âge légal d'atteinte du taux plein (tableau 3.B.4, annexe 3.B). Elles pâtissent finalement d'une diminution de leur SSW moyen de 1,9 %, qui est légèrement moindre que celle de la situation où elle n'auraient pas modifié leur âge de liquidation.

Pour les femmes de la classe C3, les incitations financières n'ont pas un rôle significatif dans leur décision de départ à la retraite (graphique 3.4). L'atteinte de l'âge du taux plein

⁴⁹Dans un système actuariellement neutre au niveau individuel, le barème est construit de telle sorte que la perte de SSW liée à une année supplémentaire sur le marché du travail est exactement compensée par la valorisation des droits supplémentaires acquis pendant cette année additionnelle. La législation en vigueur dans le cadre de notre analyse est néanmoins celle d'un système de retraite sous-actuariel, notamment pour les hommes dont l'espérance de vie à 60 ans est moindre que celle des femmes (Briard and Mahfouz, 2011).

⁵⁰Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous conduisons la même analyse en choisissant, pour la modélisation de la décision de départ à la retraite, d'utiliser successivement les variables d'incitation financière *accrual*, *implicit tax* et *peak value*, dans des spécifications successivement logistique et linéaire, avec et sans variables de contrôle, avec et sans ajout d'une variable de classe permettant de prendre en compte un effet de niveau dans les probabilités de départ, en complément de l'interaction de cette variable avec les variables d'incitation du système de retraite.

joue, par contre, un rôle plus important que pour l'ensemble des autres classes de femmes. Or, l'augmentation de la durée de référence du coefficient de proratisation par la réforme a pour effet de diminuer le taux de liquidation de leur pension. Pour atteindre une pension servie entièrement ces femmes repoussent donc leur âge de liquidation. Ces femmes ayant déjà validé, en moyenne, le nombre de trimestres nécessaires pour le taux plein (tableau 3.B.1, annexe 3.B), la réforme de 2003 permet à la plupart de partir au taux plein au même âge (dès l'ouverture des droits soit 60 ans). L'augmentation de leur âge de liquidation moyen est faible et ces femmes bénéficient d'une augmentation moyenne de leur SSW de 2,0 %, légèrement supérieure à celle dont elle auraient bénéficié sans modification de leur âge de liquidation.

Les incitations financières interviennent de façon significative dans la décision de retraite des femmes à faibles revenus ayant eu au moins trois enfants (graphique 3.4). La réforme des retraites de 2003 a réduit la subvention implicite dont bénéficiaient ces femmes avant l'âge de 65 ans (graphique 3.B.4, panel (b), annexe 3.B), les conduisant à repousser leur âge de départ à la retraite de 0,2 mois en moyenne. Elles bénéficient de plus de la moindre pénalisation de leurs trimestres de décote, qui sont nombreux, au vu de leurs carrières incomplètes (tableau 3.B.1, annexe 3.B). Du fait du décalage de leur âge de liquidation, la réforme de 2003 contribue à augmenter leur SSW moyen de 2,7 %.

Pour les femmes à faibles revenus ayant eu moins de trois enfants, c'est l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits qui explique, plus que pour les autres femmes, leur décision de départ à la retraite. Sur données observées, c'est d'ailleurs le cas pour 27 % d'entre elles, contre 18 % pour les femmes ayant les mêmes niveaux de revenu mais trois enfants ou plus (tableau 3.B.1, annexe 3.B). Comme elles ont de faibles durées validées, la modification du barème de décote / surcote réduit la taxe implicite qu'elles subissent après l'âge d'atteinte du taux plein (qui concerne quand même près d'un quart d'entre elles sur données observées, tableau 3.B.1, annexe 3.B). Cela explique qu'elles avancent leur départ à la retraite de 0,1 mois en moyenne. Ceci se traduit par une augmentation de leur SSW moyen, du fait de la mise en place de la réforme de 2003, de 0,8 %.

De façon cohérente avec les résultats des analyses précédentes, nous trouvons que les hommes modifient davantage que les femmes leur âge de liquidation. Les hommes à faibles revenus (classe C2), qui font principalement intervenir l'âge d'atteinte du taux plein par la durée dans leur décision de départ (graphique 3.5), décalent leur âge de liquidation du fait de l'augmentation de la durée de référence du coefficient de proratisation. Cela se traduit par une augmentation du SSW moyen de 1,4 % contre 0,9 % dans le scénario à âge inchangé car la période de retraite en moins est plus que compensée par l'acquisition de davantage de droits à retraite. Les hommes de la classe C3 repoussent également leur départ à la retraite,

des suites de la mise en place de la réforme de 2003. Ils partent en effet en moyenne 0,5 mois plus tard que si la réforme de 2003 n'avait pas eu lieu (tableau 3.B.4, annexe 3.B). La modification du barème de décote / surcote, ne leur permet finalement de ne bénéficier, en moyenne, que de la même augmentation de SSW que s'ils n'avaient pas modifié leur âge de départ à la retraite (1,8 %).

Nos spécifications nous permettent bien de modéliser le fait que les individus qui ont de faibles durées validées sont moins pénalisés par la décote du fait de la réforme et décident pour une moindre diminution de leur pension de retraite, d'avancer leur départ (tableau 3.B.4, annexe 3.B), conformément aux résultats de (Bonnet *et al.*, 2006b). Ainsi, les femmes à très faibles revenus et celles à faibles revenus ayant au moins trois enfants, qui s'avèrent être celles qui font intervenir les incitations financières dans leur décision de départ, sont celles qui anticipent le plus leur âge de liquidation.

Par contre, notre modélisation des réactions comportementales des individus à la mise en place d'une surcote ne nous apparaît pas tout à fait crédible. En effet, nous trouvons que la mise en place de la surcote a conduit les individus à anticiper leur âge de liquidation. L'effet est plus fort pour les catégories d'individus ayant des revenus modérés et forts, autrement dit ceux pouvant majoritairement bénéficier d'une surcote du fait de leurs carrières complètes. Nous pourrions faire l'hypothèse que ces anticipations correspondent à l'atteinte d'un niveau de pension satisfaisant à un âge plus faible que dans une situation dans laquelle la surcote n'aurait pas existé. Cependant, cela n'est pas cohérent avec les résultats de la partie 4 ni avec la théorie sur laquelle nous avons appuyé notre modélisation des comportements de départs (incitation à repousser l'âge de liquidation du fait de la baisse de la taxe implicite à rester sur le marché du travail au-delà du taux plein). Il est donc possible que puisque la surcote n'a pas encore terminé sa montée en charge pour les générations que nous étudions, ces dernières ne reçoivent pas d'incitation assez forte nous permettant de modéliser une réaction fiable.

Ces enseignements sont robustes aux différentes spécifications que nous avons utilisées pour modéliser les comportements de départ. L'ajout d'une variable de classe pour prendre en compte un effet de niveau en plus de l'effet différencié des incitations financières sur la probabilité de départ augmente légèrement le différentiel de gain de SSW des hommes par rapport à celui des femmes, même si cet enseignement n'est pas homogène selon la variable d'incitation financière utilisée. Le fait de neutraliser les variables de contrôle ne change pas non plus le sens des résultats ni la hiérarchie en termes de variation de SSW entre les différentes classes. L'utilisation des modèles linéaires donne des résultats similaires à ceux issus de l'utilisation des modèles logistiques excepté pour deux spécifications avec la

variable *peak value* et une avec la variable *implicit tax* dans lesquelles les hommes à faibles revenus bénéficient d'un plus fort gain de SSW que leurs homologues à revenus modérés et forts.

Pour résumer, nous observons que la réforme des retraites de 2003, qui s'applique indifféremment à des individus dont les caractéristiques sont différentes, conduit à un traitement différencié de ces individus. En particulier, les femmes à très faibles revenus subissent une baisse de leur SSW. Étant données leur carrières incomplètes, qui définissent aussi les incitations qu'elles reçoivent du système, la réforme de 2003 a eu pour impact de diminuer leurs droits à retraite de 1,9 %. La moindre pénalisation de leurs trimestres de décote d'une part et l'anticipation de leur âge de liquidation d'autre part ne leur permettent en effet pas de compenser les effets néfastes du changement de barème sur le montant de leurs droits à retraite. Elles étaient déjà nombreuses à attendre l'âge d'annulation de la décote pour pouvoir bénéficier du minimum contributif, aspect inchangé par la réforme de 2003. À l'opposé, les femmes à faibles revenus ayant au moins trois enfants, qui sont également sensibles aux incitations financières du système, repoussent leur liquidation à l'âge d'annulation de la décote avant lequel elles bénéficient d'une moindre subvention implicite. Cumulé au bénéfice d'un moindre taux de décote qui leur permet une moindre pénalisation de leurs trimestres manquants pour le taux plein, elles bénéficient d'une augmentation de leur SSW moyen de 2,7 %. Le bilan se situe à mi-chemin pour les autres affiliés, selon qu'ils peuvent et choisissent de profiter des bénéfices de la surcote ou non, de tirer profit de la moindre pénalisation par la décote, ou dont le départ à la retraite est de toute façon choisi en fonction d'un âge légal (notamment l'âge d'annulation de la décote pour pouvoir bénéficier du minimum contributif).

Au global, les femmes bénéficient d'une augmentation de leur SSW moyen de 1,6 %, ce qui traduit une augmentation de 4 900 euros de 2020 et les hommes une augmentation de 1,7 %, qui traduit une augmentation de 6 100 euros de 2020, étant donnés leurs SSW moyens respectifs. Ces résultats, comparables en termes d'ampleur ne nous permettent pas de conclure à un traitement plus favorable de l'une de ces deux populations⁵¹.

⁵¹Ce dernier point est d'autant plus vrai que notre population d'analyse n'est pas représentative de l'ensemble des retraités français. Elle exclut majoritairement des femmes à très faible pension (partie 3).

TABLEAU 3.6 : Variation de SSW par scénario et par caractéristique (en %)

	Effectifs	(i) Réforme globale		(ii) Durée CP		(iii) Décote/surcote		(iv) Décote		(v) Surcote		
		Âge inchangé	Âge prédit	Âge inchangé	Âge prédit	Âge inchangé	Âge prédit	Âge inchangé	Âge prédit	Âge inchangé	Âge prédit	
Femmes	1740	1,4	1,6	-0,4	0,7	1,8	0,0	0,2	0,5	1,5	-1,3	
Hommes	2114	1,6	1,7	-0,2	0,5	1,7	0,0	0,1	1,0	1,6	-0,2	
Femmes	C2	132	-2,1	-1,9	-2,5	-0,2	0,4	-1,6	0,4	-0,1	0,0	-10,1
	C3	1366	1,9	2,0	-0,1	0,7	2,0	0,5	0,1	0,6	1,9	0,4
	C4	117	0,4	2,7	-1,3	1,7	1,7	-2,2	1,0	0,7	0,7	-8,0
	C5	125	0,4	0,8	-0,5	-0,1	0,9	-1,5	0,5	-0,9	0,4	-3,9
Hommes	C2	499	0,9	1,4	-0,5	0,5	1,5	-1,2	0,3	-0,5	1,2	-1,7
	C3	1615	1,8	1,8	0,0	0,5	1,8	0,3	0,1	1,5	1,7	0,3

NOTE : Âge inchangé signifie que le SSW est calculé pour l'individu avec la législation en vigueur dans le scénario considéré sans qu'il ait pu modifier son comportement de départ. Âge prédit permet à l'individu de modifier son comportement de départ face au changement de législation. Nous modélisons les comportements de départ grâce à un modèle logistique, dans lequel la variable d'incitation financière est l'*implicit tax* et nous prenons en compte des effets d'interaction entre les variables d'incitations du système de retraite et la classe à laquelle appartiennent les individus.

Pour les femmes, la classe C2 correspond aux très faibles revenus (< premier décile de revenus cumulés à 50 ans), la classe C3 aux revenus moyens et forts (≥ premier quartile), la classe C4 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant au moins trois enfants et la classe C5 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant moins de trois enfants. Pour les hommes, la classe C2 correspond aux revenus faibles (< premier quartile de revenus cumulés à 50 ans) et C3 aux revenus modérés et forts (≥ premier quartile).

Le montant moyen de SSW au moment de la retraite est de 310 000 euros de 2020 pour les femmes nées en 1946 et de 360 000 euros de 2020 pour les hommes nés en 1946. Une variation de 1,6 % de SSW pour les femmes équivaut donc à une augmentation de 4 900 euros de 2020 de leur équivalent patrimonial de droits à la retraite et une augmentation de 1,7 % de SSW équivaut à une hausse de 6 100 euros de 2020 pour les hommes.

CHAMP : Individus nés en 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

7 Conclusion

Dans cet article, nous documentons un aspect peu étudié de la littérature sur les inégalités de genre en termes de retraite : les différences de genre quant à la décision de départ à la retraite.

Grâce à une méthodologie inspirée de la différences de différences, nous montrons que parmi les individus éligibles à la surcote, les femmes, qui sont moins nombreuses en proportion que les hommes, retardent moins leur âge de départ à la retraite que leurs homologues masculins pour en bénéficier. Nous proposons une analyse essayant de distinguer les différences découlant des choix des individus de celles provenant de leurs caractéristiques de carrière pour expliquer cette observation. La modélisation de la décision de départ à la retraite nous apprend que pour des carrières équivalentes et confrontés aux mêmes incitations du système de retraite, les femmes et les hommes ne prennent pas les mêmes décisions quant à leur départ à la retraite. Les incitations financières jouent un rôle plus important pour les hommes tandis que l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits est plus importante dans la décision de départ des femmes que dans celle des hommes. Notre évaluation de la réforme de 2003, qui combine les caractéristiques de carrière et les décisions quant au départ à la retraite, ne nous permet finalement pas de conclure à un traitement plus favorable de l'une des deux populations.

Nous mettons en évidence que la population féminine est très hétérogène. En termes de décision de départ à la retraite, les populations que l'on identifie usuellement comme les plus fragiles n'apparaissent pas comme semblables. En effet, les incitations financières jouent un rôle plus important pour les femmes à très faibles revenus que pour les femmes à faibles revenus ayant eu au moins trois enfants, tandis que c'est l'inverse pour l'atteinte de l'âge d'ouverture des droits. Une piste d'explication serait que les femmes à faibles revenus ayant au moins trois enfants fassent davantage entrer des considérations familiales dans leur décision de retraite. En termes de variation de SSW, les différences sont de nouveau très marquées entre ces deux catégories. Les femmes à très faibles revenus, qui sont nombreuses à attendre l'âge d'annulation de la décote pour pouvoir bénéficier du minimum contributif, aspect inchangé par la réforme de 2003, voient leur SSW diminuer du fait de la réforme. À l'opposé, les autres bénéficient d'une moindre pénalisation de leurs trimestres manquants et leur SSW moyen augmente significativement.

Le champ de notre analyse exclut les individus dont nous ne connaissons pas les fins de carrières. Il s'avère que ce sont principalement des femmes à très faibles pensions. Nos analyses concernant la classe des femmes à très faibles revenus semblent indiquer que les affiliées absentes de nos analyses auraient été pénalisées par la mise en place de la réforme

de 2003 en terme de variation de SSW. Cependant, la diminution du taux de décote dans la réforme de 2003 avait pour objectif d'affaiblir la pénalité qu'elles subissaient. Même s'il nous semble cohérent qu'elles soient nombreuses à attendre l'âge d'annulation de la décote qui n'a pas été modifié par la réforme, il est possible que leur absence de notre champ ait conduit à une estimation biaisée de nos modèles de comportement de départ. D'ailleurs, les résultats issus de nos analyses contrefactuelles relatives à la réforme du barème de surcote ne nous semblent pas satisfaisants. Ces résultats mériteraient donc d'être confortés avec la prise en compte de générations plus jeunes ayant bénéficié du barème de décote / surcote une fois monté en charge. Nous prévoyons de mener ces travaux lorsque des données plus récentes seront disponibles.

D'autres raisons, d'ordre plus général, expliquent le fait que cet article ne se prononce pas sur l'équité ou l'iniquité de la réforme de 2003. L'utilisation de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite a l'avantage de prendre en compte à la fois la durée passée à la retraite, le montant de la pension et l'espérance de vie. Cependant, il n'est pas tenu compte de la préférence pour le loisir (dans notre cas, la retraite) des individus. D'ailleurs, si nous avons essayé d'établir le constat d'une différence dans les préférences des individus vis-à-vis de la décision de départ à la retraite, il serait nécessaire de comprendre si ces différences dans les choix tiennent à des considérations familiales, conjugales ou de santé et pourraient être qualifiées de contraintes, tel que déclaré dans l'enquête analysée par [Rapoport \(2006\)](#). En effet, puisque les femmes sont en moyenne plus jeunes que leur conjoint, il est probable qu'elles décident de partir à la retraite dès que possible pour rejoindre leur partenaire retraité ([Hurd, 1990](#)). Les femmes sont peut-être également plus usées que les hommes du fait de leur double carrière (professionnelle et domestique) et décident de partir à la retraite dès qu'elles le peuvent, peu importe les incitations financières du système. Nous réservons ces travaux à de futures recherches.

Annexes

3.A Compléments sur le contexte institutionnel

TABLEAU 3.A.1 : Résumé de la législation mise en œuvre par les réformes de 1993 et 2003, par génération

Génération	Durée requis pour le TP	Durée requis pour le CP	Décote (en %) par trimestre manquant	Nombre d'années pour le SAM
1933 ou avant	150	150	2.5	10
1934	151	150	2.5	11
1935	152	150	2.5	12
1935	153	150	2.5	13
1937	154	150	2.5	14
1938	155	150	2.5	15
1939	156	150	2.5	16
1940	157	150	2.5	17
1941	158	150	2.5	18
1942	159	150	2.5	19
1943	160	150	2.5	20
1944	160	152	2.375	21
1945	160	154	2.25	22
1946	160	156	2.125	23
1947	160	156	2	23
1948	160	156	1.875	23
1949	161	156	1.75	23
1950	162	156	1.625	23
1951	163	156	1.5	23
1952	164	156	1.375	23
1953	165	156	1.25	23

NOTE : TP = taux plein; CP = coefficient de proratisation et SAM = salaire annuel moyen.

SOURCE : Législation, régime général.

TABLEAU 3.A.2 : Surcote par trimestre cotisé au-delà de la durée requise, au régime général

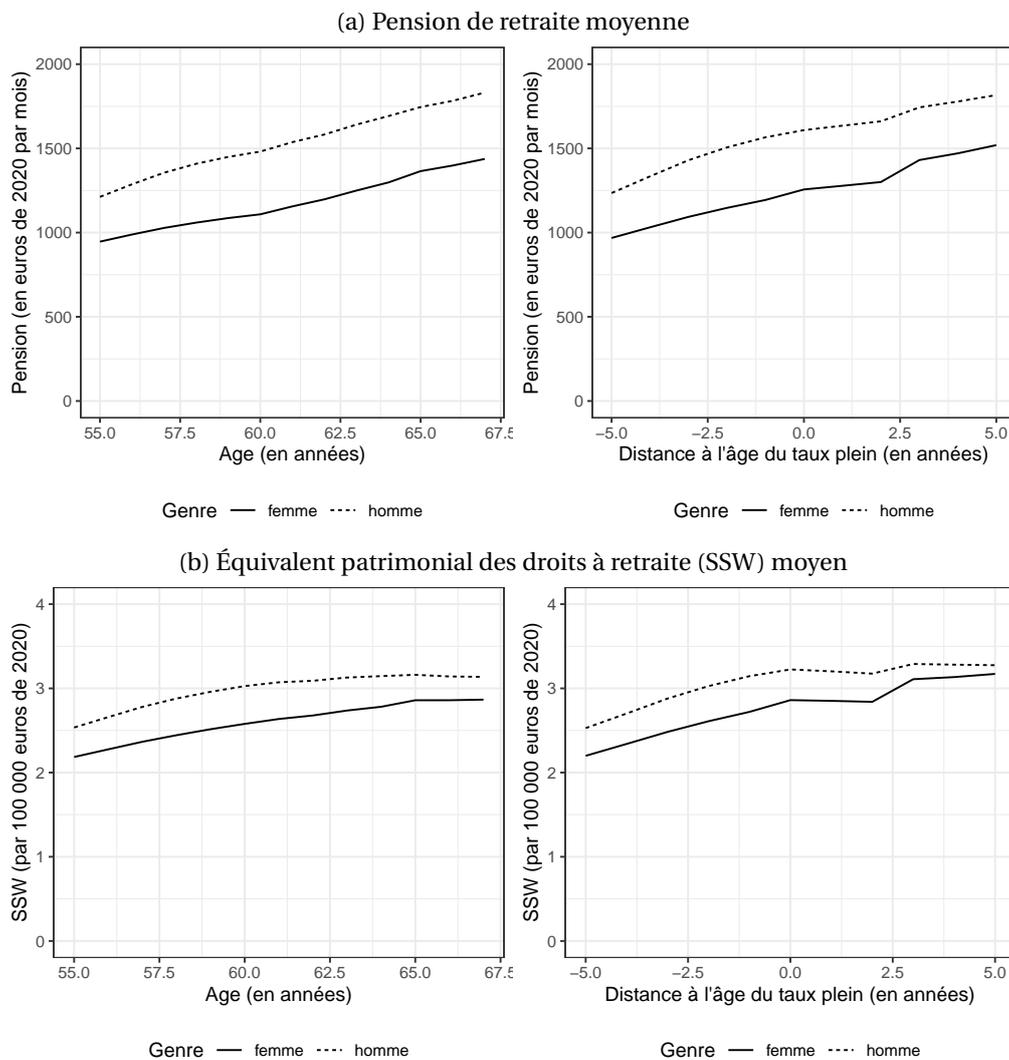
Date d'effet	Avant 01/01/2003	01/01/2003	01/01/2004			01/01/2009
			4 premiers trimestres	à partir de 5 trimestres	à partir de 65 ans	
01/01/2009	0 %	0.75 %	0.75 %	1 %	1.25 %	1.25 %
01/01/2007	0 %	0.75 %	0.75 %	1 %	1.25 %	
01/01/2004	0 %	0.75 %	0.75 %	0.75 %	0.75 %	

LECTURE : Pour une date de législation donnée (la date d'effet, en ligne), la valeur du paramètre dépend de la date de naissance (en ordonnée). La valeur renseignée est valable à partir de la date de naissance, jusqu'à la date suivante. Quand une date de naissance est la dernière renseignée, la valeur du paramètre est considérée comme constante à partir de cette date.

SOURCE : Législation, régime général.

3.B Résultats complémentaires

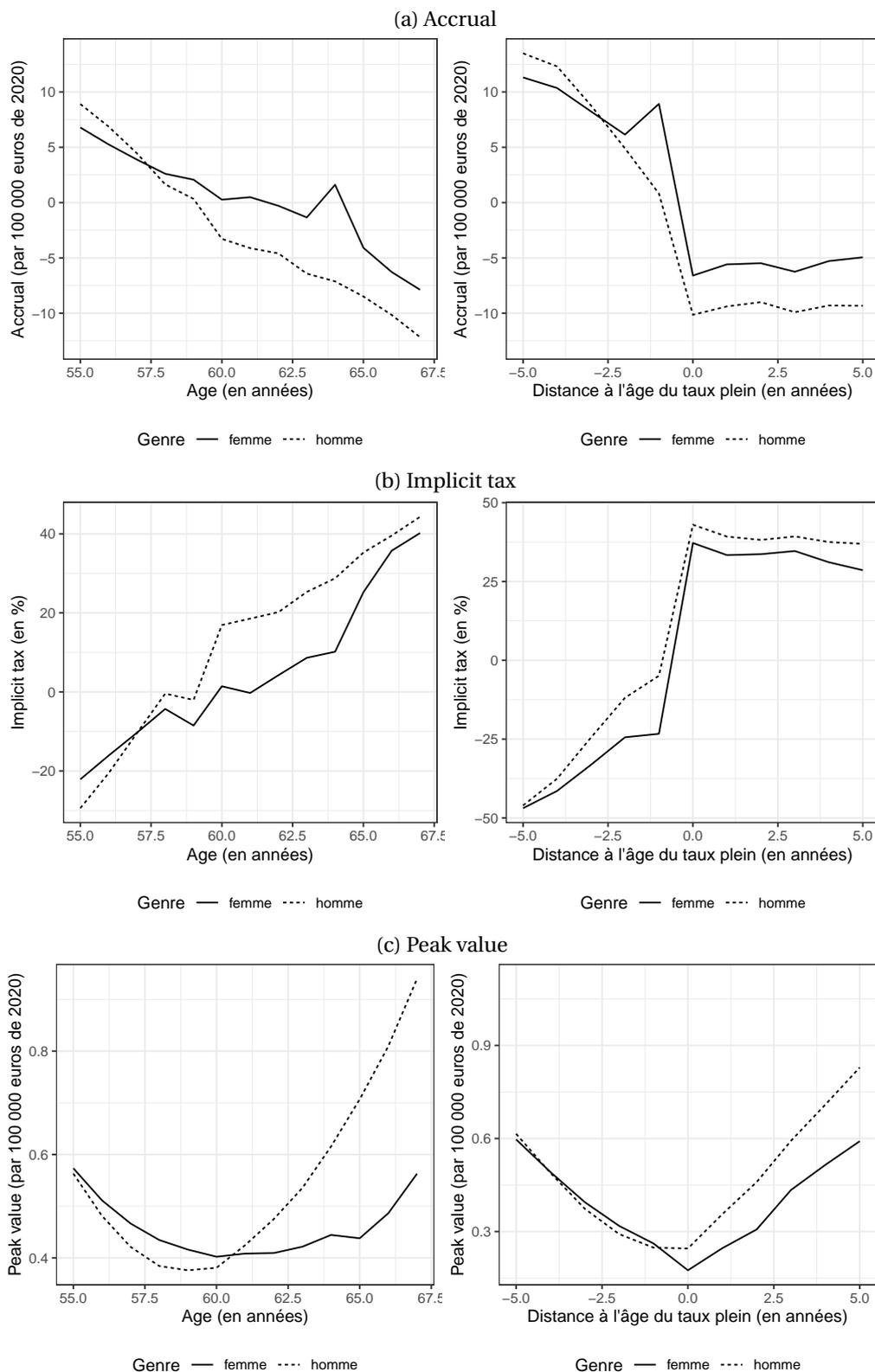
GRAPHIQUE 3.B.1 : Pension et équivalent patrimonial des droits à retraite, par genre



CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 or 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, PENSIPP.

GRAPHIQUE 3.B.2 : Incitations financières, par genre

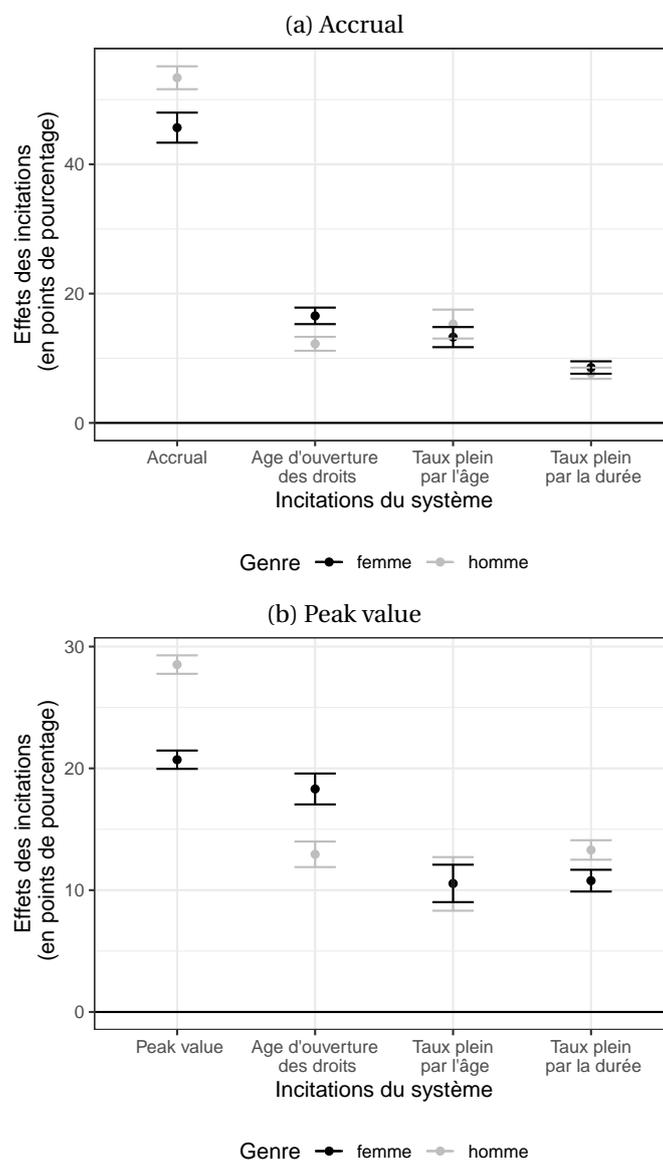


NOTE : L'échantillon est composé des individus pour lesquels il est possible de calculer l'*implicit tax* (c'est à dire les individus dont le salaire est différent de 0).

CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 or 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, PENSIPP.

GRAPHIQUE 3.B.3 : Effets marginaux des incitations du système, par genre



NOTE : L'*accrual* et la *peak value* sont exprimés en centaines de milliers d'euros. Les effets marginaux de l'*accrual* et la *peak value* ont été multipliés par -1 afin de les rendre graphiquement comparables aux autres incitations.

CHAMP : Individus nés en 1934, 1938, 1942 or 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

TABLEAU 3.B.1 : Statistiques descriptives des classes de femmes

	C1	C2	C3	C4	C5
Nombre d'individus	3148	132	1366	117	125
Situation à la retraite					
Âge de la retraite	59.49	62.84	59.45	61.26	60.24
Âge à la liquidation	61.64	64.89	60.85	63.35	62.14
Liquidation au taux plein par l'âge (en %)	5.27	32.58	0.44	10.26	0.8
Liquidation au taux plein par la durée (en %)	24.49	2.27	38.58	13.68	23.2
Liquidation à l'âge d'ouverture des droits (en %)	28.97	7.58	38.43	17.95	27.2
Nombre d'années de cotisation validées	38.33	30	43.45	36.38	39.82
Salaire annuel moyen	15810	9440	20840	12710	11050
Taux de liquidation (en %)	44.37	44.49	49.75	43.94	46.45
Pension mensuelle	900	530	1350	680	740
Bénéficiaires du minimum contributif (en %)	21	80	13	63	74

NOTE : La classe C1 correspond aux femmes nées avant 1946. Pour les femmes nées en 1946, la classe C2 correspond aux très faibles revenus (< premier décile de revenus cumulés à 50 ans), la classe C3 aux revenus moyens et forts (\geq premier quartile), la classe C4 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant au moins trois enfants et la classe C5 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant moins de trois enfants.

CHAMP : Femmes nées en 1946 pour lesquelles on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCE : EIR.

TABLEAU 3.B.2 : Statistiques descriptives des classes d'hommes

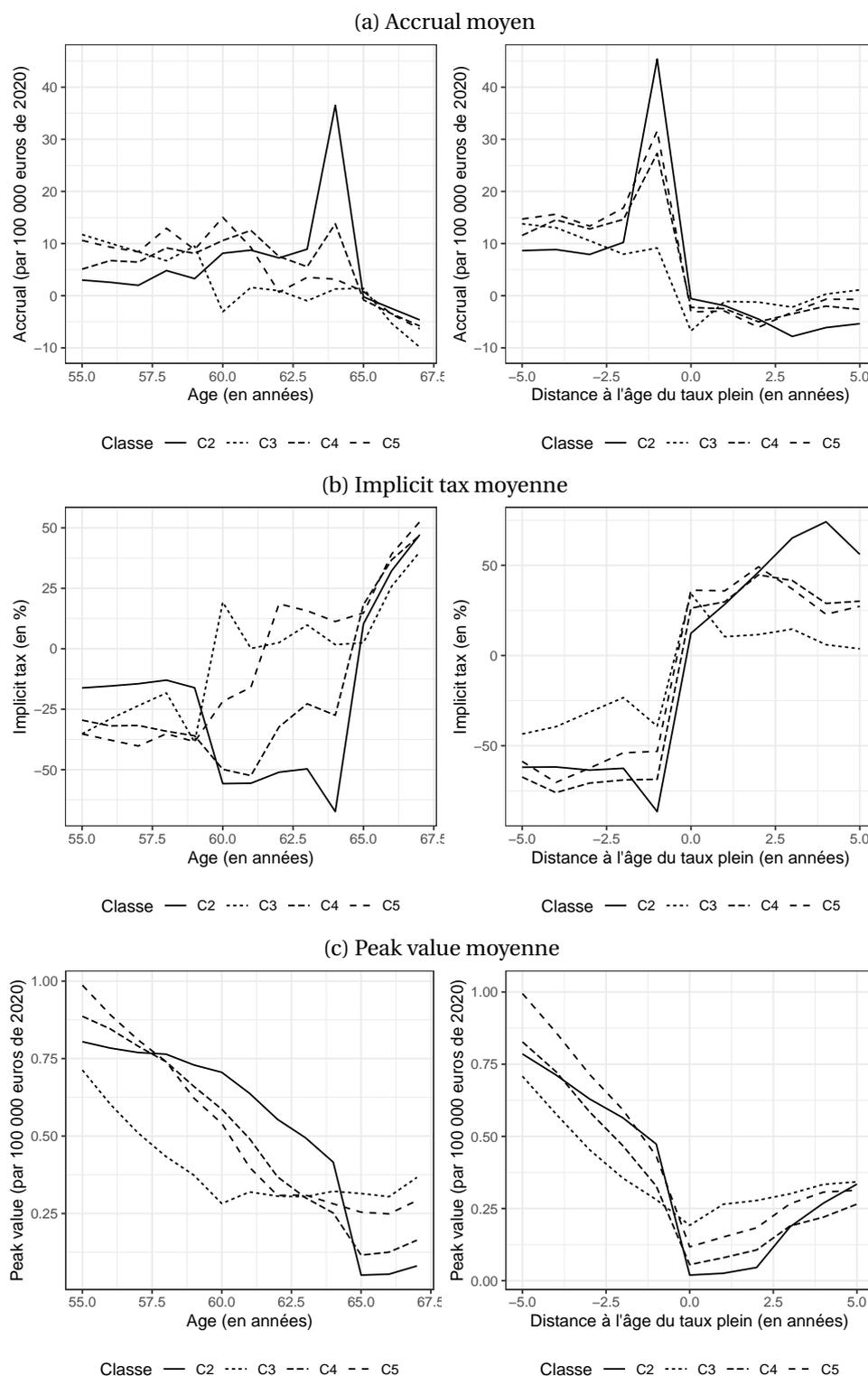
	C1	C2	C3
Nombre d'individus	5155	499	1615
Situation à la retraite			
Âge de la retraite	58.98	60.36	59.52
Âge à la liquidation	60.99	62.35	60.81
Liquidation au taux plein par l'âge (en %)	2.11	5.01	0.12
Liquidation au taux plein par la durée (en %)	27.55	24.85	37.96
Liquidation à l'âge d'ouverture des droits (en %)	29.8	22.85	37.09
Nombre d'années de cotisation validées	38.85	38.02	41.32
Salaire annuel moyen	19660	18410	25860
Taux de liquidation (en %)	45.62	45.69	49.04
Pension mensuelle	1180	1070	1730
Bénéficiaires du minimum contributif (en %)	2	12	0

NOTE : La classe C1 correspond aux hommes nés avant 1946. Pour les hommes nés en 1946, la classe C2 correspond aux revenus faibles (< premier quartile de revenus cumulés à 50 ans) et C3 aux revenus modérés et forts (≥ premier quartile).

CHAMP : Hommes nés en 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCE : EIR.

GRAPHIQUE 3.B.4 : Incitations financières, par classe dans la population féminine



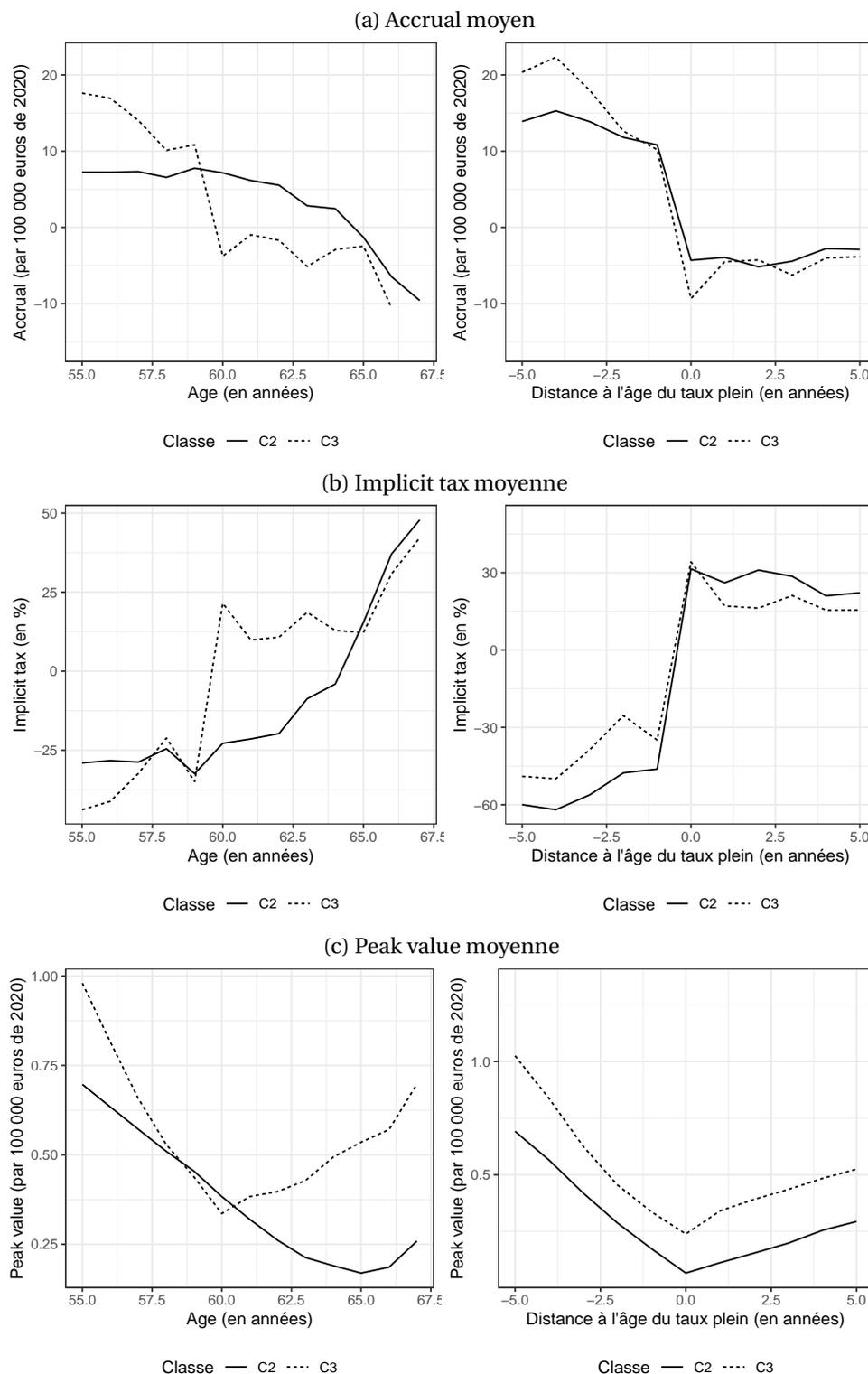
NOTE : L'échantillon est composé des individus pour lesquels il est possible de calculer l'*implicit tax* (c'est à dire les individus dont le salaire est différent de 0).

La classe C2 correspond aux très faibles revenus (< premier décile de revenus cumulés à 50 ans), la classe C3 aux revenus moyens et forts (\geq premier quartile), la classe C4 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant au moins trois enfants et la classe C5 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant moins de trois enfants.

CHAMP : Individus nés en 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, PENSIPP.

GRAPHIQUE 3.B.5 : Incitations financières, par classe dans la population masculine



NOTE : L'échantillon est composé des individus pour lesquels il est possible de calculer l'implicit tax (c'est à dire les individus dont le salaire est différent de 0).

La classe C2 correspond aux revenus faibles (< premier quartile de revenus cumulés à 50 ans) et C3 aux revenus modérés et forts (≥ premier quartile).

CHAMP : Individus nés en 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, PENSIPP.

TABLEAU 3.B.3 : Variation de SSW entre la législation actuelle et un scénario sans réforme des retraites de 2003 (en %), pour différentes modélisations

		<i>ACCRUAL</i>						<i>IMPLICIT TAX</i>						<i>PEAK VALUE</i>					
		modèle logistique			modèle linéaire			modèle logistique			modèle linéaire			modèle logistique			modèle linéaire		
		M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
Femmes		1,8	1,8	1,9	1,8	1,7	1,6	1,6	1,7	1,4	1,7	1,4	1,5	1,6	1,5	1,6	1,5	1,5	1,4
Hommes		1,9	2,0	2,0	1,8	1,9	1,8	1,7	1,7	1,5	1,9	1,9	1,5	1,7	1,7	1,5	1,9	1,9	1,5
Femmes	C2	-1,8	-3,6	-1,6	-0,6	-1,4	-2,5	-1,9	-1,0	-1,6	-0,6	-2,2	-0,5	-2,9	-3,1	-1,2	-3,2	-1,6	-2,1
	C3	2,2	2,2	2,3	2,1	2,1	2,0	2,0	1,9	1,6	1,9	1,7	1,6	1,9	1,9	1,7	1,9	1,8	1,6
	C4	2,2	3,9	2,8	2,5	2,3	2,3	2,7	2,7	2,2	2,8	2,2	3,1	3,9	2,9	3,1	2,9	2,3	2,7
	C5	1,1	0,7	0,9	0,8	0,5	1,0	0,8	0,7	0,9	0,8	0,5	0,9	1,0	1,1	2,0	0,9	1,0	1,6
Hommes	C2	1,4	1,3	1,0	0,9	1,2	0,5	1,4	1,3	1,0	2,0	1,9	1,0	1,4	1,3	0,9	2,0	2,0	0,8
	C3	2,1	2,2	2,3	2,1	2,1	2,2	1,8	1,8	1,7	1,9	1,9	1,7	1,8	1,8	1,7	1,9	1,9	1,7

NOTE : Le modèle M1 correspond à un modèle dans lequel les variables d'incitation du système interagissent avec les variables de classes d'individus. Le modèle M2 prend, en plus, en compte un effet de niveau avec l'introduction de la variable de classe dans l'équation. Le modèle M3 est le même que le précédent sans les variables de contrôle.

Pour les femmes, la classe C2 correspond aux très faibles revenus (< premier décile de revenus cumulés à 50 ans), la classe C3 aux revenus moyens et forts (≥ premier quartile), la classe C4 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant au moins trois enfants et la classe C5 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant moins de trois enfants. Pour les hommes, la classe C2 correspond aux revenus faibles (< premier quartile de revenus cumulés à 50 ans) et C3 aux revenus modérés et forts (≥ premier quartile).

Le montant moyen de SSW au moment de la retraite est de 310 000 euros de 2020 pour les femmes et de 360 000 euros de 2020 pour les hommes. Une variation de 1,6 % de SSW pour les femmes équivaut donc à une augmentation de 4 900 euros de 2020 de leur équivalent patrimonial de droits à la retraite et une augmentation de 1,7 % de SSW équivaut à une hausse de 6 100 euros de 2020 pour les hommes.

CHAMP : Individus nés en 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

TABLEAU 3.B.4 : Variations de l'âge moyen de retraite et de la pension moyenne entre la législation actuelle et un scénario contrefactuel dans lequel la réforme de 2003 est neutralisée

		Âge (en mois)	Pension (en %)
Femmes		0,1	1,7
Hommes		0,6	1,8
	C2	-0,2	-1,9
Femmes	C3	0,2	2,0
	C4	0,2	2,7
	C5	-0,1	0,8
Hommes	C2	0,8	1,6
	C3	0,5	1,9

NOTE : Pour les femmes, la classe C2 correspond aux très faibles revenus (< premier décile de revenus cumulés à 50 ans), la classe C3 aux revenus moyens et forts (\geq premier quartile), la classe C4 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant au moins trois enfants et la classe C5 aux revenus faibles (entre le premier décile et le premier quartile) et ayant moins de trois enfants. Pour les hommes, la classe C2 correspond aux revenus faibles (< premier quartile de revenus cumulés à 50 ans) et C3 aux revenus modérés et forts (\geq premier quartile).

CHAMP : Individus nés en 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

3.C Construction des classes d'individus

Pour construire nos classes d'individus, nous mobilisons la méthode des forêts aléatoires (Breiman, 2001). Une forêt aléatoire est un ensemble d'arbres de décision, construits sur des sous-ensembles de données sélectionnées aléatoirement. Nous utilisons la méthode CART (*Classification and regression trees*) qui est la plus connue (Breiman *et al.*, 1984) pour la construction d'arbres de décision. La variable d'intérêt que nous utilisons pour la construction de nos classes est une variable modale qui prend des valeurs différentes selon que l'individu considéré est une femme ou un homme avec un départ à la retraite au taux plein, avec décote ou avec surcote. La répartition des individus dans ces différents groupes est présentée dans le tableau 3.C.1.

Nous utilisons la méthode des forêts aléatoires pour identifier les variables les plus discriminantes pour constituer les classes les plus homogènes possibles d'individus quant à leur décision de départ à la retraite et les unes aussi différentes que possible des autres. Nous utilisons les variables de salaire et de salaire cumulé à 30, 40, 50 et 55 ans, le fait d'avoir eu ou non trois enfant ou plus, le nombre de périodes de chômage, maladie ou invalidité au cours de la carrière, le fait d'avoir une pente salariale élevée ou non. Nous ne testons pas les variables de nombres de trimestres car elles sont directement liées au fait de bénéficier d'une

TABLEAU 3.C.1 : Nombre d'individus dans chaque groupe de la variable d'intérêt

Genre	Départ	Effectifs
Femmes	Taux plein	3 529
	Décote	521
	Surcote	837
Hommes	Taux plein	5 563
	Décote	661
	Surcote	1 045

SOURCES : EIC, EIR.

surcote ou d'une décote.

Puisque la construction des classes d'individus est motivée par l'idée de prendre en compte l'hétérogénéité de la population des femmes d'une part et de celle des hommes d'autre part, nous estimons une forêt aléatoire pour chaque genre. La minimisation des erreurs de prédiction nous conduit à estimer notre forêt aléatoire avec un nombre de 1 000 arbres pour les femmes et 2 000 pour les hommes et pour un nombre de variables testées à chaque division égal à 3 pour les femmes et 2 pour les hommes⁵². Dans toutes les estimations, la génération des individus est la variable la plus discriminante. Cela est cohérent avec le fait que seule la génération 1946 est éligible à la surcote dès 60 ans. La génération de l'individu (antérieure ou non à 1946) est donc la première variable séparant notre population en deux classes. Dans la suite, nous présentons les résultats concernant la branche des individus nés en 1946, l'autre branche étant quasiment exclusivement constituée d'individus ayant liquidé leurs droits au taux plein⁵³.

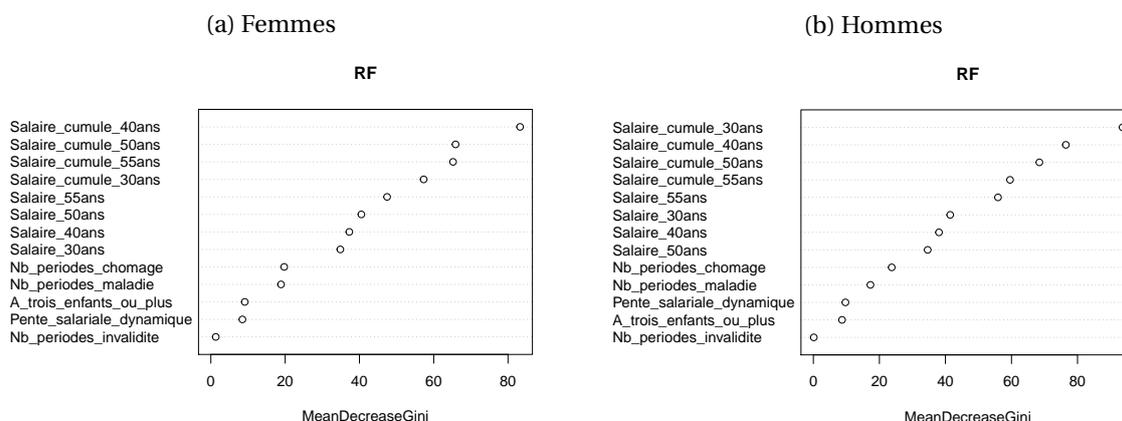
Le graphique 3.C.1 présentent, pour les femmes et pour les hommes respectivement, l'importance des variables discriminant le mieux les individus ayant fait le choix de partir à la retraite au taux plein de ceux ayant choisi une surcote. Les variables de salaire cumulé sont les plus importantes. Elles sont un proxy du montant de retraite et jouent peut-être dans la décision des individus comme un niveau de pension à atteindre pour avoir un taux de remplacement satisfaisant ou bien elles sont l'indicateur de l'intégration sur le marché du travail et donc la possibilité d'y rester après l'obtention du taux plein. Les variables de salaire à un âge donné interviennent ensuite, car elles portent en partie l'information d'une carrière plus ou moins complète et plus ou moins ascendante. En effet, un fort salaire à 55 ans est corrélé avec la probabilité d'avoir eu une carrière sans interruption et une progression

⁵²Malgré ces ajustements, les erreurs de prédictions pour le groupe des individus qui partent à la retraite avec une décote sont très importantes. Le taux d'erreur est proche de 80 % pour ce groupe tandis qu'il est en moyenne égal à 9 % pour les autres groupes pour les femmes et 10 % pour les hommes.

⁵³Dans notre échantillon, seul 1,1 % des femmes nées en 1934, 1938 ou 1942 ont liquidé leurs droits à la retraite avec une surcote. C'est le cas de 1,4 % des hommes de ces générations.

salariale forte et continue. Les périodes de maladie celles de chômage sont ensuite les plus importantes. Elles sont le signe d'une difficulté à se maintenir en emploi, potentiellement pour raison de santé. Notons que ce sont les périodes de maladies qui sont les plus importantes pour les femmes tandis que c'est l'inverse pour les hommes. Ensuite, le fait d'avoir eu trois enfants intervient dans l'ordre des variables les plus importantes pour les femmes tandis que c'est le fait d'avoir eu une carrière dynamique pour les hommes. Cette fois-ci, il semble que ce soit le fait d'avoir une carrière moins complète (car interrompue, même partiellement), conséquence d'avoir eu au moins trois enfants, qui pourrait expliquer que les femmes se maintiennent sur le marché du travail et choisissent de surcoter pour atteindre un niveau de pension satisfaisant. La carrière dynamique est, pour sa part, indicatrice d'une bonne intégration sur le marché du travail et la possibilité d'y rester pour bénéficier d'une surcote. Ces mêmes variables interviennent ensuite dans l'ordre décroissant d'importance pour l'autre genre. Enfin, le nombre de périodes d'invalidité a l'importance la plus faible pour discriminer le mieux les individus quant à leur choix de départ à la retraite.

GRAPHIQUE 3.C.1 : Importance des variables des forêts aléatoires



CHAMP : Individus nés en 1946 pour lesquels on connaît la transition de l'emploi vers la retraite.

SOURCES : EIC, EIR.

Ce sont les résultats précédents qui éclairent la sélection des variables que nous opérons pour la construction d'un arbre de décision CART. Nous choisissons, en effet, pour la simplicité d'interprétation des analyses que nous voulons ensuite conduire, de construire nos classes d'individus à l'aide d'un arbre de décision dont les règles de prédiction (séparation du groupe d'individu en deux sous-groupes à chaque étape) sont définies simplement. C'est à dire qu'à chaque fois, une variable et un seuil de valeur prise par cette variable suffisent à opérer la formation des deux sous-groupes. La construction d'un arbre CART maximal (dans lequel chaque classe est homogène vis à vis de la liquidation au taux plein, avec dé-

cote ou surcote) n'est pas optimal au sens d'un critère de performance. L'élagage de l'arbre maximal, sur critère de performance (critère de prédiction), permet de déterminer l'arbre optimal. Plutôt que de baser entièrement le choix de notre arbre de décision final sur l'optimisation du critère de performance, nous faisons également intervenir les informations que nous tenons de l'estimation des forêts aléatoires et nous intervenons dans la sélection de certaines des variables de l'arbre final. Ainsi, pour obtenir un arbre simple, nous ne choisissons qu'une seule variable parmi celles de salaire. Nous privilégions, parmi ces dernières, celles qui conduisent à l'élaboration d'un arbre de décision dont les règles permettent une lecture claire. Par soucis d'homogénéisation nous choisissons la même variable de salaire pour les deux genres. C'est le salaire cumulé à 50 ans qui donne la meilleure qualité de prédiction tout en répondant aux critères précédents. L'ajout de variables supplémentaires (seules ou combinées entre elles : chômage, maladie, carrière dynamique, trois enfants ou plus et invalidité) n'améliore pas la qualité de prédiction pour les hommes sans complexifier énormément l'arbre. Pour les femmes, c'est le fait d'avoir eu trois enfants ou plus (avant le nombre de périodes de maladie ou de chômage, dont l'importance était pourtant supérieure dans la forêt aléatoire) qui nous permet d'obtenir les meilleures prédictions tout en gardant un arbre simple.

Enfin⁵⁴, nous créons cinq classes pour les femmes et trois pour les hommes. Elles sont présentées en détails dans le corps du texte.

⁵⁴Notre arbre final, pour les individus nés en 1946 exclusivement a une qualité de prédiction de 42 % contre 47 % pour l'arbre optimal construit sur critère du maximum de performance pour les femmes et une qualité de prédiction de 32 % contre 36 % pour l'arbre optimal associé pour les hommes.

Troisième partie

ÉVALUATION DE RÉFORMES DES DROITS CONJUGAUX

Chapitre 4

Évolutions des pensions de réversion : une première approche des effets redistributifs¹

Résumé du chapitre

Instaurées à une époque où le mariage était la forme prédominante de la vie en couple et se terminait rarement par un divorce, et dans lequel l'homme était le principal pourvoyeur de ressources du ménage, les pensions de réversion sont aujourd'hui régulièrement débattues, aussi bien sur leur pertinence que sur leur efficacité. La transition du système de retraite actuel en annuité, composé de nombreux régimes, vers un système universel en points conduirait non seulement à unifier les dispositifs de droits conjugaux français, mais aussi à redéfinir les objectifs de la pension de réversion, cette dernière répondant aujourd'hui à des logiques différentes selon les régimes de retraite. Le mélange actuel de logiques patrimoniales, assurantielles et d'aides sociales se traduit par de nombreuses disparités entre personnes veuves selon le régime d'affiliation du conjoint décédé. Cet article présente les disparités existantes dans le système de réversion. Il propose des pistes pour une réforme des pensions de réversion et, en particulier, celle répondant à un objectif de maintien du niveau de vie du conjoint survivant. En utilisant des données de pension de retraite de couple (Fidéli 2016), nous mettons en évidence les redistributions engendrées par le passage à un système de réversion de ce type, selon le niveau des pensions de droits directs des femmes et celles des couples. Les femmes aux pensions les plus faibles, quel que soit leur régime réversataire, ainsi que celles à fort niveau de pension, lorsqu'elles sont veuves d'un ancien salarié du privé, auraient un taux de réversion dans un système de réversion maintenant le niveau de vie supérieur à celui du système actuel. À l'échelle du couple, les veuves d'un salarié du secteur privé appartenant aux couples dont les pensions sont les plus élevées gagneraient à la mise en place d'un dispositif de maintien du niveau de vie, au détriment d'une perte, de moindre ampleur, pour celles issues des autres couples. L'effet serait opposé pour les veuves d'un ancien fonctionnaire.

Ce chapitre a été coécrit avec **Carole Bonnet**, **Antoine Bozio** et **Maxime Tô**.

¹Ce chapitre a donné lieu à une publication dans une revue à comité de relecture : Bonnet, C., Bozio, A., Tô, M. & Tréguier, J. (2020). 'Évolutions des pensions de réversion : une première approche des effets redistributifs', *Retraite et Société*, **83**, pp.21–49.

Sommaire du chapitre

1	Introduction	215
2	Le système actuel, à l'origine de disparités entre personnes veuves	217
2.1	Variation du niveau de vie après le décès du conjoint, selon son régime d'affiliation	217
2.2	Implications du divorce pour la réversion	220
3	Quelles évolutions pour la pension de réversion?	222
3.1	Le partage des droits en cas de divorce	222
3.2	Le partage des droits au moment de la liquidation de la retraite	223
3.3	Le maintien du niveau de vie comme objectif de couverture du risque veuvage	224
4	Quels sont les effets des évolutions envisagées?	225
4.1	Données et méthodologie	226
4.2	Quelle pension de réversion en fonction du niveau de droits propres des femmes?	228
4.3	Quelles sont les implications d'un passage au maintien du niveau de vie?	232
4.4	Quelle pension de réversion en fonction de la distribution des pensions des couples?	233
5	Conclusion	237
	Annexes	240
4.A	Mesure sur cas types de l'évolution du niveau de vie après le décès du conjoint	240
4.B	Base et échantillon	241
4.C	Moyenne des taux de réversion dans les différents dispositifs de droits conjugaux	243

1 Introduction

Instaurées à une époque où le mariage était la forme prédominante de la vie en couple et se terminait rarement par un divorce, et où l'homme était le principal pourvoyeur des ressources du ménage, les pensions de réversion permettaient d'éviter aux femmes de se retrouver sans ressource au décès de leur conjoint². La pertinence de ces dispositifs de droits conjugaux à la retraite a été par la suite peu discutée³ et les années 1970 ont plutôt vu une extension de ces droits⁴. La pension de réversion est un dispositif important du système de retraite. Elle concerne en effet, fin 2012, 4,4 millions de personnes, soit environ un quart des retraités (DREES, 2019), et représente pour les bénéficiaires la moitié de leur pension (Collin, 2016). Cependant, depuis plusieurs années, accorder des droits aux personnes veuves pose question dans un contexte d'évolution profonde des comportements conjugaux, avec la hausse du divorce et le développement des formes d'union hors mariage ainsi que l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail rémunéré. Le questionnement sur le bien-fondé des pensions de réversion dépasse le cadre français (James, 2009; Jefferson, 2009; OCDE, 2018) et a conduit au durcissement de la condition de ressources dans certains pays (Allemagne, Italie), à l'ouverture des droits conjugaux à retraite aux couples non mariés (Allemagne, Finlande, Italie) ou à la suppression de la réversion (Suède).

Le projet de réforme du système de retraite français vers un système universel en points (Delevoeye, 2019) est l'occasion de relancer les réflexions sur les dispositifs de droits conjugaux. Tout d'abord, il invite à uniformiser des dispositifs dont les modalités de calcul et d'octroi sont actuellement très disparates et parfois divergentes, car elles résultent de logiques différentes. Ensuite, la mise en place d'un système universel en points rend possible certaines évolutions des droits conjugaux, jusqu'alors étudiées seulement de manière théorique. Par exemple, le partage des droits au divorce, envisagé par Bonnet and Hourriez (2012c), Bonnet *et al.* (2013), le COR (2008) ou Lavigne (2019) comme substitut à une pension de réversion proratisée à la durée de mariage est difficile à mettre en oeuvre dans le système actuel. Les différences d'acquisition des droits à la retraite selon les régimes ainsi que les multiples non-linéarités dans le calcul des droits propres compliquaient, en effet, la prise en compte des droits acquis par les conjoints pour les partager⁵.

Les différentes réglementations en vigueur et la disparité de traitement entre personnes

²À l'origine, le dispositif du régime général visait explicitement les femmes veuves n'ayant aucun droit propre à la retraite.

³À l'exception de Cuvillier (1977).

⁴Autorisation de cumul entre droits propres et droits dérivés à la retraite à partir de 1975, droit à la réversion étendu aux conjoints divorcés à partir de 1979, hausse progressive du taux de la réversion au régime général de 50 % à 54 % entre 1985 et 1994, par exemple.

⁵Règle des 150 heures rémunérées au Smic pour valider un trimestre et salaire de référence calculé sur les 25 meilleures années de carrière au régime général, par exemple.

veuves qui en résulte ont été signalées à de nombreuses reprises (Bonnet *et al.*, 2013; COR, 2008; Lavigne, 2019; Sterdyniak, 2019). Face à ce constat, la question des modalités d'évolution des droits conjugaux dans le système de retraite français a été régulièrement abordée (Bonnet and Hourriez, 2012c; Bonnet *et al.*, 2013, 2019; Bridenne, 2010, 2018; COR, 2008; Domeizel and Leclerc, 2007; Lavigne, 2019; Sterdyniak and Monperrus-Veroni, 2008; Sterdyniak, 2019). Elle demeure cependant non tranchée, même si l'analyse des différentes logiques et finalités sous-jacentes à la pension de réversion (Bonnet *et al.*, 2013; Lavigne, 2019; Tagne, 2017) a semblé privilégier le maintien du niveau de vie du couple au décès d'un des deux conjoints (Bonnet and Hourriez, 2012c; Bonnet *et al.*, 2013; Delevoye, 2019; Sterdyniak, 2019). Cet objectif répond à une logique d'assurance sociale⁶, qui couvre un risque veuvage pouvant être défini comme la baisse du niveau de vie du conjoint survivant au moment du décès de son conjoint. Le système garantit ainsi un taux de remplacement des revenus d'activité par la retraite, y compris après le décès du conjoint (Bonnet *et al.*, 2019; COR, 2008). L'objectif de maintien du niveau de vie n'a jamais été explicite dans les dispositifs de réversion. Empiriquement cependant, il semble qu'il soit atteint, en moyenne (Bonnet and Hourriez, 2008; Crenner, 2008; Lacour, 2018), dans les principaux régimes de retraite (régimes général et complémentaire du privé et régimes de la fonction publique).

Si la littérature sur les pensions de réversion s'est étoffée au fil des années, à notre connaissance, aucune recherche n'a entrepris d'étudier les effets redistributifs des différents dispositifs de droits conjugaux à la retraite en vigueur ou en tant que proposition de réforme, de manière empirique⁷. Cet article se propose de revenir brièvement sur les situations inéquitables engendrées par ces dispositifs entre personnes veuves. Nous exposons ensuite les évolutions envisageables de la réversion dans le système de retraite français et les implications en matière de redistribution le long de la distribution des pensions, individuelles et mesurées au niveau du couple. Nous mobilisons pour cela Fidéli 2016⁸, base de données exhaustive des foyers fiscaux français, afin de simuler des scénarios de réforme des pensions de réversion et de comparer les effets redistributifs entre les affiliés avec ceux opérés par les dispositifs en vigueur.

⁶Deux autres logiques ont été abordées dans la littérature : une logique d'aide sociale et une logique patrimoniale. Dans la première, la réversion garantit un niveau minimal de ressources au conjoint survivant. Le minimum de réversion et la condition de ressources du dispositif en vigueur au régime général s'inscrivent dans cette logique. Dans la seconde, la réversion est considérée comme l'accumulation commune de droits à la retraite pendant la vie en couple, dont le conjoint survivant récupère une partie au décès. Elle peut être assimilée à un « acquêt de mariage » (Harichaux-Ramu, 1980). Dans les régimes de retraite de la fonction publique et le régime complémentaire du secteur privé, la réversion s'apparente à un droit patrimonial, car elle n'est pas soumise à une condition de ressources.

⁷À l'exception de Godet *et al.* (2020).

⁸Fichiers démographiques sur les logements et les individus, Direction des statistiques démographiques et sociales.

2 Le système actuel, à l'origine de disparités entre personnes veuves

La pension de réversion est calculée comme un pourcentage de la pension de retraite dont bénéficiait (ou aurait pu bénéficier) l'assuré décédé. Elle est versée au conjoint devenu veuf en suivant des modalités qui varient en fonction des régimes du système de retraite français (encadré), à l'origine de nombreuses disparités entre personnes veuves⁹.

En particulier, des travaux sur cas types (Bonnet and Hourriez, 2012c; Bonnet *et al.*, 2019; COR, 2008, 2014) ont mis en évidence que la réglementation actuelle pouvait conduire à une dégradation du niveau de vie, en particulier pour les individus qui ont peu ou pas de droits propres à retraite, mais également à une surcompensation, en particulier pour les hommes. Nous rappelons ici brièvement les principaux résultats obtenus par Bonnet *et al.*, 2019¹⁰, en portant une attention particulière au traitement du divorce dans le cadre de la réversion selon les régimes, dimension encore peu explorée dans les travaux sur cas types.

2.1 Variation du niveau de vie après le décès du conjoint, selon son régime d'affiliation

Dans le secteur public et dans le régime complémentaire du privé, les pensions de réversion ne sont pas soumises à une condition de ressources. Après le décès d'un conjoint, le niveau de vie du survivant est donc maintenu dès que sa pension de droits propres atteint une certaine proportion de la pension du conjoint décédé¹¹. Dans le secteur public, où le taux de réversion est de 50 %, cette proportion est de 1/2 (Graphique 4.1). Dans le régime complémentaire du privé, où le taux de réversion est de 60 %, cette proportion est de 1/5e. Au-delà de ces seuils, le niveau de vie est surcompensé.

⁹On ne traite pas ici du veuvage aux âges jeunes. On renvoie le lecteur à Bonnet *et al.* (2019) et HCFEA (2019) pour plus de détails.

¹⁰Les résultats sont obtenus à l'aide du calculateur de pensions de retraite PensIPP, de l'Institut des politiques publiques (IPP), basé sur la réglementation actuelle.

¹¹Voir annexe 4.A. Nous notons P_D et P_S les pensions de droits propres du défunt et du survivant, x le ratio $\frac{P_S}{P_D}$, N_1 et N_2 , les niveaux de vie du ménage (revenu par unité de consommation) avant et après décès et uc l'échelle d'équivalence retenue ($1 + uc$) unités de consommation pour le couple, $uc = 0,5$ pour l'échelle standard. Le niveau de vie après décès comparé au niveau de vie avant décès est alors égal à :

$$\frac{N_1}{N_2} = (1 + uc) * \frac{x}{x + 1}$$

Encadré : La réglementation des dispositifs de réversion diffère selon les régimes**Taux de réversion**

Le taux de réversion est de 50 % dans la fonction publique. Au régime général et dans les régimes alignés, il est de 54 %. Il est majoré de 11,1 % (et donc porté à 60 %) si l'ayant droit a atteint l'âge légal d'annulation de la décote, qu'il a liquidé ses droits à pension et qu'il ne dépasse pas un plafond de ressources (cf. ci-dessous). Dans le régime complémentaire du secteur privé, le taux de réversion est de 60 %.

Condition de ressources

Il n'existe pas de condition de ressources dans la fonction publique, ni dans la complémentaire du privé. Au régime général et dans les régimes alignés, le plafond de la condition de ressources s'élève à 2 080 fois le montant du Smic horaire pour une personne seule (soit des ressources annuelles brutes de 20 862,40 euros en 2019). Si l'ayant droit vit en couple, les ressources ne doivent pas être supérieures à 1,6 fois ce plafond. La condition de ressources porte sur les revenus propres du conjoint ayant droit à la réversion. En particulier, les réversions du régime complémentaire et les revenus des biens mobiliers et immobiliers acquis à l'initiative du conjoint décédé ou de la communauté ne sont pas inclus dans les ressources.

Pension minimum

Au régime général et dans les régimes alignés, la pension de réversion ne peut être inférieure à un montant minimum (287 € mensuels au 1er janvier 2019). Le minimum est servi entier si l'assuré décédé a validé 60 trimestres au régime général et est réduit proportionnellement, sinon la pension de réversion servie par le régime général et les régimes alignés ne peut dépasser un montant maximum égal à 54 % du montant opposable à l'assuré décédé (soit 911,79 € au 1er janvier 2019).

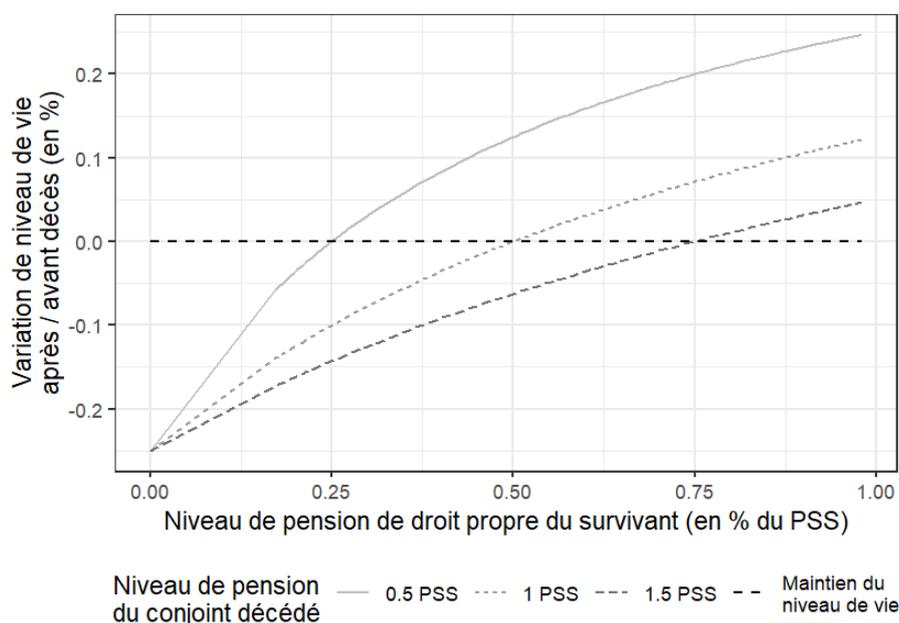
Âge minimal

L'âge minimal pour bénéficier de la réversion est de 55 ans au régime général, dans les régimes alignés et à la complémentaire du secteur privé. Il n'y en a pas dans la fonction publique, mais il y a en revanche une durée minimum de mariage. Elle est de quatre ans si le mariage a eu lieu après la liquidation des droits et de deux ans sinon. Il n'y a pas de durée minimale de mariage si un enfant est issu de l'union.

Mariage et remariage

L'ensemble des régimes de réversion français impose d'avoir été marié à la personne décédée pour bénéficier de la réversion. Au régime général, le droit à réversion est conservé en cas de remariage. Il est supprimé dans le régime complémentaire du privé. Dans la fonction publique, le droit est suspendu en cas de remariage, pacs ou concubinage. En cas d'existence de plusieurs ayants droit à la pension de réversion (le conjoint décédé a été marié plusieurs fois), le montant est proratisé selon la durée de chaque mariage. Au régime général seulement, la proratisation est recalculée au décès de l'un des ex-conjoints. Dans le régime complémentaire du privé, en cas de divorce sans remariage, les droits à réversion sont également proratisés par la durée de mariage sur la durée d'assurance du conjoint décédé.

GRAPHIQUE 4.1 : Variation des niveaux de vie après/avant décès, en fonction du niveau de la pension du conjoint survivant, régime de la fonction publique



NOTE : PSS : plafond de la Sécurité sociale, égal à 3 428 euros bruts mensuels au 01/01/2020. Le conjoint décédé est un ancien fonctionnaire, dont la pension de droit propre est respectivement égale à 0,5 PSS, 1 PSS et 1,5 PSS. LECTURE : Pour un conjoint survivant ayant une pension de droits propres égale à 0,5 PSS, le niveau de vie suite au décès de son conjoint diminue de 7 % si ce dernier avait une pension égale à 1,5 PSS, il reste identique dans le cas où le défunt avait une pension égale au PSS et il augmente de 12 % dans le cas où le défunt avait une pension égale à 0,5 PSS.

SOURCE : PensIPP.

Dans le cas des dispositifs de réversion avec condition de ressources, comme au régime général, les pensions servies sont égales à la différence entre la pension de réversion initialement calculée et un plafond. Ce système limite les gains de niveau de vie.

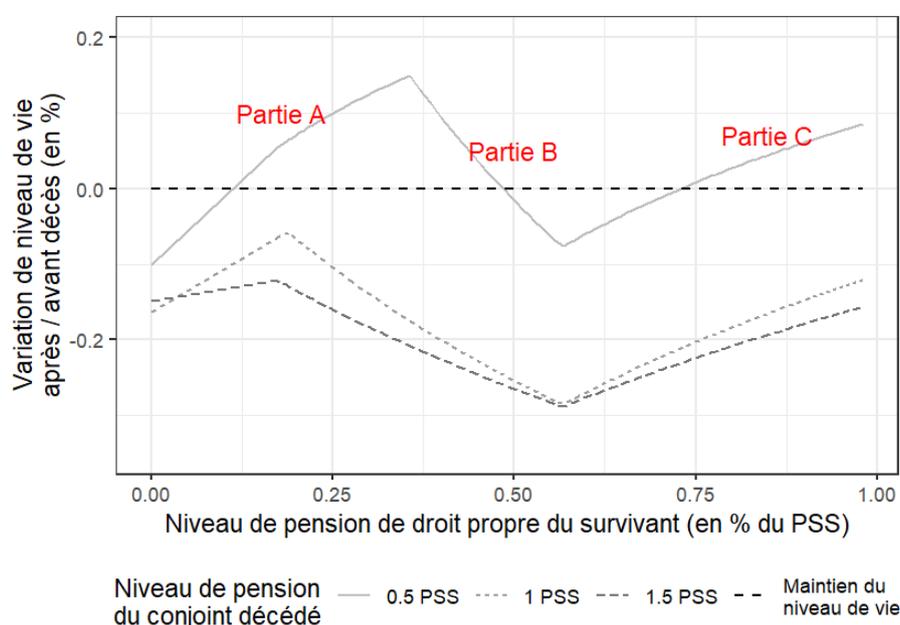
Si l'individu décédé était un ancien salarié du secteur privé, il bénéficiait d'une pension servie par le régime général et d'une pension servie par le régime complémentaire du secteur privé. Après son décès, le conjoint survivant reçoit donc une pension de réversion de ces deux régimes et les effets sur son niveau de vie proviennent d'une combinaison de deux mécanismes. Le ratio de niveaux de vie « après-sur-avant » décès évolue en dents de scie avec le niveau de pension du survivant (Graphique 4.2). On distingue trois parties dans l'évolution du ratio :

- Si la pension du conjoint survivant à laquelle on ajoute la pension de réversion est inférieure au plafond de ressources du régime général, on se retrouve dans le cas d'un système de réversion sans condition de ressources. La pension est néanmoins bornée par le minimum et le maximum de pension en vigueur au régime général (partie A).
- Si la pension du conjoint survivant à laquelle on ajoute la pension de réversion est

supérieure au plafond de la condition de ressources du régime général, la partie de la pension de réversion issue du régime général est écrêtée (partie B).

- Si le niveau de la pension de droits propres du survivant est supérieur au plafond de ressources du régime général, la réversion issue du régime général n'est pas servie. Seule la pension de réversion du régime complémentaire du privé est ajoutée à la pension de droit direct du conjoint survivant après le décès du conjoint décédé (partie C).

GRAPHIQUE 4.2 : Variation des niveaux de vie après/avant décès, en fonction du niveau de la pension du conjoint survivant, régimes du privé



NOTE : PSS : plafond de la Sécurité sociale, égal à 3 428 euros bruts mensuels au 01/01/2020. Le conjoint décédé est un ancien fonctionnaire, dont la pension de droit propre est respectivement égale à 0,5 PSS, 1 PSS et 1,5 PSS. LECTURE : Pour un conjoint survivant ayant une pension de droits propres égale à 0,5 PSS, le niveau de vie suite au décès de son conjoint diminue de 27 % si ce dernier avait une pension égale à 1,5 PSS, de 26 % dans le cas où le défunt avait une pension égale au PSS et de 2 % dans le cas où le défunt avait une pension égale à 0,5 PSS. SOURCE : PensIPP.

2.2 Implications du divorce pour la réversion

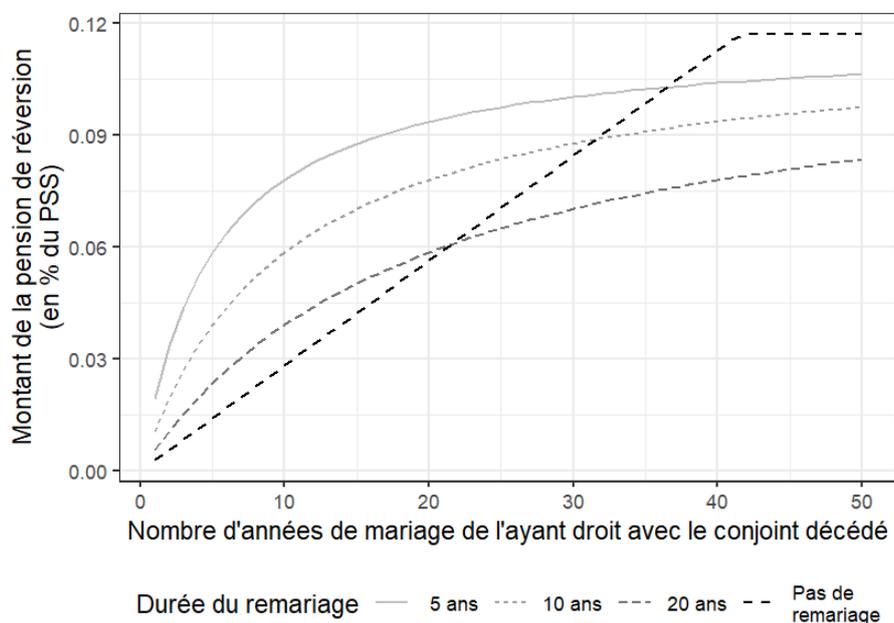
Au régime général et dans les régimes alignés (encadré 1), le droit à la réversion est conservé pour l'ayant droit en cas de divorce et la pension est servie dans son intégralité si l'ayant droit est unique (i. e. si le conjoint décédé ne s'était pas remarié). Lorsque la personne décédée s'est remariée, plusieurs ayants droit se partagent la pension de réversion, proportionnellement à la durée de chaque mariage. Le décès de l'un des ayants droit en-

traîne une nouvelle répartition de la retraite de réversion, au prorata de la durée de chaque mariage des ex-conjoints survivants.

Dans le régime complémentaire du privé, quand un couple divorce et qu'il y a un unique ayant droit, la pension de réversion est proratisée par le ratio de la durée du mariage et de la durée d'assurance du conjoint décédé. Cependant, si le conjoint défunt s'était remarié, les ayants droit qui survivent doivent se partager la pension de réversion proportionnellement à la durée de chaque mariage. Quand il n'y a qu'un seul ayant droit (l'ex-mari ne s'est pas remarié), la pension de réversion croît linéairement avec la durée de mariage et la pension complète est servie dès que le mariage dépasse la durée d'assurance requise (Graphique 4.3). Quand l'ex-conjoint est remarié, la pension de réversion est proportionnelle à la durée de chaque mariage. On peut noter que dès que la durée totale des mariages est inférieure à la durée d'assurance requise¹², la pension de réversion est supérieure en cas de remariage que dans le cas d'un seul ayant droit (mariage unique).

¹²Notons par exemple DM_1 la durée du premier mariage et DM_2 la durée de l'éventuel deuxième mariage. S'il n'y a qu'un seul ayant droit, le coefficient de proratisation de la pension de réversion sera égal à $\frac{DM_1}{D_{assurance}}$. S'il y a eu remariage, le coefficient de proratisation sera égal à $\frac{DM_1}{DM_1+DM_2}$. Ce coefficient sera supérieur à celui de la situation sans remariage dès lors que $(DM_1 + DM_2) < D_{assurance}$.

GRAPHIQUE 4.3 : Montant de la pension de réversion servie dans le régime complémentaire du secteur privé, en fonction du nombre d'années de mariage et d'un éventuel remariage du conjoint décédé



NOTE : PSS : plafond de la Sécurité sociale, égal à 3 428 euros bruts mensuels au 01/01/2020. Le conjoint décédé a eu une carrière complète, dont l'évolution de la rémunération est celle du plafond de la sécurité sociale (la pension correspondante s'élève à 65 % du PSS).

LECTURE : Pour des ex-conjoints mariés pendant 10 ans, si l'ex-mari ne s'est pas remarié, la femme qui lui survit touche une pension de réversion égale à 3 % du PSS. Si l'ex-mari s'était remarié pendant 5, 10 ou 20 ans, la pension de réversion s'élèverait alors à 8 %, 6 % ou 4 % du PSS, respectivement.

SOURCE : PensIPP.

3 Quelles évolutions pour la pension de réversion ?

En France, le projet de réforme des retraites vers un système de retraite universel (Delevoye, 2019) invite à uniformiser les dispositifs de droits conjugaux à la retraite. Cette homogénéisation suppose en amont une clarification de la manière de couvrir le risque veuvage par le dispositif de réversion, ainsi que le traitement du divorce.

3.1 Le partage des droits en cas de divorce

L'augmentation du nombre de divorces depuis plusieurs décennies a incité à définir un nouveau risque à couvrir : le risque divorce. En effet, dans un contexte de couples stables, la moindre acquisition de droits à la retraite par les femmes est compensée par le partage de la pension du conjoint une fois à la retraite. Puis, lors du décès de ce dernier, la pension de réversion limite la chute des revenus du survivant. Le divorce rend cette stratégie de partage des ressources risquée pour les femmes. Dans la situation actuelle, c'est la ré-

version qui joue ce rôle. En effet, depuis 1978, le bénéficiaire de la pension de réversion est étendu à l'ex-conjoint au prorata de la durée de mariage (jusqu'alors, il perdait tout droit à la réversion). Or, la pension de réversion versée à la suite d'un divorce ne remplit ni un objectif de maintien du niveau de vie, ni un rempart contre l'appauvrissement, sa perception n'intervenant qu'au décès de l'ex-conjoint, parfois de nombreuses années après le divorce. De plus, son montant n'est pas fixé à l'issue du divorce et dépend du parcours conjugal des ex-conjoints (Graphique 4.3). Seule la logique patrimoniale semble adaptée pour couvrir le risque divorce. Au même titre que le patrimoine constitué par les époux pendant le mariage, les droits à retraite acquis ensemble pendant le mariage pourraient être partagés au moment du divorce.

Le dispositif de prestation compensatoire pourrait être mobilisé en remplacement de la pension de réversion dans les cas de divorce (Bonnet *et al.*, 2013; COR, 2008; Fragonard *et al.*, 2020). Compte tenu des écarts de droits à pension accumulés entre les deux conjoints, le juge pourrait décider du versement d'un capital ou bien d'un enregistrement de droits à la retraite différés d'un des conjoints vers l'autre¹³. Cependant, l'estimation de la diminution des droits à retraite de l'un des membres du couple en lien avec le mariage resterait complexe.

Une autre option, simple à mettre en oeuvre dans un régime de retraite universel en points, est le partage des droits, comme habituellement pratiqué en Allemagne (Monticone *et al.*, 2008). Son principe est de faire masse des droits acquis par les deux époux pendant la durée du mariage et de les partager entre eux au moment du divorce. Le partage des droits rapproche les niveaux de pension de retraite des femmes et des hommes mariés. Il renforce également le pouvoir de négociation de la femme au sein du couple, celle-ci disposant de droits propres plus élevés, compensant ainsi la dissymétrie éventuelle des droits acquis par les deux conjoints au sein du couple. À l'issue du divorce, chacun d'entre eux dispose de ses droits propres, déconnectés de la suite de son parcours conjugal.

3.2 Le partage des droits au moment de la liquidation de la retraite

Au-delà du divorce, certains auteurs ont envisagé un partage des droits dès la liquidation, pouvant suivre deux options (Klerby *et al.*, 2012) :

- un compte partagé faisant masse des droits à pension acquis par les deux conjoints sur l'ensemble de leurs carrières respectives et versant une rente jointe à la retraite;
- des comptes individuels séparés dans lesquels s'accumulent les droits à pension de chaque conjoint. Au moment du calcul de la retraite, chaque conjoint reçoit la moitié de la somme des pensions individuelles.

¹³La loi portant réforme des retraites de 2010 avait déjà renforcé la prise en compte des droits à la retraite dans la fixation de la prestation compensatoire, mais cet exercice pourrait être systématisé.

Ainsi, dès la liquidation, le partage des droits neutralise les choix dissymétriques de répartition des rôles pendant le mariage en égalisant les pensions des femmes et des hommes mariés.

S'il est mis en oeuvre en alternative à la réversion, ce partage est cependant moins favorable aux bénéficiaires que la réversion puisqu'il contribue à réallouer les droits acquis par les deux membres du couple entre eux, tandis que la réversion aboutit à un droit supplémentaire. En effet, par définition, le financement d'un tel dispositif de droits conjugaux est internalisé au sein de chaque couple. Moins coûteux pour l'assurance sociale et garantissant une équité horizontale en évitant les redistributions des couples non mariés vers les couples mariés, ce dispositif pose cependant la question de son acceptabilité. Par ailleurs, la suppression de la réversion pourrait avoir des effets sur les comportements démographiques. Ainsi, [Persson \(2020\)](#) met en évidence que la suppression de la réversion en Suède a conduit à moins de mariages, un taux de divorce de long terme plus élevé pour les générations concernées et un renforcement de l'homogamie de revenus.

Cependant, s'il est associé à un dispositif de réversion au moment du décès de l'un des conjoints, le survivant serait assuré de bénéficier de ressources (somme des pensions de droits directs et de droits dérivés) égales à celles qu'il aurait eues sans le partage¹⁴.

3.3 Le maintien du niveau de vie comme objectif de couverture du risque veuvage

Maintenir le niveau de vie du conjoint survivant¹⁵ peut s'obtenir par une pension de réversion au taux de $2/3$ ¹⁶ et une condition de ressources dégressive ([Bonnet and Hourriez](#),

¹⁴Exception faite des cas où le conjoint survivant a une pension de droits propres qui dépasse le double de celle du conjoint décédé. En effet, le partage des droits joue en sa défaveur puisque la condition de ressources de la réversion ne compense pas, au décès de son conjoint, les droits « perdus » lors du partage.

¹⁵Une hypothèse implicite à l'objectif du maintien du niveau de vie est la mutualisation des ressources au sein du couple. Si tel n'était pas le cas avant le veuvage, la réversion met en oeuvre in fine une mutualisation ex-post. Il semble cependant que les couples mariés mutualisent davantage leurs ressources que les autres ([Ponthieux, 2012](#)).

¹⁶Le calcul d'un niveau de vie s'effectue en utilisant une échelle d'équivalence pour tenir compte de la taille du ménage. L'échelle d'équivalence standard, dite « OCDE modifiée », attribue 0,5 unité de consommation à partir du deuxième adulte ou adolescent de 14 ans et 0,3 unité de consommation pour les enfants de moins de 14 ans du ménage. Si l'on considère le cas du veuvage, l'échelle d'équivalence habituellement retenue suppose que la personne veuve adapte la taille de son logement et donc déménage. Or, si le veuvage est lié à un taux de mobilité plus élevé, les déménagements restent néanmoins minoritaires ([Bonnet et al., 2007](#)). [Bonnet and Hourriez \(2008\)](#) recalculent une échelle d'équivalence adaptée à une personne veuve qui conserve son logement. Les auteurs estiment que le maintien du niveau de vie d'une personne veuve qui ne déménage pas se ferait à condition que ses revenus atteignent 72 % des revenus antérieurs du couple, et non 66 % si on utilise l'échelle standard.

2012c; COR, 2008; Sterdyniak, 2019) :

$$pension_{reversion} = \max \left[0, \frac{2}{3}P_D - \frac{1}{3}P_S \right]$$

Avec un système de ce type, le taux de réversion est croissant avec l'écart de pension entre les deux conjoints¹⁷ :

$$taux_{reversion} = \max \left[0, \frac{2}{3} - \frac{1}{3} \frac{P_S}{P_D} \right]$$

Comparativement aux mécanismes actuels – qui peuvent conduire à une baisse ou à une hausse du niveau de vie du conjoint survivant (supra) – on s'attend à ce que la réversion à taux majoré rehausse le niveau de vie des survivants ayant une faible pension ou pas de pension, ainsi que celui des ex-conjoints d'un ancien salarié du privé dont les ressources dépassaient le plafond mais dont le montant de pension de droits propres ne permet pas de compenser la perte de niveau de vie due à la déséconomie d'échelle (Graphique 4.2). À l'inverse, un tel dispositif de réversion exclut certains bénéficiaires actuels. En particulier, tous les survivants ayant une pension supérieure au double de celle de leur conjoint ne bénéficieraient plus de la réversion (Graphique 4.1). Les bénéficiaires de pensions de régimes où les taux de réversion sont élevés (régime complémentaire du privé) ou membres d'unions égalitaires verraient, quant à eux, plus souvent leur pension de réversion diminuer.

4 Quels sont les effets des évolutions envisagées ?

En lien avec les évolutions potentielles des pensions de réversion présentées ci-dessus, nous envisageons deux pistes de réforme : la mise en place d'un dispositif de réversion maintenant le niveau de vie du couple au décès de l'un des deux conjoints, d'une part, et d'un dispositif de partage des droits à la liquidation, d'autre part. Les redistributions opérées par de tels dispositifs dépendent non seulement du montant de la pension du survivant (condition de ressources au régime général) mais aussi de l'écart entre les pensions des conjoints (voir analyse sur cas types). Pour évaluer empiriquement les effets redistributifs de scénarios de réforme de la réversion, il est nécessaire de disposer des niveaux de pension de chacun des époux. Nous analysons ces effets selon le niveau de la pension de retraite de droits propres des femmes, mais aussi selon le niveau des pensions du couple.

¹⁷Si $P_S = 0$, alors le taux de réversion est de 66 %. Si $P_S = 1/2P_D$, alors le taux de réversion est de 50 %, pour $P_S = P_D$, il est de 33 % et pour $P_S = 2P_D$, de 0 %.

4.1 Données et méthodologie

Données. Nous utilisons les données des fichiers démographiques sur les logements et les individus (Fidéli 2016) comportant des informations sur les pensions de retraite des deux membres d'un couple. Fidéli est une base de données administratives produite par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). Elle renseigne, pour l'exhaustivité des foyers fiscaux français, leurs différentes sources de revenus (y compris les pensions de retraite), leur structure démographique (dont le statut matrimonial indiquant les bénéficiaires potentiels de la réversion que sont les couples mariés), l'âge de ses membres et la composition des foyers. Dans cette base de données, nous considérons les personnes de plus de 65 ans, vivant en couple marié (annexe 4.B).

L'écart de pension entre hommes et femmes se réduit tout au long de la distribution des pensions de droits propres des femmes. En d'autres termes, le ratio des pensions des femmes sur celles des hommes augmente le long de cette distribution (Graphique 4.4). Il est très faible dans le premier décile, car une part importante de ces femmes ont des pensions quasi nulles. Puis il augmente le long de la distribution des pensions féminines pour atteindre 94 % dans le dernier décile. Le lien entre la pension des hommes et celle des femmes suit une forme en U. Les pensions des hommes les plus élevées se retrouvent aux deux extrêmes de la distribution de pension des femmes.

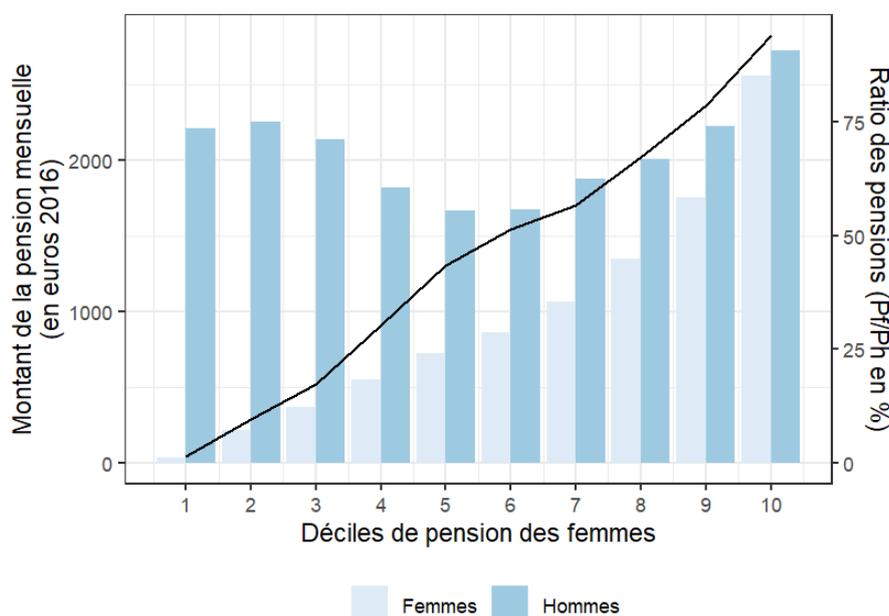
Si l'on adopte la perspective du couple, la médiane des ratios entre les pensions des femmes et celles des hommes oscille autour de 50 % tout le long de la distribution des pensions des couples, à l'exception du premier décile. Au sein de ce dernier, la médiane est plus faible, égale à 25 %, tandis que le troisième quartile est à peine supérieur à 65 % (Graphique 4.5).

Le premier décile des pensions du couple concentre une part non négligeable de femmes sans droits propres : 25 % d'entre elles ont une pension nulle. Le ratio des pensions croît ensuite de manière assez régulière pour atteindre une médiane de 64 % dans le 9e décile. Il est ensuite légèrement plus faible dans le dernier décile, car la part des femmes avec très peu de droits propres est légèrement plus élevée dans ce décile que dans ceux immédiatement inférieurs (6,5 % de femmes du premier décile de pensions féminines de droits propres appartiennent aux couples les plus aisés [dernier décile] alors qu'elles ne sont que 4,7 % dans le décile 9, voir Graphique 4.6).

Méthodologie. Nous calculons des pensions de réversion fictives pour les femmes vivant en couple marié¹⁸ selon quatre scénarios. Dans cet exercice, nous faisons l'hypothèse que

¹⁸Voir annexe 4.B pour plus de détails sur la constitution de l'échantillon à partir de Fidéli 2016.

GRAPHIQUE 4.4 : Niveau de la pension moyenne de l'homme et de la femme au sein des couples, selon le décile de pension de la femme



LECTURE : Dans le 5e décile de pension des femmes, les femmes ont une pension moyenne en 2016 de 720 euros et les hommes une pension moyenne de 1 660 euros 2016 (échelle de gauche), soit un ratio des pensions femme/homme de 43 % (échelle de droite).

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

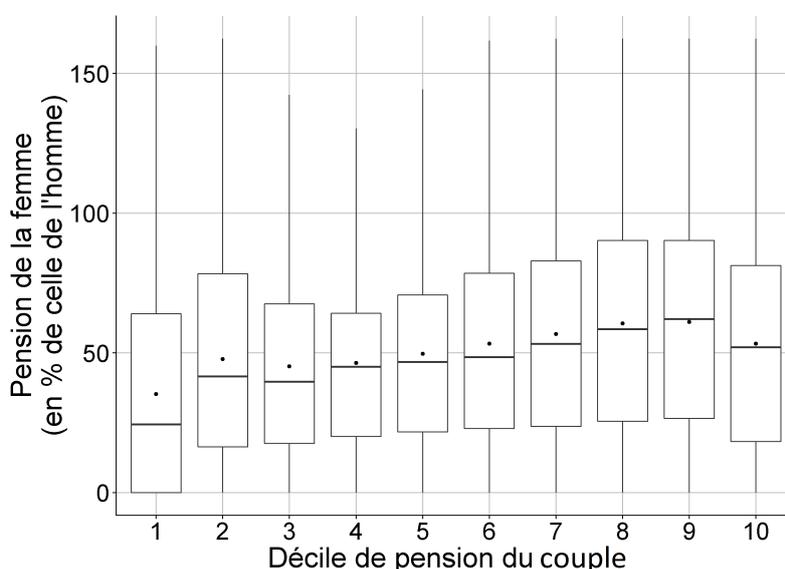
SOURCE : Fidéli 2016.

seules les femmes connaîtront le veuvage dans les couples mariés considérés¹⁹. Les deux premiers scénarios correspondent aux dispositifs actuellement en vigueur et les deux suivants correspondent aux évolutions exposées précédemment : Scénario 1. Régime actuel des salariés du secteur privé; Scénario 2. Régime actuel de la fonction publique; Scénario 3. Régime fictif de maintien du niveau de vie du couple; Scénario 4. Régime fictif de partage des droits à retraite à la liquidation.

Nous ne disposons pas du régime de retraite du conjoint décédé dans les données utilisées, aussi nous faisons l'hypothèse que l'ensemble de la population est soumis au dispositif considéré dans chaque scénario. Pour les salariés du secteur privé, il est nécessaire d'émettre une hypothèse sur la répartition de leur pension de droits propres entre le régime de base et le régime complémentaire, la réglementation de la réversion étant différente entre les deux régimes. Nous supposons, dans un scénario central, que 70 % de la pension est servie par le régime général et que les 30 % restants sont servis par le régime complémentaire Agirc-Arrco. Ce partage correspond à la répartition moyenne observée chez les bénéficiaires d'une pen-

¹⁹En 2016, parmi les décès d'individus mariés, 30 % concernent les femmes. Nous ignorons donc ici le fait que les veufs représentent environ 30 % des veuvages annuels et que la configuration des pensions des couples peut être différente de celle des couples dans lesquels l'homme décède en premier.

GRAPHIQUE 4.5 : Distribution des pensions des femmes exprimées en proportion de la pension du conjoint



LECTURE : Dans le premier décile de pension du couple, en moyenne, la pension des femmes est égale à 38 % de la pension des hommes (point noir). La médiane de ce ratio est égale à 25 %.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

sion, anciens salariés du privé. Afin de prendre en compte l'hétérogénéité de la répartition entre régime de base et régime privé, nous étudions une variante dans laquelle le partage entre régime de base et régime complémentaire se fait à 50/50, représentatif de la répartition moyenne des cadres anciens salariés du privé (COR, 2017).

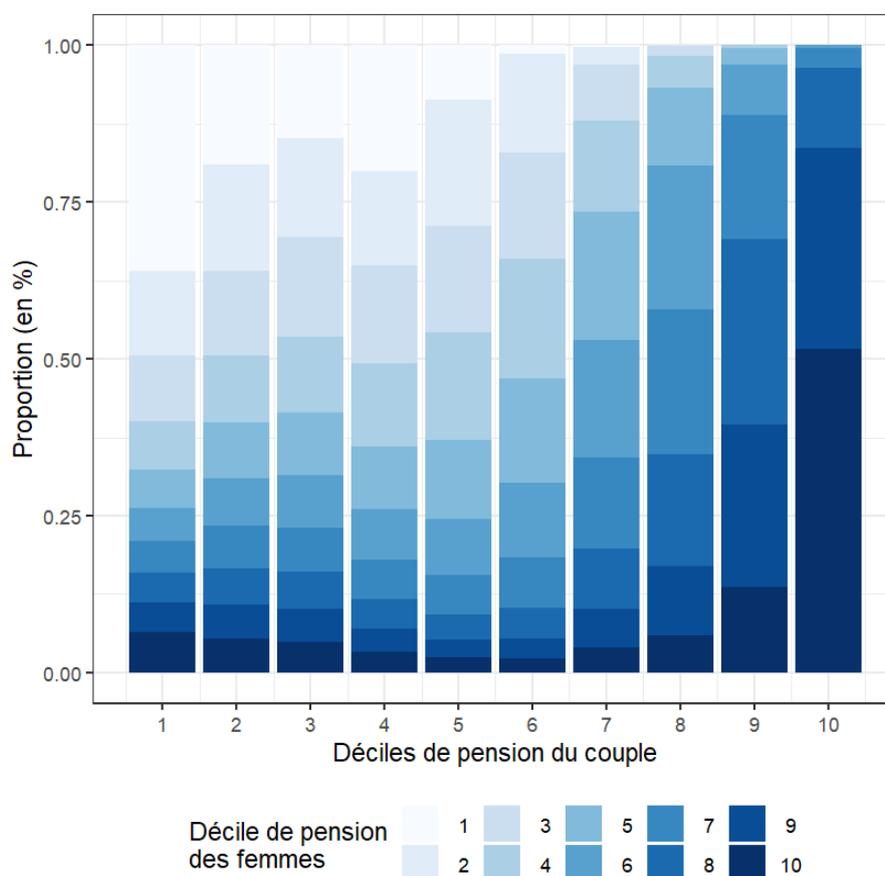
4.2 Quelle pension de réversion en fonction du niveau de droits propres des femmes ?

Quel taux de réversion dans les différents systèmes de réversion ? Nous analysons les différences entre les montants de droits conjugaux reçus par les veuves « potentielles » dans les quatre scénarios de réversion envisagés, en fonction de leur position dans la distribution des pensions de droits propres des femmes (Graphique 4.7). Pour mesurer les droits conjugaux, nous utilisons le taux de réversion, c'est-à-dire la part de la pension du conjoint décédé reçue par le conjoint survivant. Nous présentons dans les différents graphiques la médiane des taux de réversion, mesure moins sensible aux valeurs extrêmes²⁰.

Dans le système actuel des salariés du secteur privé, tant que le cumul entre la pension de réversion et celle de droits propres ne dépasse pas la condition de ressources, le taux

²⁰Nous reportons en annexe 4.C les résultats avec la moyenne des taux de réversion et signalons dans le texte quand il existe des différences notables entre les deux indicateurs.

GRAPHIQUE 4.6 : Distribution des pensions des femmes au sein de chaque décile de pension du couple



LECTURE : Dans le premier décile de pensions du couple, 36 % des femmes sont issues du premier décile de pension des femmes, 19 % du deuxième, 15 % du troisième, 20 % du quatrième, 9 % du cinquième et 1 % du sixième. Aucune n'est issue des déciles de pensions féminines supérieurs.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

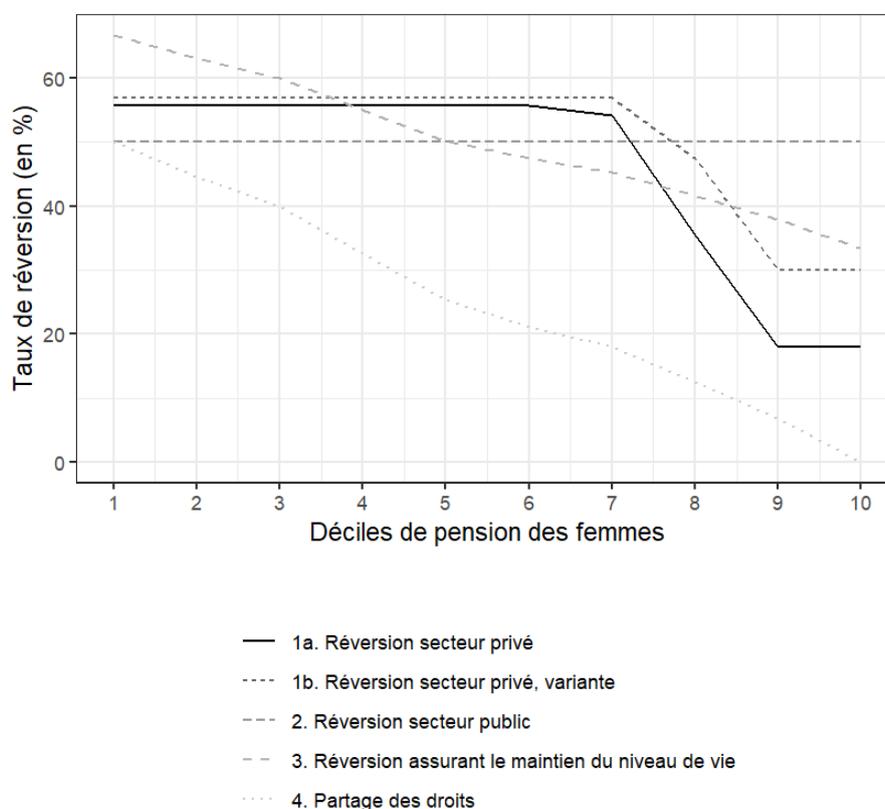
SOURCE : Fidéli 2016.

de réversion est similaire pour toutes les femmes, quel que soit le niveau de leur pension (Graphique 4.7)²¹. Ce taux est égal à 55,8 %²². Une fois la condition de ressources atteinte, au 7e décile de la distribution de pension de droits propres des femmes, la réversion du régime général devient différentielle et le taux de réversion baisse avec le niveau de pension de la femme. La condition de ressources joue assez haut dans la distribution pour deux raisons. D'une part, le niveau du plafond de ressources est assez haut relativement aux pensions de droit propre des femmes, et ce, jusqu'aux environs du 6e décile. Par ailleurs, la pen-

²¹La moyenne des taux de réversion est un peu supérieure à la médiane dans le premier décile, égale à 61 % (annexe 4.C). Il est probable qu'on ait dans le premier décile un certain nombre de pensions d'hommes assez faibles, conduisant à une pension de réversion rehaussée au minimum, augmentant ainsi le taux de réversion dans le régime des salariés du secteur privé.

²²55,8 % = (60 %*30 % + 54 %*70 %).

GRAPHIQUE 4.7 : Taux de réversion médian le long de la distribution des pensions de droits propres des femmes, selon le dispositif de droits conjugués



NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile des pensions des femmes, la médiane des taux de réversion dans un scénario de partage des droits est de 50 %. Elle est de 66 % dans un scénario de maintien du niveau de vie, de 57 % dans le secteur privé (et de 56 % dans la variante) et de 50 % dans le public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

sion moyenne des hommes est plutôt décroissante avec le décile de pension des femmes dans cette partie (Graphique 4.4), conduisant à un niveau de réversion du régime général (qui entre dans la condition de ressources) un peu plus bas que dans les déciles de pension inférieurs.

La baisse du taux de réversion est ensuite particulièrement forte entre le 7e et le 8e décile car la condition de ressources joue à plein. Une partie de cette forte baisse résulte aussi des hypothèses faites sur la répartition entre le régime général et les régimes complémentaires pour le conjoint décédé. En effet, les femmes dont les conjoints ont des pensions élevées touchent de faibles retraites pour certaines et élevées pour les autres (Graphique 4.4). L'hypothèse sur la répartition régime général/régime complémentaire a peu d'influence sur les

résultats dans le bas de la distribution, jouant uniquement sur le taux de réversion. Ce dernier est alors égal à 57 %²³. En revanche, dans le haut de la distribution, la condition de ressources joue un rôle moins important dans le cadre d'une répartition 50/50, car les pensions de réversion versées par le régime complémentaire ne sont pas prises en compte dans la condition de ressources et celles du régime général sont plus faibles. Dans le cas d'une répartition 50/50, le taux de réversion atteindrait 30 % dans le dernier décile contre 18 % avec la répartition 70/30²⁴.

Dans le système de la fonction publique, le taux de réversion de 50 % est identique quelle que soit la pension de droits propres du conjoint survivant. Ce taux est inférieur à celui reçu par les femmes réversataires des régimes du privé jusqu'au 7^e décile environ, mais la réversion est plus avantageuse dans le haut de la distribution.

Par définition, l'objectif de maintien du niveau de vie conduit à un taux de réversion décroissant le long de la distribution des pensions. Les taux de réversion s'étagent de près de 66 % pour le premier décile de pension, constitué à 25 % de femmes sans pension²⁵, à un tiers environ dans le dernier décile de pension²⁶. Cela va de pair avec la hausse du ratio entre les pensions des femmes et celles des hommes (Graphique 4.5) au fil des déciles de pension des droits propres des femmes : les niveaux de pension des femmes dans les derniers déciles sont plus proches de ceux des hommes que dans le bas de la distribution. Autrement dit, l'homogamie de pension est plus forte dans le haut de la distribution des pensions.

Si l'on ne tient pas compte de la durée de perception de la pension, le partage des droits fonctionne de manière similaire à la pension de réversion maintenant le niveau de vie, quoique avec un taux inférieur (50 % au lieu de 66 %). Le taux appliqué à la pension du conjoint est donc plus faible. Pour les femmes du premier décile de pension, leur niveau atteint pratiquement celui de la réversion du régime de la fonction publique. Dans ce décile, les 25 % de femmes n'ayant pas de pension de retraite bénéficieraient de la moitié de la pension du conjoint décédé. À l'opposé, dans le dernier décile, le taux est presque nul puisque les femmes ont une pension quasi égale à celle des hommes.

²³ Avec une répartition régime général/régime complémentaire à 50/50, $57\% = (60\% \cdot 50\% + 54\% \cdot 50\%)$.

²⁴ Dans le dernier décile, les femmes ont une pension supérieure au plafond, elles ne bénéficient donc pas de la pension de réversion du régime général. Elles ne perçoivent que la pension de réversion du régime complémentaire égale à 60 % de la part de la pension du décédé représentée par le régime complémentaire (soit $0,6 \cdot 30\% = 18\%$ ou $0,6 \cdot 50\% = 30\%$).

²⁵ Contre 6 % sur l'ensemble de la population étudiée.

²⁶ Dans ce dernier décile, les pensions des hommes et des femmes sont proches, le taux de réversion correspondant au maintien du niveau de vie est alors d'environ un tiers.

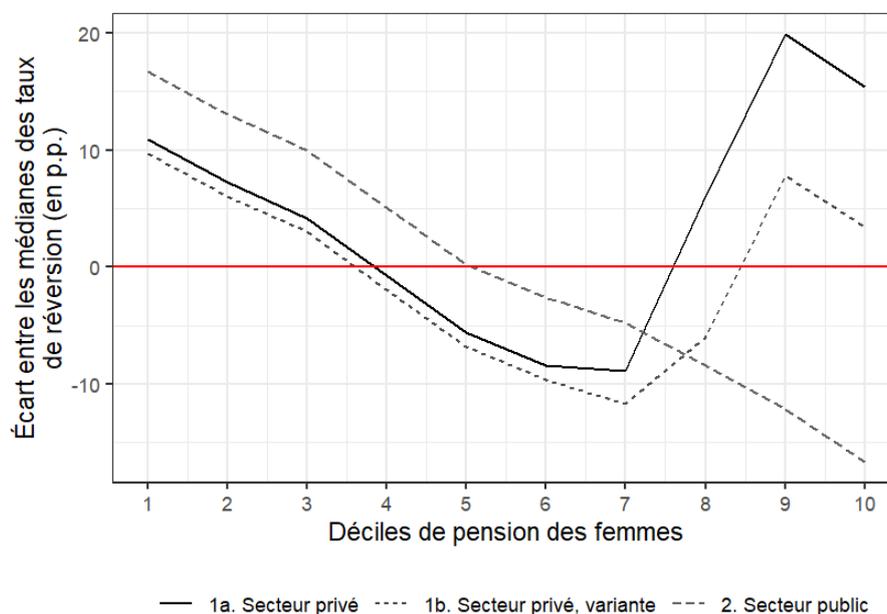
4.3 Quelles sont les implications d'un passage au maintien du niveau de vie?

L'effet sur le taux de réversion du passage de la réversion en vigueur dans le secteur privé à un dispositif maintenant le niveau de vie suit une courbe en U (Graphique 4.8). Avec un dispositif de maintien du niveau de vie, la médiane des taux de réversion serait plus élevée que celle actuelle pour les trois premiers déciles de pension des femmes. Le taux serait ensuite inférieur en médiane jusqu'au 7e décile (8e décile dans l'hypothèse 50/50), au-delà duquel il serait de nouveau supérieur au taux actuellement en vigueur. La pente de cette dernière partie en U de la courbe est dépendante des hypothèses émises sur la part de la complémentaire dans la pension du décédé. En effet, plus la pension du régime complémentaire représente une part importante de la pension du décédé, plus le taux de réversion est élevé et donc davantage susceptible d'être proche du taux de réversion du régime maintenant le niveau de vie. En d'autres termes, et comme relevé dans les cas types, le système actuel n'assure pas le maintien du niveau de vie pour les femmes à petite pension ou à pension élevée mais le surcompense pour les femmes se situant au milieu de la distribution. Dans le 9e décile, l'écart est particulièrement conséquent. En effet, les femmes ont une pension de droits propres élevée ne leur permettant de bénéficier dans le système actuel que de la seule réversion du régime complémentaire (à un taux de 18 % ou 30 % de la pension du conjoint décédé, selon le scénario de répartition de la pension de droit propre du décédé entre régime général et complémentaire); dans le dispositif de maintien du niveau de vie, le taux de réversion est d'environ 40 %, résultant d'un montant de pension des femmes proche de celui des hommes (le ratio entre la pension des femmes et celle des hommes est de l'ordre de 80 %; il est de 95 % dans le dernier décile).

Dans la fonction publique, le système actuel surcompense le niveau de vie des femmes dont les pensions de droits propres sont les plus fortes. En revanche, il ne garantit pas son maintien dans le bas de la distribution. Un système de maintien du niveau de vie conduirait à des taux de réversion plus élevés jusqu'au milieu de la distribution des pensions et à des taux plus faibles au-delà. L'écart de taux entre les deux systèmes atteint 17 points dans le dernier décile.

En résumé, la mise en place d'un dispositif de réversion maintenant le niveau de vie à la suite du décès du conjoint opérerait une redistribution vers les femmes aux pensions de droits propres les plus faibles quel que soit le régime d'affiliation, mais aussi vers les pensions les plus élevées des femmes lorsqu'elles sont veuves d'un salarié du secteur privé.

GRAPHIQUE 4.8 : Écart entre les médianes des taux de réversion dans un dispositif maintenant le niveau de vie et dans les dispositifs de réversion actuels, selon le décile de pension des femmes



NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile des pensions des femmes, l'écart entre la médiane du taux de réversion d'un dispositif maintenant le niveau de vie et la réversion actuelle dans le secteur privé est de + 11 points (+ 10 points dans la variante) et de + 17 points par rapport à la réversion en vigueur dans le secteur public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

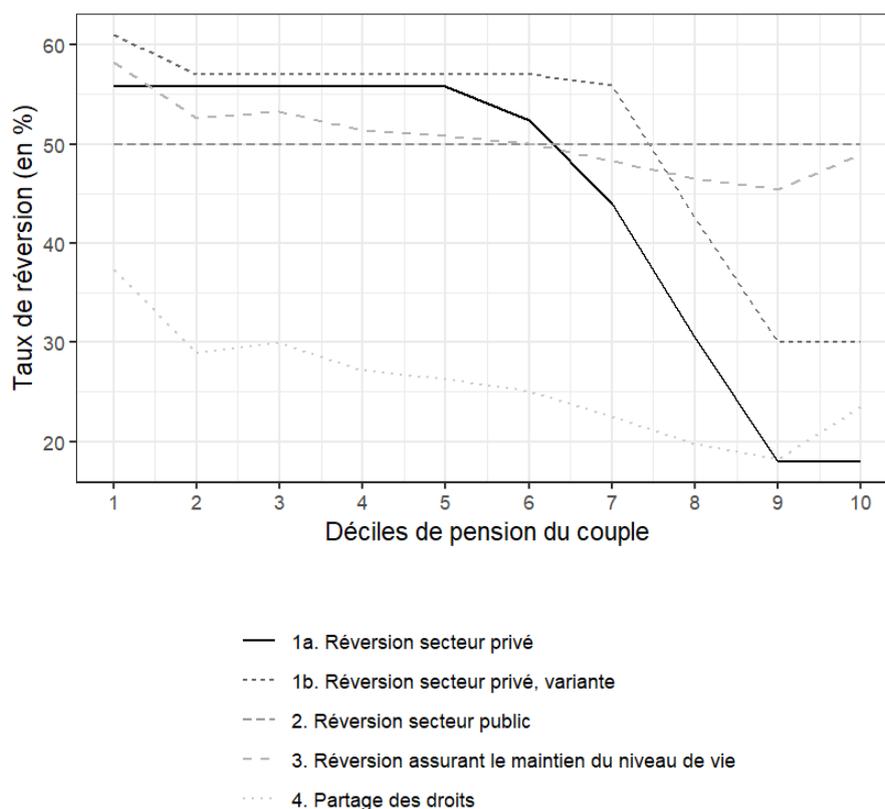
4.4 Quelle pension de réversion en fonction de la distribution des pensions des couples ?

La distribution des pensions de droits propres des femmes n'est pas identique au sein de chaque décile de pension du couple (Graphique 4.6). Les effets redistributifs d'une réforme des dispositifs de réversion actuels le long de la distribution des pensions du couple ne sont donc pas similaires à ceux observés le long de la distribution des pensions féminines.

Avec un dispositif de maintien du niveau de vie, le taux de réversion diminue, par définition, avec les écarts de pension entre les époux. Or, à l'exception du premier décile de pension des couples, cet écart est relativement stable, autour de 50 % le long de la distribution de pension des couples (Graphique 4.5). La médiane des taux de réversion est ainsi élevée dans le premier décile, au sein duquel l'écart entre la pension des femmes et des hommes est élevé, puis diminue continûment le long de la distribution des pensions, en restant très proche de 50 % (Graphique 4.9). Le taux de réversion est plus faible, en médiane, pour les

déciles D8 et D9, car les écarts entre les pensions des femmes et des hommes sont plus réduits dans ces déciles. Dans le dernier décile de pension, le taux de réversion médian est de 50 %.

GRAPHIQUE 4.9 : Taux de réversion médian le long de la distribution des pensions de droits propres du couple, selon le dispositif de droits conjugaux



NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile des pensions des couples, le taux de réversion appliqué dans un scénario de partage des droits est de 37 % en médiane. Il est de 58 % dans un scénario de maintien du niveau de vie, de 56 % dans le secteur privé (et de 61 % dans la variante) et de 50 % dans le public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

La condition de ressources du régime général explique la baisse du montant de droits conjugaux en proportion de la pension du conjoint décédé à partir du 6e décile de pension (7e décile dans la variante du secteur privé basée sur l'hypothèse d'une répartition à parts égales de la pension du décédé entre régime général et complémentaire). Pour le secteur privé, les taux de réversion médians sont faibles dans le haut de la distribution des pensions des couples²⁷. Ils correspondent au versement seul de la pension de réversion issue du ré-

²⁷La moyenne des taux de réversion est un peu supérieure à la médiane dans les deux derniers déciles, ainsi

gime complémentaire, car la condition de ressources ne permet pas à la plupart des femmes de ces déciles de bénéficier de la réversion issue du régime général.

Le partage des droits apparaît beaucoup moins favorable que les autres dispositifs car aucun droit supplémentaire n'est servi. En effet, les droits conjugaux sont issus d'une réallocation des droits au sein du couple (Graphique 4.9). Cependant, il faut noter que la dimension temporelle n'est pas prise en compte dans l'indicateur présenté. Or, les droits supplémentaires issus du partage sont servis dès la liquidation et non pas à partir du décès du conjoint. Ainsi, sur le cycle de vie, ce dispositif serait plus avantageux que la réversion pour certaines femmes. Notre analyse ne permet cependant pas de dire quelles seraient les femmes concernées.

Les effets redistributifs d'un passage à un dispositif maintenant le niveau de vie, selon le décile de pension du couple, sont opposés à ceux observés selon le décile de pension des femmes dans le bas de la distribution, à l'exception du premier décile. Ainsi, le passage à un système de réversion maintenant le niveau de vie conduit à des taux de réversion un peu plus faibles que ceux en vigueur pour les déciles D2 et D3 de la distribution des pensions des couples²⁸. Les résultats entre les deux dimensions sont différents car les déciles ne sont pas composés uniquement de femmes aux pensions de droits propres les plus faibles (Graphique 4.6). Au milieu de la distribution, les effets redistributifs sont semblables à ceux observés le long de la distribution des pensions féminines et le taux de réversion serait inférieur à celui existant actuellement. Dans les derniers déciles de la distribution des pensions du couple, les taux dans le dispositif de maintien du niveau de vie sont en revanche supérieurs à ceux qui existent dans le régime du secteur privé actuel, avec des écarts importants (Graphique 4.10). L'écart entre les médianes des taux de réversion dans un système de maintien du niveau de vie par rapport à celui en cours dans le secteur privé y est de + 19 points, pour la variante du partage à 50/50 du secteur privé²⁹. En effet, dans ces déciles, les femmes ont une pension de droits propres élevée ne leur permettant pas de bénéficier de la réversion du régime général, soumise à une condition de ressources. Elles ne disposent que de la réversion issue du régime complémentaire (à un taux de 18 % ou 30 % selon le scénario de répartition de la pension du décédé entre les régimes général et complémentaire [70/30 ou 50/50]). Dans ces déciles, le ratio entre les pensions des femmes et celles des hommes est par ailleurs de l'ordre de 50 % (Graphique 4.4), conduisant à un taux de réversion permettant le

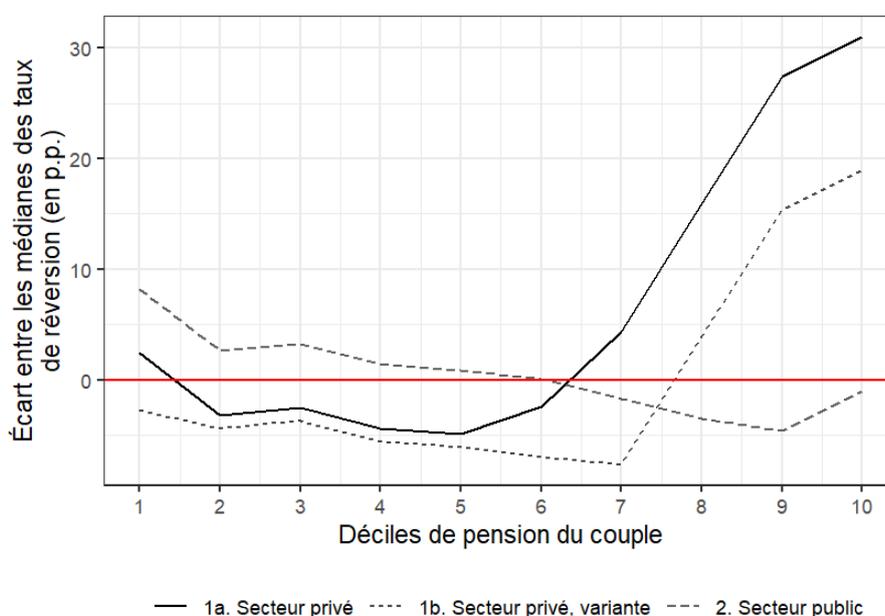
que dans le premier (annexe 4.C).

²⁸L'écart négatif entre le taux assurant le maintien du niveau de vie et le taux en vigueur dans le secteur privé est un peu plus marqué dans le premier décile quand on utilise l'indicateur de la moyenne des taux (annexe 4.C).

²⁹Cet écart est moins marqué quand on utilise l'indicateur de la moyenne des taux (annexe 4.C). La moyenne des taux de réversion dans un dispositif assurant le maintien du niveau de vie serait supérieure de 13 points à la moyenne des taux de réversion actuels dans le secteur privé (en supposant une répartition équivalente entre le régime général et le régime complémentaire dans la pension du conjoint décédé).

maintien du niveau de vie d'environ 50 %.

GRAPHIQUE 4.10 : Écart entre les médianes des taux de réversion dans un dispositif maintenant le niveau de vie et dans les dispositifs de réversion actuels, selon le décile de pension du couple



NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile de pension du couple, l'écart entre la médiane du taux de réversion appliqué avec un dispositif maintenant le niveau de vie et la réversion actuelle dans le secteur privé est de +2 points (-3 points dans la variante) et de +8 points par rapport à la réversion en vigueur dans le secteur public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

Dans les régimes de la fonction publique, le taux de réversion est de 50 %, tout le long de la distribution des pensions. L'écart de pension entre les femmes et les hommes, égal à 50 % environ pour les déciles 2 à 7 de la distribution des pensions des couples (Graphique 4.4), explique le taux de réversion médian de 50 % observé pour la réversion assurant un maintien du niveau de vie, alors très proche de celui des régimes du public. Pour le premier décile, le taux de réversion de la fonction publique n'est pas suffisant pour assurer le maintien du niveau de vie. En revanche, pour les derniers déciles, à l'exception du tout dernier, le ratio moyen des pensions femme/homme est supérieur à 50 %, et le taux de réversion médian associé au dispositif assurant le maintien du niveau de vie est plus faible, rendant ce dispositif moins avantageux que celui existant pour l'ensemble des couples, à l'exception de ceux du dernier décile.

5 Conclusion

Le système de pension de réversion français est composé de plusieurs régimes aux modalités de calcul qui varient selon les logiques à l'oeuvre. Ces différences conduisent à des situations très disparates entre personnes veuves selon le régime d'affiliation du conjoint décédé, et font l'objet de critiques.

Le contexte actuel de projet de réforme des retraites en France et en Europe conduit à relancer la réflexion sur l'évolution des droits conjugaux. Le projet de mise en place, en France, d'un système universel en points rend envisageable techniquement le passage à des dispositifs de partage des droits au moment du divorce ou au moment du calcul de la retraite³⁰ (Delevoye, 2019). Après un divorce, un dispositif de partage des droits neutraliserait de façon définitive la dissymétrie dans la répartition des rôles pendant le mariage. On pourrait aussi envisager un partage lors de la liquidation pour les couples mariés, qui dans une logique patrimoniale, permettrait d'égaliser les droits à la retraite des femmes et des hommes mariés, renforçant le pouvoir de négociation des femmes au sein des couples. Sous l'hypothèse que les couples mutualisent leurs ressources, un dispositif de réversion construit pour maintenir le niveau de vie à la suite du décès d'un conjoint pourrait, alternativement ou en complément, être mis en place. L'adjonction d'une pension de réversion minimale à ce dernier dispositif ajouterait une dimension d'aide sociale à celle assurantielle.

Cet article contribue aux réflexions sur l'évolution des droits conjugaux, analysant empiriquement les effets d'un passage du système actuel de réversion à un système de partage des droits ou de maintien du niveau de vie. Cela nous permet en particulier d'étudier les redistributions opérées le long de la distribution des pensions de droits propres des femmes d'une part et le long de celle des couples, d'autre part. On met ainsi en évidence que le passage à un dispositif de réversion maintenant le niveau de vie conduirait à des taux de réversion supérieurs pour les femmes aux pensions de droits propres les plus faibles, quel que soit le régime d'affiliation de leur ex-conjoint décédé, mais aussi pour les femmes aux pensions les plus élevées lorsqu'elles ont été mariées à un salarié du privé. Les femmes du milieu de la distribution, pour le secteur privé, ou au-delà du 5e décile, pour la fonction publique, auraient des taux de réversion inférieurs. Selon le décile de pension du couple, si le conjoint décédé était salarié du secteur privé du haut de la distribution, le survivant serait avantagé avec la mise en place d'un dispositif de maintien du niveau de vie. On observerait cependant

³⁰Au moment de la publication de l'article, un projet de loi (du 24 janvier 2020), instituant un système universel de retraite, propose de maintenir les pensions de réversion avec pour objectif le maintien du niveau de vie du conjoint survivant, suite au décès d'un des membres d'un couple marié. Pour cela, il est proposé de servir au conjoint survivant une pension d'un montant égal à 70 % de la somme des pensions du couple. Cette proposition est équivalente à notre scénario de pension maintenant le niveau de vie, avec un taux un peu supérieur (70 % au lieu de 66 % de la somme des pensions du couple dans l'article). On irait ainsi un peu au-delà du maintien du niveau de vie tel que défini dans l'article.

une petite perte dans les autres déciles. Mais si le conjoint décédé était fonctionnaire, les couples auraient un petit gain en bas de la distribution de pensions et une perte en haut. La mise en place du dispositif de partage des droits à la liquidation apparaît beaucoup moins favorable que les autres, car aucun droit supplémentaire n'est servi. Cependant, la dimension temporelle n'est pas prise en compte, car le fait que la personne bénéficiant de droits supplémentaires issus du partage les reçoit dès la liquidation est occulté.

Pour mener ces simulations, nous avons dû formuler des hypothèses, qu'il faudra lever dans les travaux de recherche à venir. Faute de données disponibles, nous avons considéré dans tous nos scénarios que l'ensemble de la population était soumis au même dispositif. Ainsi, nous n'avons pas pris en compte les écarts de pension entre les secteurs privé et public³¹ et l'existence de poly-affiliés. Or, si les retraités des différents régimes ne sont pas distribués uniformément selon le décile de pension des couples, le résultat global pourrait être affecté puisque les effets du passage d'un système actuel au maintien du niveau de vie ne sont pas les mêmes selon les régimes à chaque décile de la distribution des pensions. Nous avons aussi supposé une homogamie de revenu similaire dans les couples, quel que soit le régime d'affiliation du conjoint décédé, qui n'est empiriquement pas vérifiée. Enfin, les effets de la mise en place alternative du partage des droits nécessiteraient d'être étudiés sur le cycle de vie. Une analyse par microsimulation dynamique permettrait de lever ces limites en introduisant l'hétérogénéité des carrières et des couples en projection, et d'intégrer la dimension temporelle dans le calcul des indicateurs.

L'évolution des dispositifs de droits conjugaux à la retraite implique de réfléchir à la transition d'un système à l'autre. S'agissant de la suppression de la réversion en cas de divorce, l'instauration du partage des droits pour les nouveaux divorcés semble envisageable, mais la manière de faire évoluer les droits pour le stock des divorcés n'est pas immédiate. Par ailleurs, le partage des droits au moment du calcul de la retraite, en tant qu'alternative à la réversion, pourrait être optionnel plutôt qu'obligatoire (comme en Allemagne depuis 2001). Enfin, le dispositif de partage des droits fait porter au couple, par construction, le financement des droits conjugaux à la retraite³². En revanche, dans le cas de la réversion, le financement par les cotisations de tous maintient la redistribution opérée actuellement, en faveur des couples mariés, reniant le principe fondateur du projet de réforme « un euro cotisé donne les mêmes droits » (Delevoye, 2019). Pour y remédier, les droits conjugaux pourraient

³¹Ces écarts sont liés aux différences de composition des niveaux de qualification des salariés de chacun de ces secteurs (Aubert and Plouhinec, 2017).

³²Le partage des droits est, en réalité, un peu plus coûteux que l'absence de droits conjugaux pour le système, du fait du différentiel de longévité entre les femmes et les hommes. La différence de coût entre le système de partage des droits et un système totalement individualiste est $0,5 \cdot (D_F - D_H) \cdot (P_H - P_F)$ où P_H et P_F sont les pensions de droits propres de l'homme et de la femme, et D_H et D_F leurs durées de vie respectives à la retraite. Cette différence est positive si la femme vit plus longtemps que l'homme et si la pension de l'homme est supérieure à celle de la femme, ce qui est le cas le plus fréquent.

être financés non pas par des cotisations retraite contributives mais par une cotisation proportionnelle déplafonnée ou par l'impôt (COR, 2019).

Annexes

4.A Mesure sur cas types de l'évolution du niveau de vie après le décès du conjoint

Nous considérons un couple marié, à la retraite, sans autres ressources que les pensions de retraite et sans autre personne dans le ménage. Nous ne tenons compte ni de la fiscalité, ni des autres ressources éventuelles, comme les revenus du patrimoine.

Nous notons P_D et P_S les pensions de droits propres du défunt et du survivant, x le ratio $\frac{P_S}{P_D}$, N_1 et N_2 , les niveaux de vie du ménage (revenu par unité de consommation) avant et après décès et uc l'échelle d'équivalence retenue ($1 + uc$) unités de consommation pour le couple, $uc = 0,5$ pour l'échelle standard. En l'absence de réversion, les niveaux de vie du ménage avant et après décès ont pour expression :

$$N_1 = \frac{P_D + P_S}{1 + uc}$$

et

$$N_2 = P_S$$

Le niveau de vie après décès comparé au niveau de vie avant décès est alors égal à :

$$\frac{N_2}{N_1} = (1 + uc) * \frac{x}{x + 1}$$

Après le décès d'un conjoint, plus les ressources du survivant sont faibles, plus le niveau de vie est faible, comparativement au niveau de vie avant le décès. Dans le cas où les conjoints ont les mêmes pensions de droits propres, le niveau de vie du survivant baisse de 25 %, comparativement à la situation avant décès, en raison de la perte des économies d'échelle. Le survivant maintient son niveau de vie dès que son niveau de pension est égal à au moins deux fois celui de son conjoint décédé.

Dans les régimes du secteur public ou le régime complémentaire du secteur privé, les pensions de réversion ne sont pas soumises à condition de ressources. En notant τ le taux de réversion, le niveau de vie après décès devient :

$$N_2 = \tau P_D + P_S$$

Le ratio des niveaux de vie après décès sur avant décès est alors égal à :

$$\frac{N_2}{N_1} = (1 + uc) * \frac{x + \tau}{x + 1}$$

La variation du niveau de vie au décès est une fonction de x et le maintien du niveau de vie est atteint dès que $x = 2-3\tau$. Dans la fonction publique, le taux de réversion est de 50 %. Le niveau de vie au décès est donc maintenu dès que la pension du survivant est au moins égale à la moitié de celle du conjoint décédé. Dans le régime complémentaire du secteur privé, le taux de réversion est de 60 %. Le maintien du niveau de vie au décès est donc assuré dès que le ratio des pensions x est égal à $1/5$.

4.B Base et échantillon

Nous utilisons les données de Fidéli 2016 pour étudier les effets redistributifs de réformes des droits conjugaux, en identifiant les individus susceptibles d’être bénéficiaires de tels droits à la suite du décès de leur conjoint. En raison de la nature fiscale des données, il n’est pas possible de distinguer les pensions de réversion des pensions de droits propres. Cependant, le statut matrimonial nous permet d’identifier les individus qui sont susceptibles d’être bénéficiaires d’une pension de réversion à la suite du décès de leur conjoint. Nous calculons donc des pensions de réversion hypothétiques pour les femmes vivant en couple marié³³ avec un homme. Afin de prendre en compte les individus qui n’ont jamais travaillé ou n’ont jamais acquis de droits à retraite, nous restreignons notre champ d’étude aux personnes âgées de plus de 65 ans, et non pas à ceux percevant une pension de retraite³⁴. En France, les foyers sont définis sur la base du lieu de résidence. Afin d’éviter de prendre en compte les individus vivant en structure collective ou les individus en perte d’autonomie vivant chez des proches, nous ne considérons que les individus vivant dans les foyers d’une ou deux personnes. La pension moyenne des femmes est de 1 264 euros, contre 1 841 euros pour les hommes. Ces chiffres sont comparables à ceux observés dans l’échantillon interrégimes de retraités (EIR) produit par la Direction de la recherche des études, de l’évaluation et des statistiques (Drees) et qui regroupe des informations détaillées sur la composition des pensions de retraite d’un échantillon représentatif de la population des retraités français (tableau 4.B.1). La différence entre les deux sources de données provient potentiellement des individus qui ne reçoivent qu’une pension de réversion (et pas de pension de droits propres) : ceux-ci ne sont pas inclus dans le champ d’étude de la DREES (2019). En 2016 en France, les pensions de retraite de droits propres des femmes étaient inférieures à celles des hommes de 39 %, avec 1 065 euros contre 1 739 euros, respectivement (DREES, 2019). Cet écart de

³³Nous aurions pu envisager de considérer des scénarios de réformes dans lesquels les droits conjugaux à la retraite auraient été ouverts aux personnes pacsées. Cependant, la très faible proportion de couples pacsés dans notre champ d’analyse (47 milliers d’individus de plus de 65 ans et vivant en ménage d’une ou deux personnes sont pacsés contre 6 811 milliers de mariés) nous a conduits à ne pas présenter de résultats pour cette sous-population.

³⁴Plus de 90 % des nouveaux retraités de 2016 ont liquidé leur pension avant 66 ans (DREES, 2019). 0,1 % des observations sont jugées aberrantes et retirées du champ d’étude.

pension est similaire à l'écart observé en Europe en 2009 (Betti *et al.*, 2015). Les pensions de réversion réduisent cet écart de 25 %, ramenant le ratio des pensions féminines et des pensions masculines moyen à 69 % (tableau 4.B.1). Les pensions de réversion ne réduisent probablement pas les écarts genrés de pension uniformément le long de la distribution des pensions de droits propres. Au contraire, les droits conjugaux à la retraite opèrent des redistributions entre les femmes selon qu'elles sont mariées à des conjoints dont la pension est plus ou moins élevée et qu'elles-mêmes ont des pensions de droits propres plus ou moins élevées.

TABLEAU 4.B.1 : Pension de retraite moyenne par genre

	Fidéli	EIR	Différence
Pension moyenne féminine	1 264 €	1 298 €	-3 %
Pension moyenne masculine	1 841 €	1 885 €	-2 %
Pension moyenne féminine	69 %	69 %	0 %

NOTE : Les pension de réversion sont incluses. Les montants sont exprimés en euros 2016.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, en logement d'une ou deux personnes.

SOURCES : Fidéli 2016, Drees, EACR, EIR, modèle Ancêtre.

Nous découpons la population des couples étudiés en déciles, suivant la distribution des pensions des femmes d'une part et suivant la distribution des pensions du couple d'autre part. Les déciles de chacune de ces distributions sont présentés dans le tableau 4.B.2.

TABLEAU 4.B.2 : Déciles de pensions féminines et de pensions du couple marié, mensuelles

Décile	Pensions femmes (en €)	Pensions couples (en €)
1	100	1 600
2	300	1 900
3	500	2 100
4	600	2 400
5	800	2 700
6	900	3 000
7	1 200	3 400
8	1 500	4 000
9	2 000	4 900

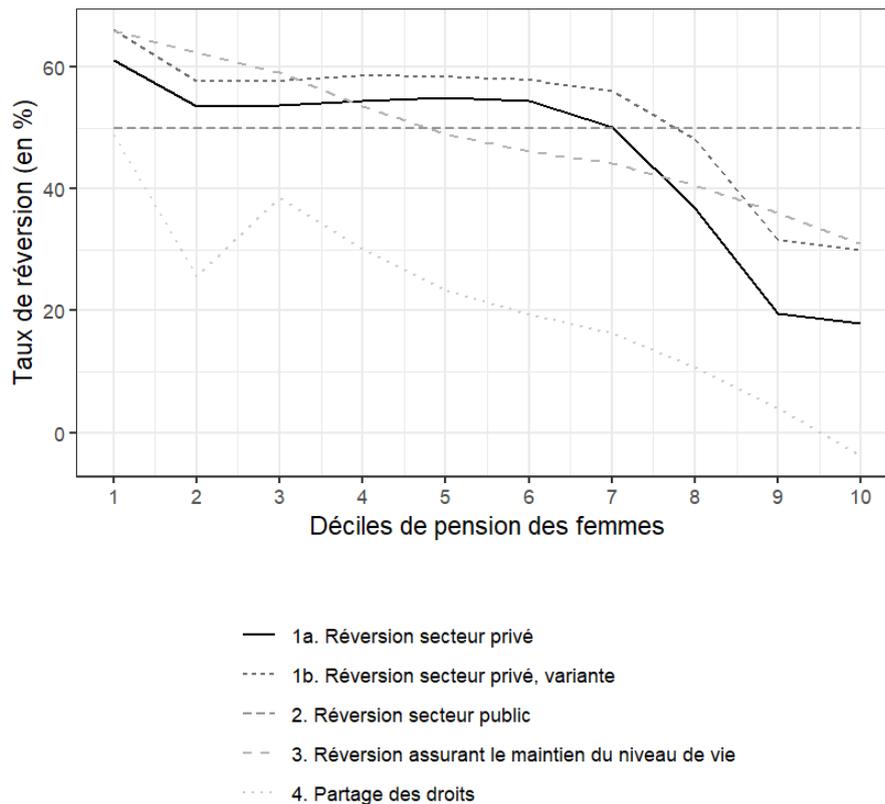
NOTE : Les montants sont exprimés en euros 2016.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

4.C Moyenne des taux de réversion dans les différents dispositifs de droits conjugaux

GRAPHIQUE 4.C.1 : Taux de réversion moyen le long de la distribution des pensions de droits propres des femmes, selon le dispositif de droits conjugaux



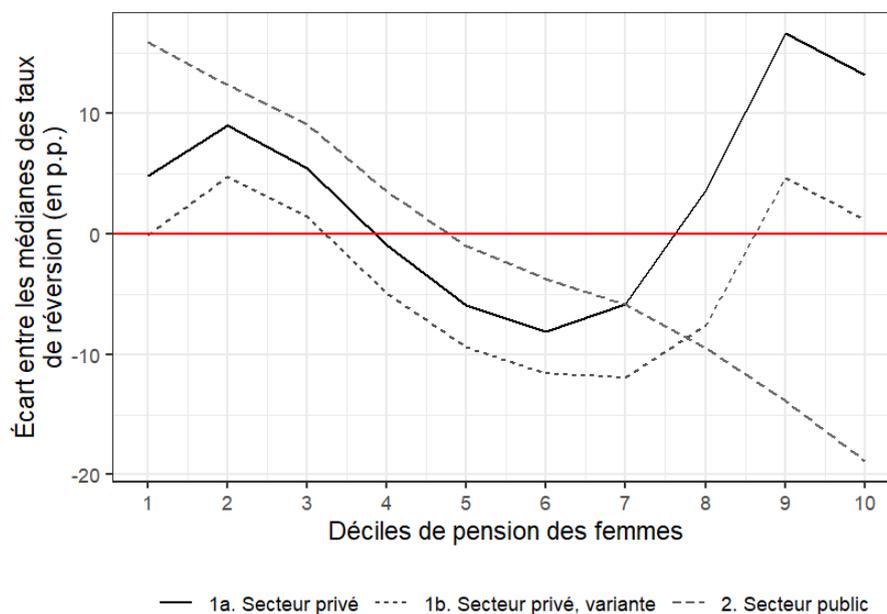
NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile des pensions des femmes, le taux de réversion dans un scénario de partage des droits est de 49 % en moyenne. Il est de 66 % dans un scénario de maintien du niveau de vie, de 61 % dans le secteur privé (et de 66 % dans la variante) et de 50 % dans le public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

GRAPHIQUE 4.C.2 : Différence des moyennes des taux de réversion entre le dispositif maintenant le niveau de vie et les dispositifs actuels, selon le décile de pension féminine



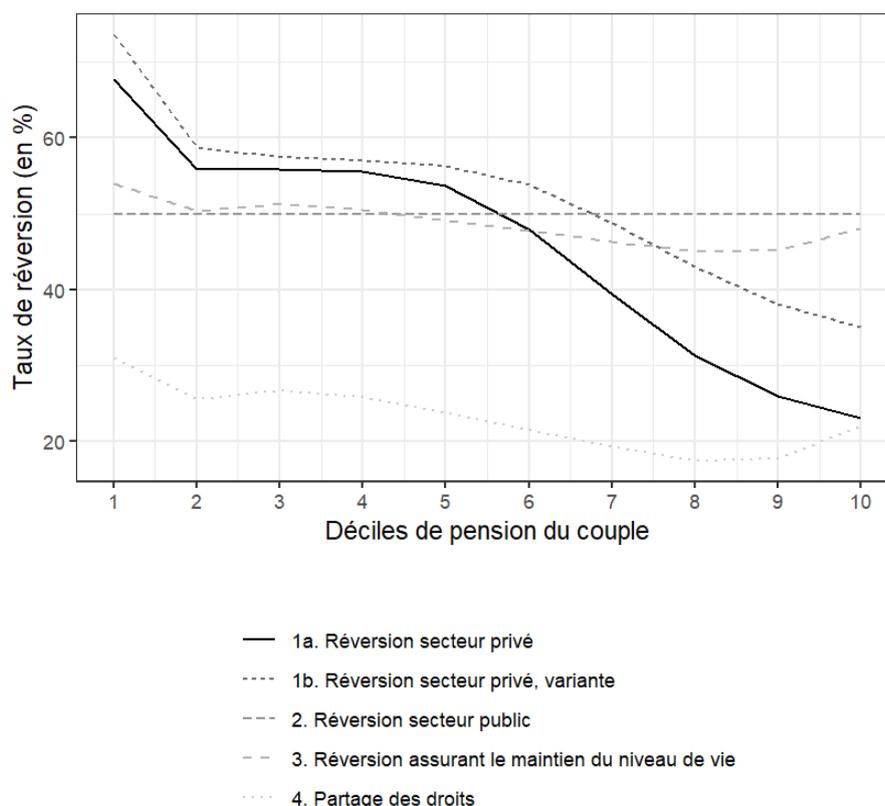
NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile des pensions des femmes, l'écart entre la moyenne du taux de réversion dans un dispositif maintenant le niveau de vie et la réversion en vigueur dans le secteur privé est de + 5 points (0 point dans la variante) et de + 16 points par rapport à la réversion en vigueur dans le secteur public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

GRAPHIQUE 4.C.3 : Taux de réversion moyen le long de la distribution des pensions de droits propres du couple, selon le dispositif de droits conjugaux



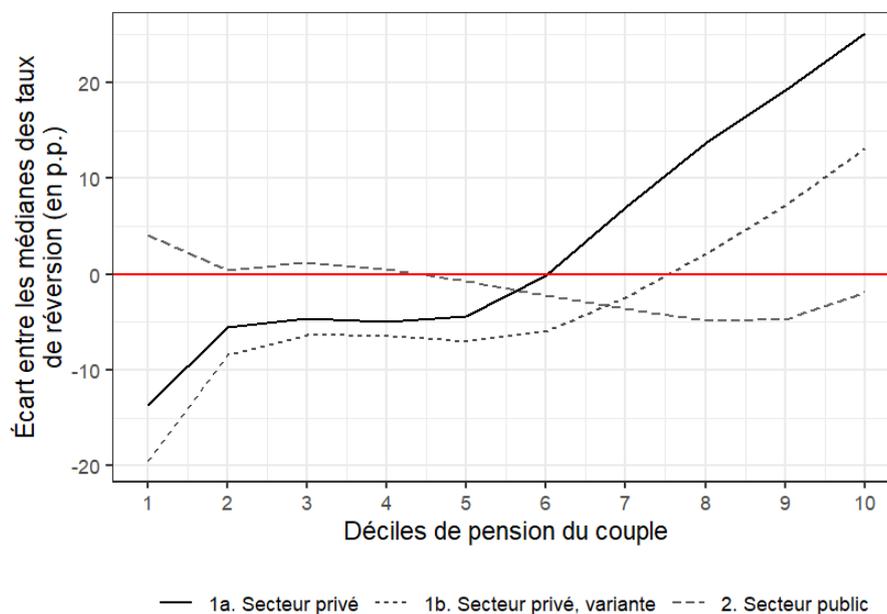
NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile des pensions des couples, le taux de réversion dans un scénario de partage des droits est de 31 % en moyenne. Il est de 54 % dans un scénario de maintien du niveau de vie, de 68 % dans le secteur privé (et de 74 % dans la variante) et de 50 % dans le public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

GRAPHIQUE 4.C.4 : Différence des moyennes des taux de réversion entre le dispositif maintenant le niveau de vie des dispositifs actuels, selon le décile de pension du couple



NOTE : Dans le scénario principal de la réversion du secteur privé, la pension de droits propres du conjoint décédé était servie pour 70 % par le régime général et à 30 % par le régime complémentaire. Dans la variante, le partage est de 50/50.

LECTURE : Dans le premier décile de pension du couple, l'écart entre la moyenne du taux de réversion dans un dispositif maintenant le niveau de vie et la réversion actuelle dans le secteur privé est de - 14 points (- 20 points dans la variante) et de + 4 points par rapport à la réversion en vigueur dans le secteur public.

CHAMP : Individus de plus de 65 ans, vivant en couple marié, en logement de deux personnes.

SOURCE : Fidéli 2016.

Chapter 5

Labor Supply Effects of Survivor Insurance: Evidence from Restricted Access to Survivor Benefits in the Netherlands

Summary of the chapter

This paper investigates the effects of survivor benefits (SB) on labor supply. Building on rich administrative data on the universe of Dutch residents, we use the 1996 Dutch reform that considerably tightened SB eligibility rules to causally identify the labor supply effect of SB. We use a regression discontinuity approach, leveraging the cohort-based implementation of the reform. We show that, following the tightening of SB eligibility, individual income and labor force participation after spousal death increase significantly (+23% and 16% respectively). We further decompose those effects between the extensive and extensive margins. We show that the widows who remained in the labor market due to the reform mainly did so as wage earners, and that already working widows increased their number of working hours by 8%. We also find evidence of program substitution of widows toward disability insurance and welfare as a result of the reform. Finally, our heterogeneity results suggest that the magnitude of the response to the reform depends on widows' ability to self-insure against the risk of spousal death.

This chapter was co-authored with **Simon Rabaté**.

Contents of the chapter

1	Introduction	251
2	Institutional context	254
3	Data and empirical strategy	257
	3.1 Data presentation	257
	3.2 Definitions	259
	3.3 Empirical strategy	260
4	Main results	262
	4.1 Graphical evidence	262
	4.2 Estimation results	265
	4.3 Magnitude and interpretation	271
5	Decomposition of the labor supply response	274
	5.1 Intensive and extensive margin responses	274
	5.2 Program substitution responses	277
	5.3 Heterogeneity in labor supply response	278
6	Conclusion	282
	Appendices	284
	5.A Data	284
	5.B Additional Tables and Figures	287

1 Introduction

The death of a spouse is not only a devastating life event, it is also a source of major economic risk. Subsequently, through multiple channels, it may affect the labor supply of the survivor. First, the loss itself may affect the well-being of the bereaved partner (Siflinger, 2017), which, in turn, may affect the ability to work. Second, spousal death can modify individual preferences – e.g. disutility from work – because of the loss of shared leisure with the deceased (Goux *et al.*, 2014). Last but not least, a spouse’s death will change the household’s standard of living: some economies of scale are lost, as well as the income of the deceased spouse, triggering labor supply responses. These financial risks can be partially offset by public or private life insurance. In this paper, we focus on the latter financial determinant of the labor supply response to spousal death and study the role of publicly provided survivor benefits.

Survivor insurance against spousal death can be provided through a first-pillar public insurance system, or through second-pillar occupational based pension. Individuals can also self-insure through private contracts. Public survivor insurance systems have been widely questioned in recent years, on different grounds. Survivor insurance schemes represent a large public expenditure that is considered as (i) inadequate, as it has not evolved with conjugal behaviors (more separations), (ii) unfair, as it generates transfers from singles to couples that may not seem justified, (iii) inefficient, as these schemes can generate large disincentives to female employment. As a result, several countries have decided to lower the generosity or even eliminate these public schemes (OCDE, 2018).

In this paper, we analyze the effect of the restricted access to the Dutch first pillar survivor insurance on survivors’ labor supply. Before the reform, the Netherlands were characterized by a generous public SB scheme and low female employment rate. The reform made considerably stricter eligibility rules to SB for individuals born after January 1st, 1950. It provides a clean quasi-experimental setting as it induced a large and discontinuous drop in SB received over the lifetime. Using a regression discontinuity (RD) approach and high quality administrative data on the full universe of Dutch widows, we estimate the causal effect of survivor benefits on female income and labor force participation. We then decompose the extensive margin by type of industry, and the intensive margin response between hours worked and wage rate. To assess the overall effect of the reform on public spending, we also explore program substitution effects by analyzing the take-up of other social security benefits as a response to the reform. Finally, we examine whether the responses to the reform are heterogeneous across different groups with regards to self-insurance ability.

We find that the tightening of SB eligibility leads to an important increase in personal income (+23%) and labor force participation (+16%) three years after spousal death. The

implied income elasticity to labor force participation (-0.4) is large and roughly in line with recent findings in the literature (Fadlon and Nielsen, 2021; Giupponi, 2019). The extensive margin response of non-working widows is driven by wage earners. We further investigate responses according to the 1-digit classification sectors and find no evidence of differences with regards to industries. We then analyze the intensive margin response. We find that widows who have worked during the entire six-year period around spouse's death increased by 8% their number of hours worked because of the reform. We find no effect on the wage rate. Assessing insurance program substitution generated by the reform, we find evidence of an increase in the take-up of disability insurance (+1.5 pp). We also find program substitution towards welfare benefits, for widows without any source of income after losing survivor benefits (+6 pp). Finally, we show that the magnitude of the response to the reform somewhat depends on individuals' ability to self insure against the risk of spousal (income) loss. We find that individuals without a job before their spouse died react much more than others, as well as individuals whose share in the household total income was the lowest. However, we surprisingly find no evidence of a differentiated reaction to the reform by level of liquid wealth.

In general, our paper relates to the literature studying the labor supply effect of spousal death. While the widespread risk of poverty affecting elder women after widowhood has been largely described in the literature, the literature on its economic consequences on working-aged women is relatively scarce.¹ Fadlon and Nielsen (2021) show that a spouse's death induces an increase in labor supply because of the loss of the deceased spouse's income, while Van der Vaart *et al.* (2020) show a drop in standard of living for working age women, which is due to a decrease in labor supply.² However, those papers do not directly assess the role of survivor insurance in the labor supply response to spousal death.

More specifically, our paper is related to the literature studying the labor supply effect of survivor insurance schemes. Despite the importance of survivor benefits, both in terms of public expenditure and their role of consumption smoothing in the difficult time of spousal

¹Note that the question of the effect of economic consequences of widow(er)hood is conceptually and empirically close to the effect of divorce or separation. Our paper also indirectly relates to this rich literature. It has extensively been shown in different countries and various contexts that women encounters a strong decrease in their standard of living following divorce while for men the evidence is mixed (for a literature review, see Mortelmans, 2020). Consequently, there is empirical evidence of an increase of female labor supply following a divorce (Bargain *et al.*, 2012; Bonnet *et al.*, 2021). It has also been shown evidence of anticipatory behavior, with female labor supply increases prior to the divorce (Poortman, 2005). In other words, women may take up a job as a form of insurance in case of divorce, or in anticipation of divorce.

²More precisely, and consistent with a self-insurance reaction to compensate the income shock, Fadlon and Nielsen (2021) find that individuals with low income or low income share increase their labor supply while others decrease it. Van der Vaart *et al.* (2020) compare the effect of a spouse's death on labor supply for widows whose spouse's death happened before a means test was introduced and for those whose spouse's death happened after. They find a decrease in labor supply for the latter group that they explain by the introduction of the means-test.

death, the literature on the topic is relatively scarce. This question has been investigated in theoretical papers, using dynamic structural life-cycle models to help understanding the role of marriage-based social insurance on household's labor supply decision. [Borella *et al.* \(2019\)](#); [Fadlon *et al.* \(2019\)](#); [Groneck and Wallenius \(2021\)](#); [Kaygusuz \(2015\)](#); [Nishiyama \(2019\)](#) find that removing spousal and survivor benefits would increase female labor participation. These theoretical predictions have been empirically verified in recent papers that use natural experiments to study the causal effect of survivor insurance over survivors' labor supply, and find important responses. [Giupponi \(2019\)](#) shows that the lower generosity in Italian SB translated into an increase in labor supply. [Böheim and Topf \(2021\)](#) show similar results for widowers in the Austrian context but find no evidence of a significant response for those who were already working before their spouse's death. Finally, [Fadlon *et al.* \(2019\)](#), take advantage of the age discontinuity in SB eligibility in the US. They show that eligibility to SB induces a decrease in labor supply. They find a considerable gradient in responses according to income level. They highlight that liquidity constraints, rather than myopia, explains widows' response: labor supply declines are attributable to lower liquidity households who exhibit large effects, whereas the highest-liquidity households are able to fully smooth their labor supply behavior.

We also study potential spillovers between different types of insurance: reduction in generosity of one type of insurance can induce take-up of alternative insurance schemes. Such substitution effects can limit the labor supply effect of a reform, and generate negative externalities of the reform on public spending. [Giupponi \(2019\)](#) gives evidence of such program substitution for survivor insurance. This is also closely related to the large literature analyzing program substitution effects toward unemployment or disability programs, in the context of pension reforms, or disability insurance reforms ([Atalay and Barrett, 2015](#); [Borghans *et al.*, 2014](#); [Coe and Haverstick, 2010](#); [Duggan *et al.*, 2007](#); [Inderbitzin *et al.*, 2016](#); [Karlström *et al.*, 2008](#); [Li and Maestas, 2008](#); [Staubli, 2011](#); [Staubli and Zweimüller, 2013](#); [Rabaté and Rochut, 2020](#)).

We make the following contributions to the literature. First of all, we provide a new and clean evaluation in the scarce but booming literature studying the causal effect of survivor benefits on survivors' labor supply. Our empirical strategy combines a sharp and large reform of survivor benefits with rich administrative data, which makes it possible to isolate the effect of survivor benefits from confounding factors and reforms. In line with findings of recent studies, we find large increases in the surviving spouse's labor supply as a response to a restricted access to benefits. Second, we extend on the existing literature in four ways. First, we are able to provide a precise decomposition of widows' labor supply response to the reform. This allows us to disentangle the different response's margins – income, participation, hours worked, wage rate — and to provide a complete assessment of the reform's effect.

We fill a gap in the literature displaying the precise intensive margin component of the response. Indeed, we decompose the intensive margin response between the wage rate and hours worked responses to the reform, which was done using proxies in previous papers. Second, we further decompose the extensive margin, by providing a split of the response by sector of activity, which has never been explored in the literature. We show that wage employment mainly absorbs the flow of *extra* widowed workers but find no evidence of differences in the response to the reform by industry. Third, we investigate substitution with other programs and find evidence of an increase in the take-up of other insurance schemes. This is consistent with [Giupponi \(2019\)](#), but not often observed in the literature for other insurance schemes. Fourth and lastly, we carry out heterogeneity analyses to investigate the hypothesis that the people most affected by the reform are those who had a low level of self-insurance, including an analysis of the labor supply response by wealth level. This latter component – for which we surprisingly find no heterogeneous effects – was not included in previous studies.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 describes the institutional background, section 3 describes the data and the empirical strategy, we describe the results in sections 4 and 5 and section 6 concludes.

2 Institutional context

Insurance against spousal death can be provided through three main sources in the Netherlands. A public first pillar insurance provides a basic pension of which amount and eligibility do not depend on labor market history of either of the spouses. A second pillar is the occupational based pension plan. It depends on the deceased spouse's work history, and rules for coverage and replacement rates vary from one pension fund to the other. Lastly, individuals can self-insure through private contracts (e.g life insurance).

In our analyses, we focus on the first pillar survivor insurance. The rest of this section presents its rules and their evolution. We present a somehow simplified description of the institutional context, concentrating on the elements essential to the understanding of our empirical strategy.

The public SB system in the Netherlands. Over the period covered by our data (1999-2019), the rules of the first pillar of survivor benefits (SB) are defined by the reform act which was implemented in 1996 and gave its name to the scheme (*Algemene nabestaandenwet*, Anw).³

³It replaced the General Widow and Orphans Benefits Act (AWW, *Algemene Weduwen- en Wezenwet*). This former scheme was tied to the marriage contract. A widow(er) was eligible to survivor benefits if he or she (i) was 40 years old or more, (ii) had at least a child under the age of 18 or (iii) suffered from inability to work. The survivor got 100% of a gross minimum wage for those caring for a child under the age of 18 or 70% a of gross

In terms of eligibility, married couples, registered partners and cohabitants are eligible to survivor benefits if the survivors meet any of the following conditions: *(i)* caring for a child aged less than 18 or *(ii)* suffering from inability to work (at least 45% disabled). While eligible, survivors receive benefits from spousal death up to the moment their younger child gets 18 years old or they reach the state pension age (equal to 65 for individuals born before 1948 and then progressively increasing). From that latter age on, the Anw pension is replaced by the public pension system (AOW, *Algemene Ouderdomswet*). Benefits are also cut if the survivor forms a new household.

In terms of amount, the survivor gets a flat benefit equal to 70% of a gross minimum wage, plus 20% of a gross minimum wage in the presence of a minor child (half-orphan's benefits).⁴ The benefits are means tested: if the survivor has income, it is partly or fully deducted from the Anw benefits, depending on the type of income and the type of benefits. The part of SB related to the care of a minor child is not means tested, the mean test only applies to the basic part (70% of the minimum wage). Unemployment, sickness and disability benefits are fully deducted from Anw benefits. Survivor benefits from other schemes (second and third pillar) are not deducted. Finally and most importantly, labor income is partially deducted from Anw benefits. The benefits are phased-out from labor income above 50% of fulltime work at minimum wage, with a rate of 66%. Individuals with income over 155% of a gross minimum wage then do not receive any SB.

Change in eligibility criteria and restricted access to benefits. The 1996 reform did not implement Anw immediately. A transition period exempted individuals *(i)* whose spouse's death occurred before July 1999 and *(ii)* who were born before 1st, January 1950, who remained eligible to survivor benefits. As we observe labor market outcome for the full population from 1999, we do not use the 1996 discontinuity in the rest of the paper. We focus on the date of birth discontinuity in eligibility introduced by the reform. Table 5.1 summarizes our main source of variation: individuals born after 1950 are eligible to SB only if they care for a minor child or are disabled. Figure 5.1 illustrates the effect of the reform in terms of benefits, according to income level. We observe that the means-tested schedule for SB disappears for able individuals who do not care for a child, while being unaffected for the others.⁵

minimum wage otherwise and there was no means test.

⁴As of 1st, July 2021, the yearly gross minimum wage in the Netherlands is equal to 20,412 euros (23,876 dollars).

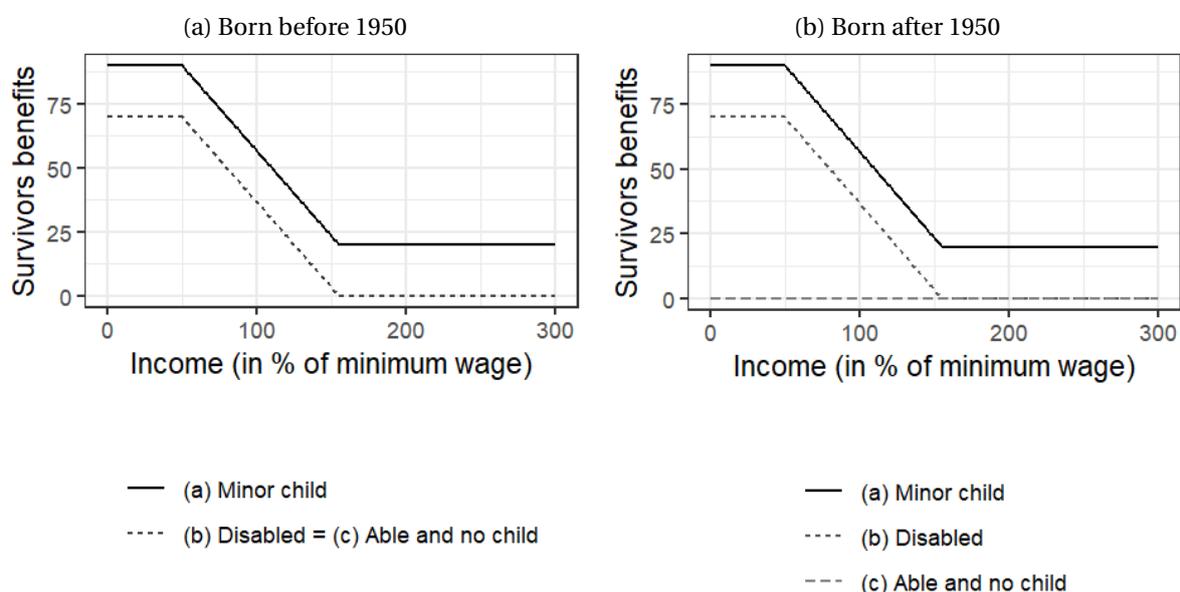
⁵Properly speaking, individuals caring for a minor child may be affected by the reform as benefits end as soon as their youngest child gets 18 years old *vs.* at AOW-age before the reform.

Table 5.1: Eligibility to survivor benefits

	Born before 1950	Born after 1950
Cares for a child	✓	✓
Is disabled	✓	✓
Does not care for a child and not disabled	✓	X

SOURCE: Legislation.

Figure 5.1: SB amount in proportion of minimum wage according to date of birth



SOURCE: Legislation.

Confounding reforms. There are three confounding reforms potentially interacting with our reform of interest, since they *(i)* impact the same group of cohorts and *(ii)* can have an effect on employment outcomes of survivors. We hereby present them and discuss the implication they have on our empirical strategy.

The first one is the partner pension reform. It is a pension supplement for the older partner who has reached the AOW-age, provided that the younger one had an income below a certain amount. This supplement was removed for older partner born after December 1949, who would not receive the supplement any more. [Nagore-Garcia and van Soest \(2021\)](#) find only limited effect of the reform for the older spouse, for which the 1950 discontinuity applies. Based on this result, and on the fact that the surviving spouse is less likely to be the older spouse, the interaction with this reform may be of second order of importance.

The second confounding reform relates to the occupational pension reform, which was implemented in 2006 and largely reduced the generosity of early retirement schemes for individuals born on January, 1st 1950 and after. It then translated into a large negative shock on pension wealth for individuals. As a consequence, it modifies resources composition and labor supply between 60 and pension age. [Atav *et al.* \(2021\)](#) show this reform translates into an increase in employment rates for the 60-65 age. This important reform affects the cohorts with the same discontinuity as the one of our interest. Nevertheless, focusing on widows whose spouse died before they reached 62 years old (see discussion on sample selection in the next section), while the reform mainly affected men aged near the statutory retirement age, allows us neutralizing the effects of the confounding reform.

Third and lastly, the statutory retirement age is progressively increased from 65 to 67 in 2023. In particular, it increased from 65 and 2 months to 65 and 3 months for individuals born after November 1949, which is close to the 1950 cutoff. As the first pillar SB are received until the statutory retirement age, this could interact with our reform of interest. Yet, we argue that this effect is likely to be small, based on two reasons. First, this one-month increase represents only a small change in lifetime earnings compared to the effect of the SB reform. Second, we can test that an increase in the statutory retirement age itself, without any change in the SB, does not have any significant effect on the income trajectories after spouse's death (see section 4).

All in all, there is no reason why those reforms would differently affect individuals before and after the death of the spouse. Moreover, if there were an impact of any of these reforms on widows' labor supply, it would be a positive impact (increased labor supply). Then, the absence of difference between treated cohorts and the control group before spouse's death would suggest that the interaction with the confounding reforms is not a major issue in our setting. In section 4, we give empirical evidence that for our population of interest, widows born after 1950 are not different from those born before 1950, with regards to labor supply before spouse's death.

3 Data and empirical strategy

3.1 Data presentation

Data sources. We use register data collected and maintained by Statistics Netherlands (CBS). They cover all residents living in the Netherlands. We have information on complete individual trajectories, and retrospective data on household histories. Each record contains a unique personal identifier that lets us merge datasets and get information on individuals, their civil-status and household histories (from 1995 onward), their labor, welfare or pension

income from tax data (from 1999 onward), their wages, hours worked and activity sector from employers-employees data (from 2006 onward), their wealth (from 2006 onward), their partner's and children's characteristics and the survivor benefits they possibly receive (from 2005 onward). More details can be found on which datasets we have mobilized and how we have combined them to define our population of interest for the analyses in Appendix 5.A.

Sample selection. In the rest of the analysis, we focus on widows because survivors are mostly women, due to their higher life expectancy and the age difference between spouses. We take advantage of a discontinuity according to date of birth: January, 1st 1950. We thus focus on individuals born between 1946 and 1953. In order to observe the population of interest on a six-year period around death (three years before and three years after), we define our scope as widows whose spouse died from January 2003 and before they reached age 62 (three years before the state pension age).

As we want to focus on widows that are affected by the reform, we remove from our estimation sample widows who care for a child who will be age 18 before they reach AOW-age, as they were not affected by the eligibility restriction. Disabled widows were also unaffected by the reform, but we cannot detect them in the data at our disposal.⁶ As a result they are kept in our sample of analysis. In the following, 'treated individuals' as well as 'treated cohorts' will refer to individuals belonging to cohorts born after January, 1st 1950, even though the disabled are not treated. This implies that our estimates of the effect of the reform on the treated are slightly underestimated.

Table 5.2 presents descriptive statistics of the data and variables we use in the paper. Age at spousal death, as well as average labor supply outcomes over the pre-death period show monotonic trends, but no jumps, over the cohorts of birth. This is consistent with a relatively stable age difference between spouses and male life expectancy, and with the increasing women's participation in the labor market over the period, respectively. The last control cohort (widows born in 1949) was aged 57 at the time of their spouse's death. Among them, 44% worked during the year preceding death. Their average income over the three-years period before death amounted to 740 monthly euros, which corresponds to 31% of total household income. Overall, 39% never worked in this three-years period, 25% had an average income that is lower than SB means-test threshold in case of a spouse's death, 25% would be partially means-tested and 11% would *a priori* be fully means-tested.

⁶We could identify the disabled as individuals who benefit from disability benefits. However, disabled individuals are eligible to disability benefits from 35% incapacity while eligibility to SB is conditional on 45% incapacity. We thus are not able to identify the group of individuals who are eligible to SB with a disability criteria.

Table 5.2: Descriptive statistics per cohort of birth

	1946	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953
Nb of individuals	4,289	4,469	4,577	4,579	4,771	4,803	5,310	5,542
Age	58.3	57.9	57.5	57.0	56.6	56.2	55.8	55.5
Working status (in %)	34.6	38.8	41.0	43.9	47.1	51.3	51.7	55.0
Labor income (in euros)	521	593	676	738	808	926	972	1,071
Income share (in %)	30	22	30	31	31	27	33	33
Total wealth (in k euros)	233	241	229	248	227	231	211	211
Liquid wealth (in k euros)	292	317	302	323	299	308	296	298
Labor income (x) category (in %):								
never worked	50	46	42	39	36	32	30	26
$x \leq 0.5MW$	22	22	23	25	25	25	26	26
$0.5 < x \leq 1.55$	19	23	23	25	26	28	29	30
$x > 1.55MW$	9	9	11	11	12	15	15	17

NOTE: Age refers to age at spouse's death. Working status refers to the proportion of individuals who have had at least a period of work during the year preceding death. Labor income is expressed in monthly euros and wealth is defined on a yearly basis. Labor income category refers to average income level on the 3 years pre-death period, expressed in number of minimum wages (MW). Labor income category refers to the three-year period preceding spouse's death. In particular, the proportion of widows who never worked on the 3-years pre-death period is mechanically lower than the proportion of those who never worked during the year preceding death (*working status*). Monetary values are expressed in 2018 euros.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

3.2 Definitions

In this article, we are interested in studying the labor supply effect of survivor benefits public schemes.

Labor supply can be characterized in several ways. Usually, labor supply responses are decomposed into two margins: the extensive margin, which refers to how many people work, and the intensive margin, which refers to how much people work. In this article, we investigate both of these margins. First, we measure employment rate as the extensive margin. We define a dummy equal to 1 if the individual has strictly positive labor income and 0 otherwise. In order to have a common language with related literature (Böheim and Topf, 2021; Fadlon *et al.*, 2019; Fadlon and Nielsen, 2021; Giupponi, 2019), we call this outcome *labor force participation*, even if it does not exactly refer to the same scope.⁷ More precisely, we in-

⁷The labor force participation rate indicates the percentage of all people of working age who are employed or are actively seeking work.

investigate the response in terms of the take-up of unemployment benefits separately. Second, we measure the number of hours worked as the intensive margin. Our dataset allows for a direct estimation of this outcome, while it was proxied using working days in previous literature (Böheim and Topf, 2021; Giupponi, 2019). We also investigate the response in terms of wage rate as the last component of total labor income.

The identification of a causal impact of survivor benefits scheme on labor supply requires an exogenous variation of such a scheme. As detailed in the next paragraph, in this article, we take advantage of a reform that tightened eligibility to SB but exempted individuals born after a certain date, in order to identify the impact on individuals' behavior. Said differently, it can be considered that this reform introduced a discontinuity in eligibility to SB with regards to date of birth. This reform was enacted in 1996 and also introduced a means-test to the scheme. In this paper, the source of identification only relies on the exemption of a group of individuals to the eligibility part of the reform. We call it *introduction of a discontinuity in eligibility*. In order to have a common language with public policy evaluation literature, the word *reform* will refer to this latter part of the reform. More precisely, for the cohorts of study, all individuals are subject to the means-test. Our treated and control groups only differ with regards to SB eligibility criteria.

3.3 Empirical strategy

The 1996 reform introduced a discontinuity in SB eligibility. From 1996, survivors are eligible to SB only if they were born before January, 1st 1950 or if they care for a child or are disabled. We take advantage of this discontinuity in the date of birth to identify the causal impact of SB elimination on labor supply. We use a regression discontinuity framework (Lee and Lemieux, 2010), in which the assignment variable is the survivor's date of birth. Individuals born before January, 1st 1950 compose the control group while the others are treated.

We estimate the following equation:

$$Y_i = \alpha + \beta \cdot f(dob_i - 1950) + \gamma \cdot \mathbf{1}_{dob \geq 1950} + \delta \cdot \mathbf{1}_{dob \geq 1950} * f(dob_i - 1950) + \lambda \cdot X_i + \epsilon_i \quad (5.1)$$

where Y_i is the independent variable (labor income or labor force participation), $dob - 1950$ is the cohort variable, equal to the difference between woman i 's date of birth and January, 1st 1950 (in quarters in our main specification). The $f()$ function must be continuous in 0. In our baseline specifications, we include a linear trend in the running variable, $f(dob_i - 1950) = dob_i - 1950$. The specification allows for different slopes before and after the cutoff.⁸ X_i is a vector of age dummies and ϵ_i is a random noise. δ is our parameter of interest and

⁸For robustness checks, we also estimate equation (5.1) with f a second and a third order polynomials, successively, and for equal slopes before and after the cutoff. See corresponding estimates in Table 5.3.

captures the SB reform on labor supply. We estimate equation (5.1) using OLS, separately for each quarter t between -3 and 3 years relative to spousal death.

The main identification assumptions in a regression discontinuity (RD) are that individuals cannot manipulate their treatment status, are similar on both sides of the discontinuity and that there are no other elements than the reform of interest that are changing at the discontinuity and can impact the outcomes of interest. Our running variable – date of birth of the individuals – is by essence not manipulable. We nevertheless plot the probability density function of benefit recipients by quarter of birth in Appendix Figure 5.B.1. We verify that there is no visible discontinuity in the density around the threshold. Moreover, the McCrary test statistics reported on the graph do reject the null hypothesis of discontinuity at the threshold. To verify that individuals around the cutoff are comparable in their observable and unobservable characteristics, we perform a covariate balancing test using parametric and non-parametric RD specifications. As reported in Appendix Table 5.B.1, covariates are balanced under both the linear and the quadratic parametric specifications, and the local linear regression specification.

Our identification strategy relies on the assumption that, absent the reform, spousal death would have had the same effect on labor supply for survivors born before and after 1950. In the next section, we provide two important results regarding the credibility of this assumption. First, we display pre-trends and show that there is no significantly different from zero difference between the cohorts before spousal death with regards to labor supply. Second, we carry out placebo analyses and show that there is no significant different response to counterfactual reforms that would have happened for 1949 or 1951 cohorts, respectively.

As discussed in section 2, the main threat to our identification strategy are the potential interactions with contemporaneous pension reforms whose implementations were also (i) cohort-based and (ii) at the vicinity of the 1950 cut-off. As explained, the occupational pension reform mainly affected men aged near the statutory retirement age. As we focus on widows whose spouse died before they reached 62 years old, it may not interact with our analysis. Most of the effect we are estimating then occur at ages that are not directly impacted by the occupational pension reform, which shifted the employment probabilities between 60 and 65 (Atav *et al.*, 2021). We nevertheless give empirical evidence that this is indeed not the case, by showing that there is no discontinuity in labor supply for treated cohort when considering pre-spousal death period. Generally speaking, a large part of the threat is alleviated by the fact that we can observe the dynamics of the effect of the reform before and after spousal death and that there is no clear reason why the effect of the pension reforms would be correlated with the timing of spousal death. A difference in labor supply outcomes observed at the date of birth cutoff and that kicks in after the death of the spouse is then very

likely to be driven by the change in the eligibility to survivor benefits we are studying.

4 Main results

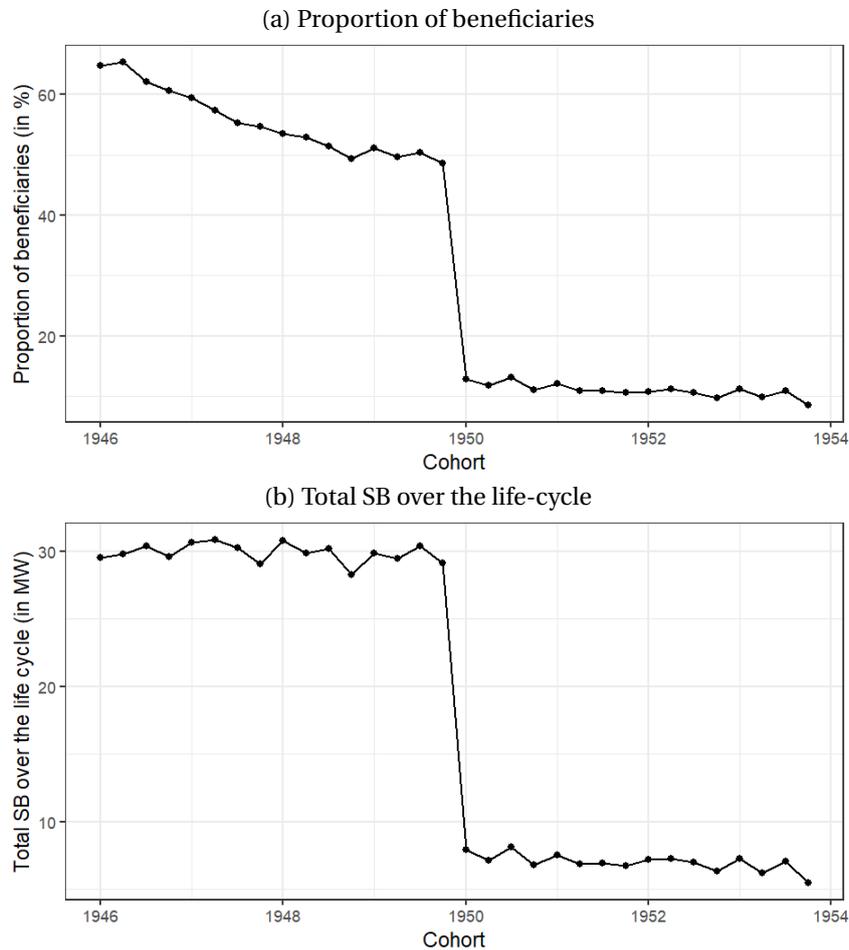
4.1 Graphical evidence

We first present graphical evidence of the effect of the change in survivor benefits' eligibility. We start with a description of the effect of the reform on survivor benefits, to verify and assess the bite and magnitude of the reform. Figure 5.2 presents two illustrations of the effect of the reform in terms of survivor insurance. Panel (a) shows the proportion of SB beneficiaries among widows per cohort. We verify that there is a large drop in this proportion from the 1950 cohort of birth. Among widows born before 1950, despite a decreasing trend, a large part of the population receive SB. 65% of widows born in the first quarter of 1946 benefit from SB and so do 49% of those born in the last quarter of 1949. This proportion is much lower for widows who were treated by the SB reform. Indeed, for those born in the first quarter of 1950, only 13% receive SB benefits.⁹ This drop in eligibility translates into large changes in the total amount of SB received over the life-cycle, as depicted in panel (b). The latter, which includes zero amounts, shows the drop induced by the restricted access to benefits but also gives a estimation of the reform magnitude. Even though the impact of the reform is limited by the fact that the SB pension is only received between the time of spousal death and the retirement age, we observe a clear and large discontinuity in total SB received at the cutoff. The average total SB amount over the life-cycle is approximately equal to 30 minimum wages (corresponding to 50 thousands of 2018 euros) for widows born before 1950. On average, this corresponds to a six-year widowhood duration. For individuals born after 1950, this amount dropped to 7 minimum wages on average. The magnitude of the drop of lifetime income due to the reform – almost 40k euros – is then important, and likely to trigger large labor supply responses.

We then present graphical evidence of the effect of spousal death on labor supply, according to individuals' date of birth (before and after 1950). Figure 5.3 presents widows' labor force participation and monthly income level according to distance to spouse's death for treated and non treated cohorts. For non treated cohorts, we observe a continuous decline in labor force participation and in labor income. In particular, there is no discontinuity at spouse's death. Conversely, for individuals born after 1950, we observe a stabilization of labor supply following the spouse's death. Even if the pattern we observe are partly tampered by the different age composition of the groups, it does suggest that labor supply increased as

⁹The remaining beneficiaries in the post-reform group is likely to be driven by disabled widows, since they are not affected by the reform but cannot be detected in our data (see section 3.1).

Figure 5.2: Proportion of SB beneficiaries and total SB over the life-cycle



NOTE: MW stands for minimum wage. To compute total SB over the life-cycle, some SB amounts were back-casted from the earliest observation (as a proportion of the minimum wage) between the year after the widowhood date and the first year for which an amount is observed.

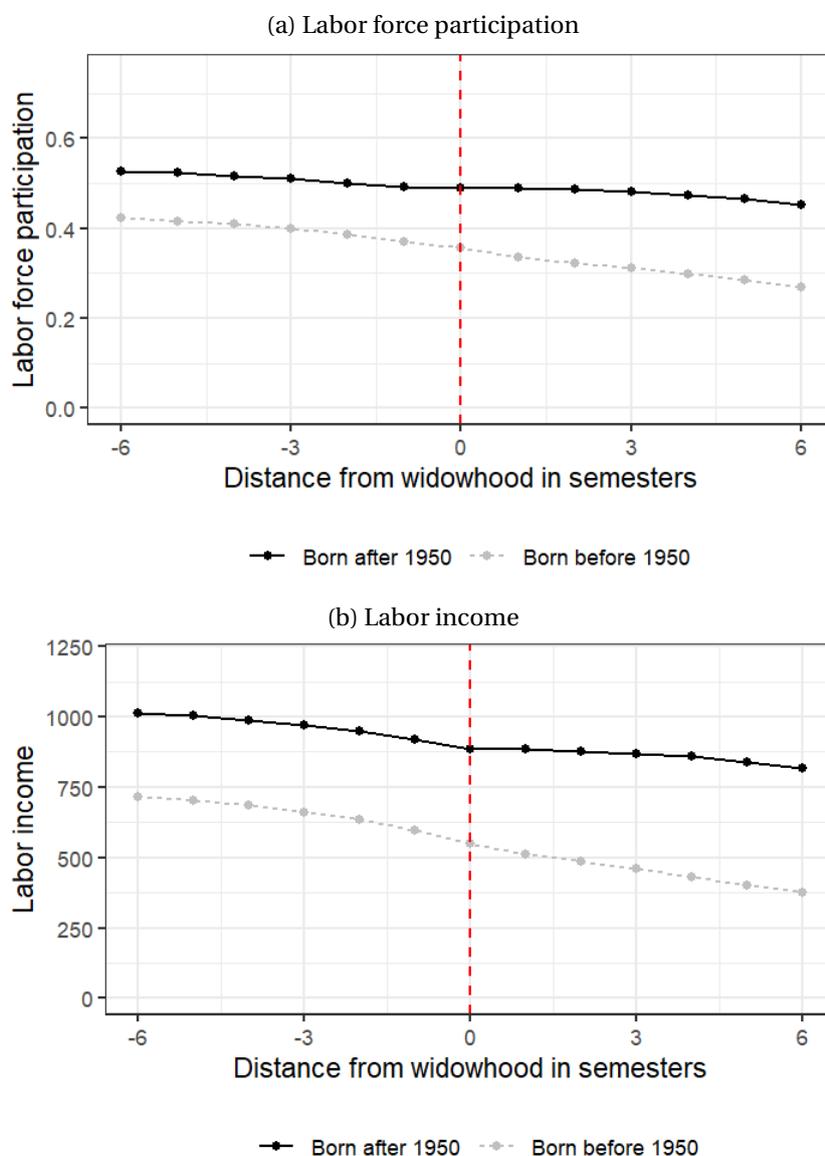
SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

a response to the restricted access to public SB. As suggested in Appendix Figure 5.B.2, this may be the consequence of the large drop in average public SB income after spouse's death, while no change in average occupational SB income, which is not fully compensated by the increase in other social security programs average income.

Finally, we give more direct graphical evidence of the causal effect of SB elimination on labor supply in Figure 5.4. It presents the average labor force participation and labor income by cohort of birth, for different values of the distance to spousal death event in years (-3; 0; +3). For the pre-death period (distance to death = -3), labor force participation and labor income follow a smooth and upward trend over cohorts of birth. On the contrary, three years

Figure 5.3: Average labor supply according to distance to spouse's death



NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity.

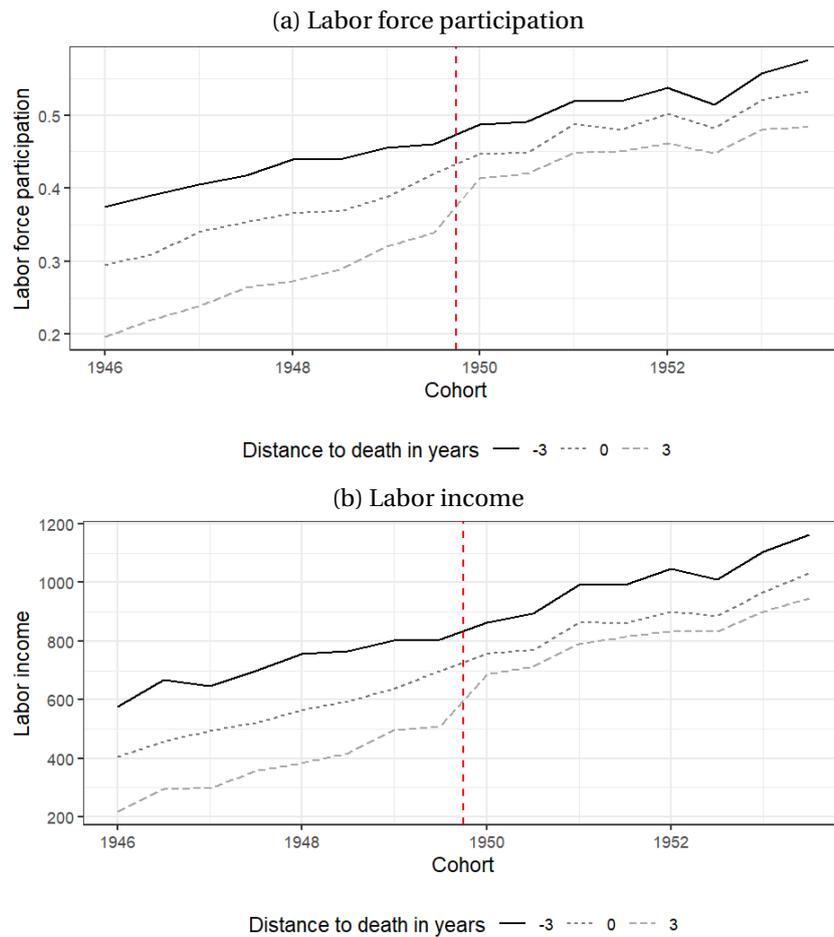
SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

after death, labor supply follows an upward trend over the cohorts with a big jump for 1950 cohort of birth. Individuals born after 1950 thus seem to have increased their labor supply at spouse's death in reaction to the SB elimination. These patterns are at the heart of our RD empirical strategy: we observe a jump in labor supply between widows born on both sides

of the 1950 cutoff, and this jump is observable from the moment of spousal death, when the reform kicks in. This makes a strong case for the identification of a causal effect of the SB reform on labor supply of widows.

Figure 5.4: Average labor force participation and labor income according to cohort of birth and distance to death



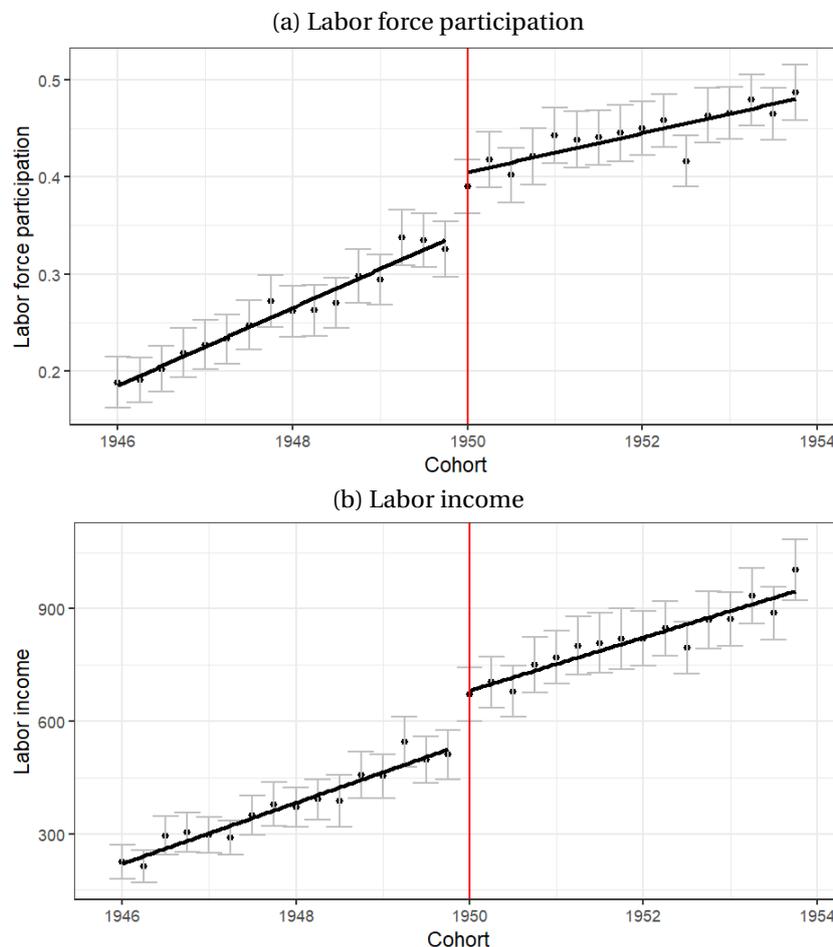
NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity.
 SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.
 SOURCE: CBS.

4.2 Estimation results

Before turning to regression results, Figure 5.5 isolates the $t = 3$ line of Figure 5.4 and presents, for labor force participation and labor income, the average level by cohort of birth three years after spousal death, along with confidence intervals and a linear fit from each side

the cutoff. This gives a clearer view of the discontinuous increase in labor supply between widows born before and after the 1950 cutoff.

Figure 5.5: Average participation and income by date of birth, three years after spousal death



NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. Both outcomes are measured three years after the death of the spouse. Confidence intervals are displayed at the 95% level.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Table 5.3 shows the coefficients for estimation of equation (5.1) three years after spousal death and for different specifications of polynomial $f()$: three for a polynomial of order 1, 2 and 3, respectively, and one of order 1 with slopes set equal on each side of the discontinuity. For labor force participation, RD estimates take values ranging from 0.043 to 0.062. It means that three years after spouse's death, treated individuals have a 4.3 to 6.2 percentage points higher labor force participation than control group. All coefficients are significantly different from 0. In terms of labor income, estimates vary between 110 and 140 monthly euros. In the

rest of the paper, we keep the first specification as our preferred specification, with a first order polynomial and different slope on each side of the discontinuity.

Table 5.3: Regression discontinuity estimates

	(a) Labor force participation				(b) Labor income			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
δ	0.060	0.054	0.043	0.062	140	130	110	140
Std. err.	0.010	0.015	0.021	0.010	24	37	52	24
p value	0.000	0.000	0.040	0.000	0.000	0.000	0.044	0.000
Parametric	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Poly. order	1	2	3	1	1	2	3	1
Equal slopes	X	X	X	✓	X	X	X	✓
Controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Nb obs.	38,340	38,340	38,340	38,340	38,340	38,340	38,340	38,340

NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Estimations are carried out on a quarterly time basis.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Our results are robust to estimation time basis and presence of controls, as shown in Table 5.4. We run the estimation for different bandwidths around the discontinuity. We make bandwidth varying from 0.5 to 3.5 around the 1950 threshold. In other words, we estimate the RD equation for individuals born a quarter around January, 1st 1950, then for individuals born six months around January, 1st 1950 and so on until individuals born three years around the threshold. Appendix Figure 5.B.3 shows the estimated effects of the reform according to the different bandwidths. We verify the estimates are relatively stable along the bandwidths, in the range 4.1 to 7.9 pp for labor force participation and 110 to 190 euros for labor income.

Dynamics of the effect. We then estimate equation (5.1) for each quarter t between -3 and +3 years relative to the date of spousal death. Figure 5.6 shows the estimated δ_t coefficients, along with their 95% confidence intervals. The goal of this approach is twofold. First, we can assess the timing of the labor supply response to the reform. Second, it is a way to check that the interactions with the contemporaneous pension reforms are of limited magnitude.¹⁰

¹⁰Indeed, if any effect of the confounding reforms on labor supply for our population of interest, our RD estimates should show pre-trends before spouse's death. In other words, we would find significant difference between widows born before 1950 and those born after, with regards to labor supply, before spouse's death. If

Table 5.4: Regression discontinuity estimates, robustness checks

	(a) Labor force participation				(b) Labor income			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
δ	0.060	0.062	0.059	0.060	140	146	137	137
Std. err.	0.010	0.010	0.010	0.010	24	25	24	24
p value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Controls	✓	✓	✓	✗	✓	✓	✓	✗
Time basis	quarter	semester	month	quarter	quarter	semester	month	quarter
Nb obs.	38,340	37,674	38,745	38,340	38,340	37,674	38,745	38,340

NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. Controls are age dummies. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

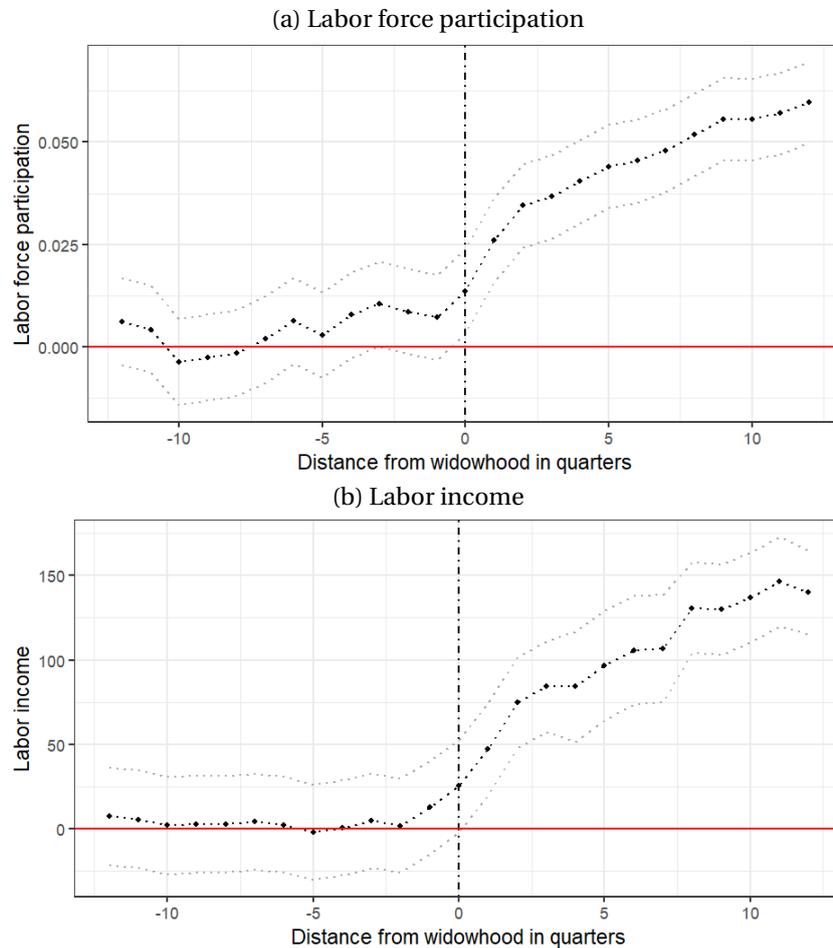
SOURCE: CBS.

In terms of dynamics, we observe that the increase in labor force participation (panel (a)) and labor income (panel (b)) kicks in immediately with a large labor supply response from $t = 0$. The effect then progressively increases over time, and approximately doubles from 6 months to 3 years after the death of the spouse. As the effect seems to continue to increase beyond our three year window, it is likely that we do not observe the full dynamics of the effect. In [Giupponi \(2019\)](#), the labor supply responses to a restricted access to survivor benefits steeply increase from $t = 0$ to $t = 7$ years before they relatively stabilize. This suggests that we may underestimate the long term responses to the reform in our setting.

Figure 5.6 also shows that there is no detectable effect of the SB reform before spousal death. This first suggests that there is no anticipation effect of the reform before spousal death. This could be explained by the fact that we consider relatively young individuals (around age 50-60) for which spousal death may not be anticipated. Secondly, the absence of effect before $t = 0$ suggests that our estimation of the effect of the SB reform is not biased by the effect of the contemporaneous pension reforms affecting individuals in the vicinity of the 1950 cutoff (see section 2). As there is no clear reason why those reforms would affect individuals differentially before and after the death of the spouse, the absence of effect before death suggest that the interaction with the pension reforms is not a major issue in our setting.

not, and because there is no reason why the effects of the confounding reforms would be correlated with the timing of spousal death, we could conclude to the limited effect of the reforms on our estimates.

Figure 5.6: Effect of the reform on the labor supply over time



NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Dotted lines represent 95% confidence intervals.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

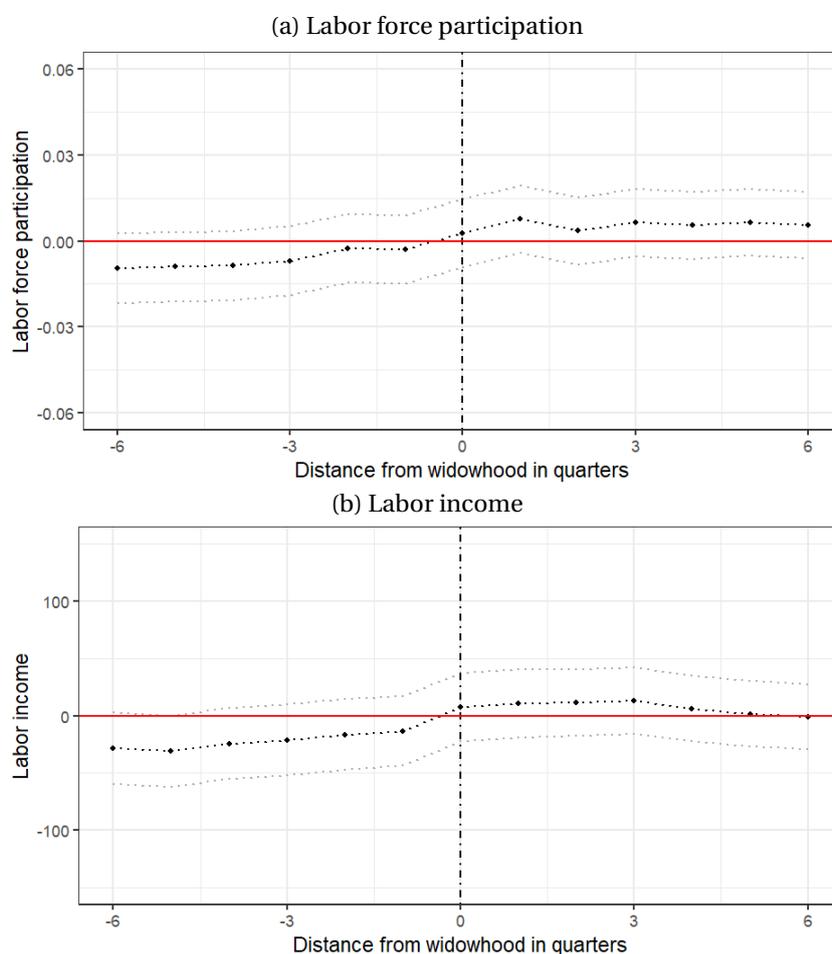
SOURCE: CBS.

Placebo analyses. As last checks for the validity of our identification strategy, we implement the following placebo tests. We estimate equation (5.1) with two alternative samples and placebo cutoffs, where no changes in SB were implemented. In the first (resp. second) placebo test, we consider individuals born between January 1946 and December 1951 (resp. January 1948 and December 1953) and a placebo cutoff in January 1949 (resp. 1951). We expect no significant change in labor supply at the cutoffs. Figures 5.7 and 5.8 present the estimated coefficients of the RD model (5.1) for each quarter t three years before and after spousal death. Reassuringly, we do not find much effect of those pseudo-reforms, except for the pre-death estimates of the second placebo, which exhibits some significant but very

small positive effects.

Interestingly, the first placebo is also a validity check for the interaction of the SB reform we study with the change in the state pension age. Recall that the SB reform is almost contemporaneous with a 1 month increase in the state pension age occurring in 2013. A similar change was implemented for the individuals born in December 1948 (from 65 and 1 month to 65 and 2 months), which is very close to the cutoff of our first placebo. The null effects found for this placebo also suggests that our main analyses' estimates are not tampered with the effects of the increase in the state pension age.

Figure 5.7: Effect of the reform on the labor supply (placebo 1949)

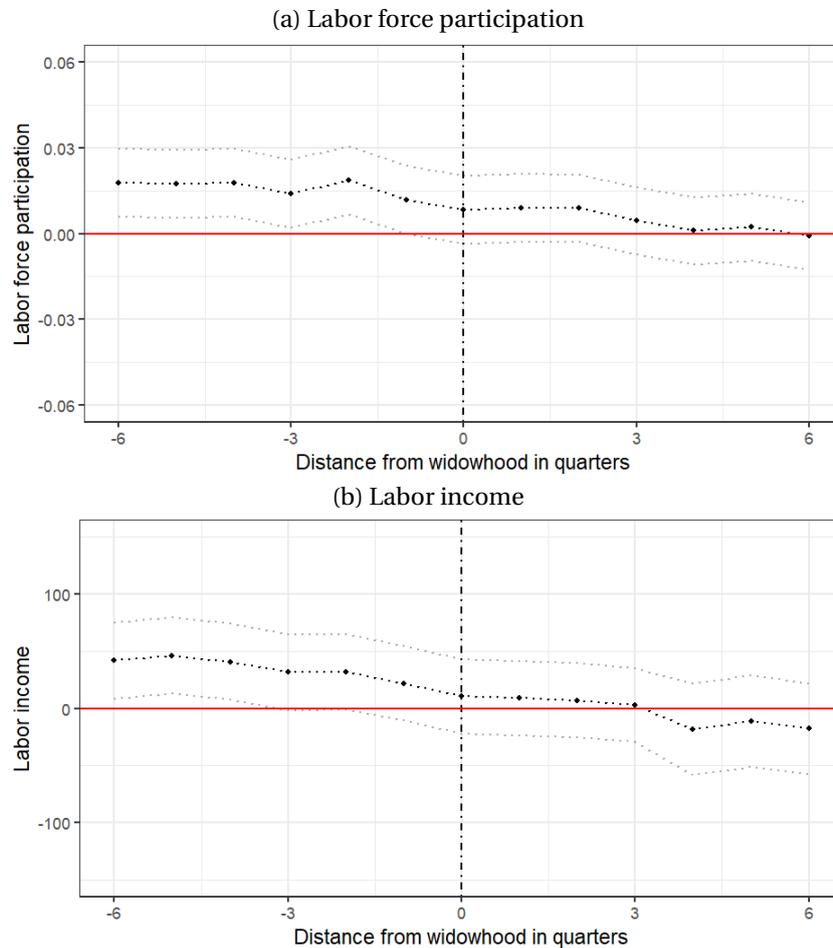


NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. In this placebo specification, we set 1949 as the counterfactual discontinuity date of birth. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Dotted lines represent 95% confidence intervals.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1951 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Figure 5.8: Effect of the reform on the labor supply (placebo 1951)



NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. In this placebo specification, we set 1951 as the counterfactual discontinuity date of birth. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Dotted lines represent 95% confidence intervals.

SCOPE: Widows born between 1948 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

4.3 Magnitude and interpretation

In this section, we discuss the magnitude of our results and compare it to the effects found in the literature. In order to make our results comparable to other studies, we relate the estimated labor supply effect to (i) the pre-reform level of employment and (ii) the magnitude of the financial incentives generated by the reform.

Table 5.5 displays the percent change in labor force participation and labor income induced by the SB reform. It is defined as the estimated effect of the reform on the outcome

of interest divided by the baseline before the reform was enacted. We use our RD design equation (5.1) three years after spouse's death:

$$Y_i = \alpha + \beta \cdot f(dob_i - 1950) + \gamma \cdot \mathbf{1}_{dob \geq 1950} + \delta \cdot \mathbf{1}_{dob \geq 1950} * f(dob_i - 1950) + \lambda \cdot X_i + \epsilon_i$$

Recover that δ is the effect of the reform on Y_i , taken to be labor force participation or labor income. In this specification, α captures the baseline level for individuals belonging to non treated cohorts, β captures the underlying trend and λ is a vector of the estimated parameters for control variables. We estimate the treatment effect of SB elimination as the full-exposure impact for cohort 1951. The baseline for this population then equals $\alpha + \beta_{left} \cdot m(1951 - 1950) + \lambda \bar{X}_{i \in 1951} = \alpha + \beta_{left} + \lambda \bar{X}_{i \in 1951}$, as we chose an order 1 polynomial for $f()$ and different slopes on each side of the discontinuity in our main specification. More precisely, β_{left} refers to the slope to the left of the discontinuity. The full exposure effect of the reform is then equal to:

$$effect = \frac{\delta}{\alpha + \beta_{left} + \lambda \bar{X}_{i \in 1951}}$$

As shown in Table 5.5, labor force participation baseline for cohort 1951 is 38% so the 6 pp effect of the SB corresponds to a 15.82% increase. Similarly, labor income baseline is 611 monthly euros, so the reform translated in a 23% increase for 1951 cohort.

Table 5.5: Main RD estimates and average effect

	(a) Labor force participation	(b) Labor income
δ	0.06	140
Baseline	0.38	611
Effect (in %)	15.82	22.90
Nb obs.	38,340	38,340

NOTE: Labor force participation and is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. RD estimate is computed on the full population while baseline and reform effect focus on the 1951 cohort of birth. All estimates are computed three years after spouse's death and are based on a 8-years symmetric bandwidth.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

In order to be compared with other studies, the labor supply response to the reform must be re-scaled to the magnitude of the financial incentives it embedded. We thus compute a labor supply elasticity at the extensive margin with respect to the change in total income to

compare our results to the related literature. This corresponds to normalizing the reform effect on labor force participation by the percent change in total income that is attributed to survivor benefits. As we do not observe this latter value for the 1951 cohort, we extrapolate the SB share of total income for the non treated cohorts. This indicator happens to be flat over the cohorts born before 1950 and is equal to 42%. We then consider that the SB reform induced a -42% variation in treated individuals total income. We end up with an elasticity of labor force participation with respect to SB income equal to -0.38. However, we must remain cautious when comparing the computed elasticity with the literature, for at least two reasons.

First, we estimate a combination of income and substitution elasticity. Indeed, following a spouse's death, survivors may decrease their labor supply in order not to be means-tested and benefit from full SB (Van der Vaart *et al.*, 2020). The elimination of the Dutch SB scheme thus may have translated into a stabilization of labor supply for some individuals, compared to the decrease it would have induced if the reform would not have been enacted. However, in our setting, the benefits are phased-out from labor income above 50% of the minimum wage, with a rate of 66%. In particular, we can see that only the first kink point in the budget set (50% of minimum wage threshold, Appendix Figure 5.B.4) may be an incentive to bunching (Saez, 2010). We nevertheless do not find any evidence of such behavior among widows (Appendix Figure 5.B.5). We therefore believe that the substitution effect is limited in our setting. Giupponi (2019) faces the same issue, and focuses on high income widow(er)s so as to neutralize the substitution effect of the reform she exploits.

Second, our elasticity estimation relies on the use of a "natural experiment". Using the SB reform as an exogenous source of variation let us identify a causal impact but makes it difficult to extrapolate this result to another population or cultural context. More precisely, our estimated elasticity is slightly smaller than the one found by Giupponi (2019) (participation elasticity of -0.6) and very close to the one computed by Fadlon *et al.* (2019), equal to -0.35. However, the populations on which are based the analyses may differ between papers. Since different populations are also likely to respond differently to SB reforms (as shown in section 5.3), this could generate differences between the estimated elasticities. We focus on widows born between 1946 and 1953, whose husband died from January 2003, before they reached 62 of age and who do not care for a child. Giupponi (2019) focuses on high-income survivors, she restricts her sample to individuals aged 55 and under at the time of their spouse's death. Her population is therefore younger as ours. Our population of analysis is much more similar to the one in Fadlon *et al.* (2019), since they focus on the age 60 discontinuity for eligibility to the US scheme. Moreover, since the SB reform responses exhibit a dynamic pattern (cf. Figure 5.6), consistent elasticities must be computed on similar time windows. We measure our elasticity in $t = 3$ years after spouse's death, which is not in

line with [Giupponi \(2019\)](#) and [Fadlon *et al.* \(2019\)](#). The former compute an elasticity based on the average response over the 15-years period following death and the latter measure an elasticity based on the average response over the two-years period following death. Finally, the response to the reform can depend on the salience and timing of the reform. In our case as in the other papers, we stress that the individuals were aware of the reform. In particular, for the Dutch context, the reform was enacted in July 1996 but had been discussed since March 1991 in the Parliament and December 1992 in the Senate. Moreover, it was decided that the reform would apply to widows born after January 1st, 1945 (instead of 1950) until very late (this was still the case in the memorandum of explanation of the law, in April 1996). Those affected by the reform have therefore had plenty of time to anticipate its effects.

5 Decomposition of the labor supply response

In this section, we provide additional results to understand the mechanisms underlying widows' response to SB elimination. We decompose our results into an intensive and an extensive margins, we provide evidence of program substitution effects toward other social security programs and we show response heterogeneity.

5.1 Intensive and extensive margin responses

Widow's response to the SB reform in terms of labor supply may be the combination of different effects, among which a change in the number of hours worked or a switch towards a different wage rate job. We first decompose the intensive margin response between hours worked and wage rate responses. Then, we investigate the activity sector composition of the job positions in which widows remained in work following their spouse's death.

Intensive margin: hours worked and hourly wage. Our dataset provides precise information on the number of hours worked and wage rate, on a monthly basis, for the whole widowed population, three years after their spouse's death. This allows for a direct estimation of intensive margin responses, while they were proxied using working days in previous literature ([Böheim and Topf, 2021](#); [Giupponi, 2019](#)).

We focus on the population of widows who have always been working on the six-year period around their spouse's death and look at whether they adjusted the number of hours worked or the wage rate following the death. Column (a) in [Table 5.6](#) shows that the reform increased the number of monthly working hours by 7. Compared to the baseline, it represents a 8% increase. The results then suggest that not only surviving spouses remained in the labor market, but also already working widows moved from part-time to full-time or at least increased their workload. We find no significant effect on the wage rate (column (b)).

Table 5.6: Intensive margin RD estimates three years after spouse's death and average effect

	(a) Hours worked	(b) Wage rate
δ	7	0.45
Std. err.	2	0.30
Baseline	85	16.90
Effect (in %)	8.29	2.67
Nb obs.	11,130	11,130

NOTE: Intensive margin response is conditional on having always been working on the six-year period around spouse's death. All estimates are computed three years after spouse's death and are based on a 8-years symmetric bandwidth.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

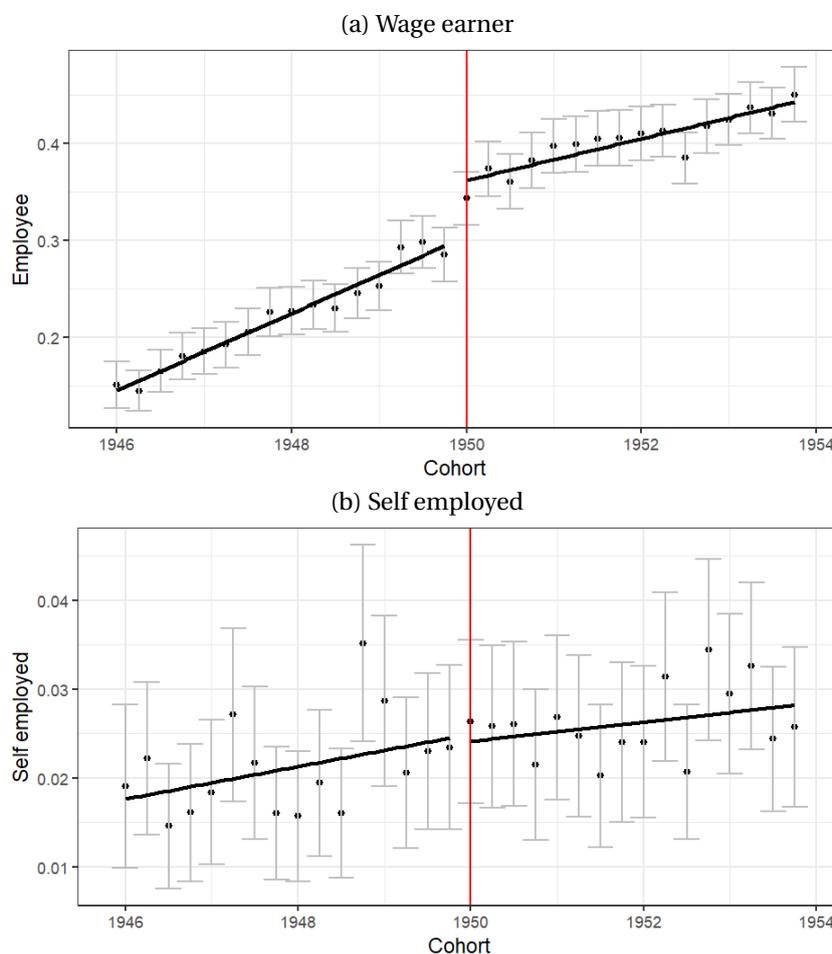
SOURCE: CBS.

Extensive margin: decomposition by sector of activity. In the previous section, we showed that the elimination of survivor benefits induced an important response at the extensive margin (labor force participation). We now investigate the activity sector composition of the job positions in which widows remained in work following their spouse's death. Our dataset provides complete information on the 5-digits classification sectors occupied by working widows. It lets us shed light on a dimension that has never been looked at in the literature: the nature of the activity sectors in which the flow of *extra* widowed workers remained after their spouse's death.

We first examine labor force participation response according to whether individuals chose a wage employment or to become self employed. As shown in Figure 5.9, almost all widows who decided to remain in the labor market after their spouse died, did so as wage earners. The SB reform increased wage employment by 6pp three years after spouse's death. We find no significantly different from zero response to the SB reform on labor force participation as a self-employed.

We go further into the decomposition and we study whether an activity sector is favored by widows who decide to keep working in the labor market after the death of their spouse. Appendix Figure 5.B.7 displays RD estimates and effects of the reform for each industry, following the 1-digit classification. Only significantly different from zero RD estimates are compared to the baseline in order to compute reform effects. The corresponding RD graphs are also presented, in Appendix Figure 5.B.8. Except for the care sector, which account for approximately one third of all wages earners three years after death, the analysis suffer from small sample size. We find no clear evidence of differences in responses to the SB reform by industry.

Figure 5.9: RD graph per professional status



NOTE: For each professional status, the RD graph represents the extensive margin response to the reform (our variable of interest is a dummy indicating whether labor supply is > 0 within the professional status considered) three years after spouse's death.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

We finally display RD estimation heterogeneity results for participation to caring sector according to working status before spouse's death. We want to distinguish between widows who were already working before their spouse's death and decided to switch activity sectors, those who were already working in this sector and those who just entered the labor market (after a three-year stop). We focus on the care sector for sample size reason, as it is the sector which account for the larger share of wage earners. As shown in Appendix Figure 5.B.9, caring sector participation as a response to SB elimination is mainly driven by widows who did not reduced their labor force participation. We find no significant evidence of a switching towards caring sector behavior. We finally find significant evidence of widows who entered

the care sector after their spouse's death, while not on the labor force participation before.¹¹

5.2 Program substitution responses

The elimination of SB may induce widows into taking up more of other insurance schemes, either to increase their disposable income or as a consequence of the negative health effect following the wealth drop after spouse's death. Such program substitution effects would limit the labor supply responses of the SB reform, and generate negative externalities of the reform on public spending. We investigate whether the SB reform had an impact on the number of welfare, disability or unemployment beneficiaries among the widowed population. Disability benefits are provided to former workers that are at least 35% incapacitated for work. Unemployment benefits are served to individuals who used to be employed or are employed under a certain workload and who do not receive disability benefits. Welfare benefits are a safety net for individuals with income below a certain threshold who do not receive disability nor unemployment benefits.

From a financial point of view, we expect widows to react to the reform with an increase in the take-up of other social security schemes. Indeed, SB are one-to-one reduced with welfare, disability or unemployment benefits. Before the reform, individuals whose SB are higher than expected welfare, disability or unemployment benefits may decide not to claim. Conversely, after the reform, many individuals lose eligibility to SB and therefore have a higher financial incentive to claim other social security benefits.

A second order possible response to the SB reform is a direct health effect of spousal death on widows is less mitigated without SB. Indeed, without SB, there is less compensation of the negative wealth shock following spouse's death. It may translate into a lower health status and work capabilities for the widows, which could in turn translate into an increase in the take-up of disability or unemployment insurances.

Figure 5.10 provide the RD estimates for being a disability, unemployment or welfare beneficiary, respectively, for each event during the six-year period around spouse's death. The proportion of widows who receive welfare benefits mechanically increased following the SB reform (panel (a)). Indeed, without survivor benefits, more of them were living below a certain income threshold. They then became eligible to welfare benefits and it translated in a 6 pp increase in the proportion of beneficiaries three years after spouse's death (while the baseline was almost null).

Secondly, we find empirical evidence of an increased proportion of widows receiving disability benefits (+1.5 pp compared to the 12.7% baseline). We believe the mechanism is the

¹¹This last result nevertheless does not exclude the possibility that the widows entering the care sector after their spouse's death had already worked in this sector in the past (at least three years before, as defined in our analyses).

following. We suppose there is a non zero cost c of claiming disability insurance (assessment, administrative process, etc.). One decides to claim disability insurance only if it increases total income from more than c . Before the reform, survivor benefits were one-to-one reduced with disability benefits. So there should not have any disability insurance claiming as soon as expected disability benefits are lower than $SB + c$. In particular, individuals who are eligible to SB and eligible to disability insurance with a low level of benefits may decide not to claim. After the reform, many individuals loose eligibility to SB. Individuals with low disability benefits now have more incentive to claim it. Consistent with this interpretation, Appendix Figure 5.B.10 shows that disability benefits are low for a large part of the population. Before spousal death, most widows born before 1950 (who were not impacted by the reform) have disability benefits below the minimum wage. It suggests that the threshold $SB + c$ can be reached by a significant part of the population eligible to disability insurance. Furthermore, Appendix Figure 5.B.11 shows that the effect of the reform is concentrated on low level of disability benefits. The RD estimate reaches +1.5pp in the take-up of disability insurance three years after death for individuals with benefits below the minimum wage, while we do not find any significant response for above the minimum wage. This is in line with the assumption that only the former group has incentive to change his take-up behavior when access to survivor benefits is restricted.

Finally, we do not find any evidence of an increased proportion of unemployment beneficiaries following the SB reform (panel (c)).

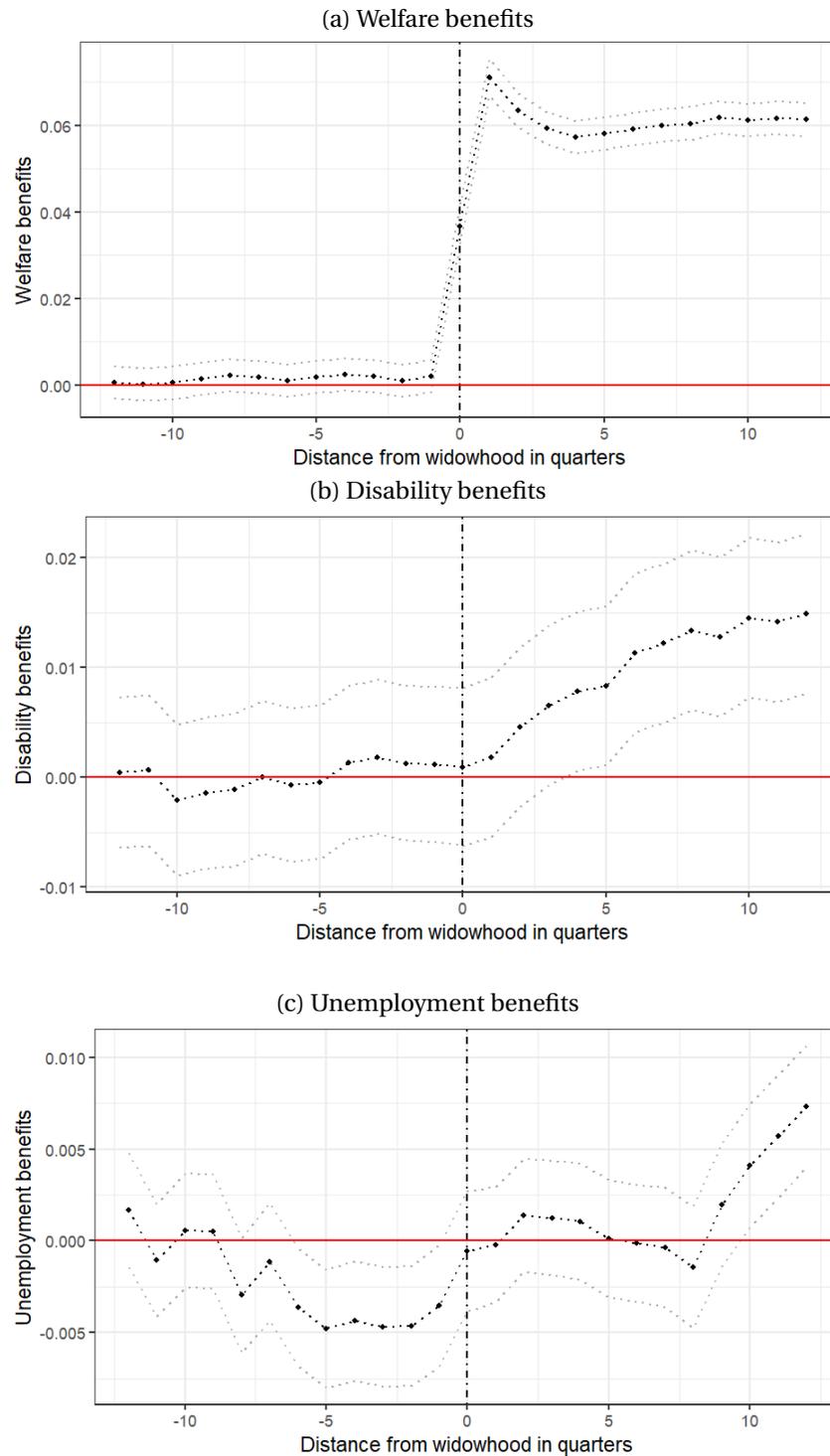
5.3 Heterogeneity in labor supply response

The overall labor supply effects we estimate may hide substantial heterogeneity across subgroups. We study how different the responses to the reform are, according to self-insurance level before spouse's death. Indeed, the necessity, efficacy, and cost-effectiveness of government welfare policies depends on the risks that households face and the actions that they can take to self-insure, for instance by adjusting their saving and labor supply. Said differently, larger labor supply responses – which correspond to a stronger need to self-insure – imply a greater scope for welfare-improving social insurance due to lack of adequate formal insurance. We distinguish individuals according to their working status before death, the share in the total household income they hold and their level of liquid wealth.

We first carry out the RD analyses separately on two sub-population according to whether the widow worked during the year preceding spouse's death or not.¹² On one hand,

¹²The estimations based on the widows who did not work during the year preceding spouse's death are different from those that distinguish between intensive and extensive margins. Indeed, in the paper, the previous analyses on extensive margin (labor force participation) were carried out on the full population – i.e. widows

Figure 5.10: Effect of the reform on other social security programs



NOTE: Disability benefits, unemployment benefits and welfare benefits are dummies equal to 1 if disability, unemployment or welfare benefits respectively are > 0 and 0 otherwise. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Dotted lines represent the 95% confidence intervals.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

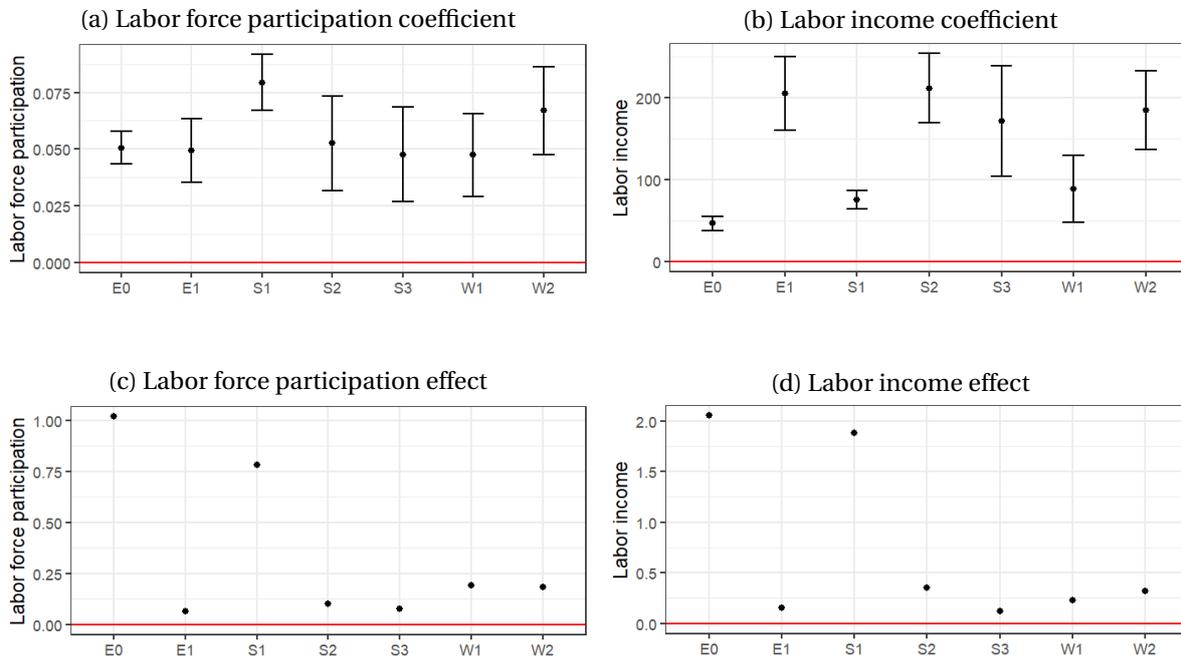
one would expect that widows who were already in the labor market react more to the SB elimination than others, as it is easier to remain in than to enter the labor force. On the other hand, one would expect that widows who were not working at the time of their spouse's death react more because their ex-spouse's income was probably their main source of income. In that case, labor supply response is a direct mean to self-insure. Figure 5.11 shows evidence for our second possible interpretation. Indeed, both sub-populations (E0 for non working widows and E1 for the others) show a 5 pp increase in labor force participation following the reform. Compared to the baselines, this translates into a 102% and a 7% increase, respectively. In terms of labor income, the SB reform induced a 47 monthly euros and a 205 monthly euros increase, that is to say a 205% and a 16% increase, respectively. RDD estimates according to distance to spouse's death graphs are shown in Appendix Figure 5.B.12.

According to OCDE (2018), SB pursue the main objective of smoothing standard of living after the partner's death. At spouse's death, household standard of living varies with the losses of the partner resources and economies of scales. Accepted the modified OECD scale, a single-person household requires 33% less household income to have the same standard of living as an otherwise comparable couple without children. In other words, all other things being equal, a survivor whose share of total household income was below $\frac{2}{3}$ decreases her standard of living following a spouse's death and increases it otherwise. One should then expect that widows whose income share is low to react more than others in order to limit the decrease in standard of living. Given the fact that very few women have a total household income share above $\frac{2}{3}$, we divide the widowed population into three terciles of income share. We empirically find 8% and 33% as first and second thresholds. The estimates for the separate RD analyses are displayed in Figure 5.11 (S1 for first, S2 for second and S3 for third income share terciles). Consistent with the smoothing standard of living objective, we find that widows belonging to the lowest income share category respond more to the SB reform than others. The results even show a negative gradient in response magnitude with regards to income share level. Indeed, widows belonging to the S1 sub-population increased their labor force participation by 78% *versus* 10% for S2 and 8% for S3 (corresponding to a 7.9 pp 5.3 pp and 4.8 pp increase, respectively). In terms of labor income, the SB reform translated into a 188%, 35% and 13% increase for S1 to S3 sub-populations, respectively. RDD estimates according to distance to spouse's death graphs are shown in Appendix Figure 5.B.13.

Finally, we investigate response heterogeneity according to liquid wealth. We define liquid wealth as total wealth excluded housing wealth. Indeed, we believe that the latter is more difficult to use for consumption smoothing when facing an economic shock. Conversely, individuals can quite easily smooth their standard of living through dissaving. One

who do not participate in the labor market are included, as well as those who were already in the market.

Figure 5.11: Response heterogeneity



NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity.

E0 and E1 refer to employment status. Employment status is a dummy equal to 1 if widow worked at least once during the year preceding spouse's death (E1) and 0 otherwise (E0). S1 to S3 refer to income share tercile, which is the tercile of the widows' total household income share during the three-years preceding spouse's death. W1 and W2 refer to liquid wealth group, W1 being the group below the liquid wealth distribution median and W2 the above median group. All estimates are computed three years after spouse's death and are based on a 8-years symmetric bandwidth. Confidence intervals are displayed at the 95% level.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

would expect widows with a high liquid wealth level to react less to the SB reform because they are able to smooth their standard of living using financial wealth without adjusting labor supply. We separately carry out the RD analysis on two sub-populations defined according to liquid wealth level (below and above the median). Surprisingly, as shown in Figure 5.11, we do not find any evidence of a wealth gradient in response to the SB reform.

6 Conclusion

This paper provides novel insights on the causal effects of public survivor insurance on labor supply outcomes. We take advantage of the 1996 Dutch reform that enacted a very strict restricted access to SB for individuals born after January, 1st 1950, using high quality administrative data. Consistent with previous literature, and based on a regression discontinuity design, we show that a decrease in SB increases labor supply. We thus provide empirical evidence that SB schemes are a disincentive to female employment. We find a stronger labor supply response for widows with less ability to self-insure against the loss of income following spousal death, as well as program substitution towards disability insurance.

Taken together, the effects we find raise the question of whether survivor insurance schemes are still needed (OCDE, 2018), or should just be reformed (James, 2009). Some countries decided to lower SB and introduced a means-test while others, like Sweden, eliminated the scheme and replaced it with temporary benefits (Monticone *et al.*, 2008). As SB schemes represent 13% of old-age benefits in average in OECD countries (OCDE, 2018), and contribute to reducing the gender pension gap, their modification remains very sensitive. The reform implemented in the Netherlands actually consists in an elimination of the public SB scheme for all individuals who are not disabled and whose children have reached majority. Then, overall, our results suggest that the elimination of the survivor benefits schemes neutralizes the disincentive to female employment, but constrains some widows to take up other social security benefits. Disincentive to work is only one aspect of the overall effect of survivor insurance. A complete evaluation of the scheme would also require to investigate the protective role of survivor benefits for the survivors.

The results presented in this paper could be extended in several directions. First, even if our findings support labor supply as a key self-insurance mechanism against the income shock following a spouse's death, we do not find evidence of the importance of liquid wealth in the labor supply response. This is at odds with expectations and requires further investigation. A way to shed light on this question is to investigate the economic consequences of a spouse's death on labor supply and wealth des-accumulation, with regards to standard of living variation at the time of death. Another possible indirect but important channel for the long run effect of SB elimination is its health effects. As the death of a spouse has an impact on the survivors' mental health (Siflinger, 2017) and this mental health is correlated with income (Stewart-Brown *et al.*, 2015), we can expect some effects of the large income drop generated by the SB reform. Finally, the drop in SB induced by the reform modified the gain from marriage. Indeed, according to the marriage market theory of Becker (1973) and conditional on the spouse's death, SB provide benefits to the survivor that renders utility deriving from marriage, called marriage *surplus*. As shown by Persson (2020) in the Swedish

case, a SB reform can modify the marriage and divorce decisions. Analyzing the effect of a restricted access to SB on the health of surviving spouses on and on conjugality, are therefore interesting avenues for future research.

Appendices

5.A Data

The data used in this study for divorce probability analyses are individual-level or household-level data provided by Statistics Netherlands (CBS). There are accessible via a remote access environment in a set of different datasets. In a dataset, each individual is identified by a unique number (which has been pseudonymized). The linkage of the different datasets is performed using the individual identifier. The civil-status histories cover each resident's past and present partnership, marriage, separation, divorce and widow(er)hood. For each event, the data indicate the exact date of happening. Leveraging the spousal and child identifiers, we are able to link individuals to their spouses and children and then get information on these. Administrative files of Anw beneficiaries are available from 2005. We link information on survivor benefits nature and amount to individuals belonging to the Dutch registers. We mobilize individual income sources. These are available from 1999 and give information, on a monthly basis, on nature and amount of income. We also use the employees database to get information on activity sector, wages and hours worked (from 2006 onward). Finally, we mobilize wealth database to get information on wealth (from 2007 onward). We can distinguish liquid wealth (financial assets) from total wealth. Table 5.A.1 lists all the sources we use, and we then provide more detailed information about each of the data we use. Information about the administrative micro data sets can be found at <https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/catalogus-microdata> (available in Dutch only)

gbapersoontab¹³

It contains demographic background data (e.g. gender, year of birth, migration background) for the universe of the Dutch population, that is all persons who appear in the register in the population register (Basic Register of Persons, BRP) since 1 October 1994.

gbaoverlijdentab¹⁴

Contains the date of death of all persons who have died since 1 October 1994 and were registered in the population register (Basic Register of Persons, BRP) at the time of death. It also contains the date of death of persons who are not residents but were once residents of the Netherlands since 1 October 1994 and whose information about the death is received in

¹³[Link to gbapersoontab documentation in Dutch.](#)

¹⁴[Link to gbaoverlijdentab documentation in Dutch.](#)

the Register of Non-Residents (RNI). The main source of information for this dataset is the municipal registries (Gemeentelijke Basisadministratie Persoonsgegevens, GBA).

polisbus¹⁵ and spolisbus¹⁶

It contains information on the full universe of job in the Netherlands, available from year 2006. There is one line by employment spells, with information on both the individual (wage, hours worked, contributions, etc) and the firm (sector, collective agreement, etc).

betab¹⁷

This file contains data on the economic activity, the size class and the municipality of establishment of firms. The data comes from the Polis administration (SPOLISBUS) and the ABR. File are available on a yearly basis the period 1999-2021.

secm datasets¹⁸

The secm datasets contain monthly information on the income receive each month from year 1999 for different types of incomes: employment wage (SECMWERKNDGAMNDBEDRAGBUS), profit (SECMZLFMNCDBEDRAGBUS), other activities (SECMOVACTMNCDBEDRAGBUS), unemployment benefits (SECMWERKLMNCDBEDRAGBUS), disability benefits (SECMZIEKTAOMNCDBEDRAGBUS), other benefits (SECMSOCVOORZOVNCDBEDRAGBUS) welfare (SECMBIJSTMNCDBEDRAGBUS) and pension income (SECMPENSIOENMNCDBEDRAGBUS).

These datasets are constructed by Statistic Netherlands using different administrative data sources (taxes, social security, pension funds). The initial form of the dataset is spell data, and contains a date of beginning, a date of end and an associated monthly amount. A new line is added for a given individual everytime the monthly amount she perceives changes. The secmbus dataset combines the different sources mentioned above in a single dataset containing the main source of income and associated amount for each spell.

ANW datasets¹⁹

Record on anw benefits (benefits for surviving relatives, half-orphans and orphans). The figures are based on the registration of the Sociale Verzekeringsbank (SVB). Database available per month for the period 200409-202112.

¹⁶[Link to spolis documentation in Dutch.](#)

¹⁷[Link to betab documentation in Dutch.](#)

¹⁸[Link to secm documentation in Dutch.](#)

¹⁹[Link to documentation in Dutch.](#)

vehtab²⁰

The vehtab data provide information about the wealth of the full universe of the Dutch household. It is available from year 2006, and contains on a yearly basis the value of asset and debt owned, for different types of wealth (e.g financial assets, business assets, housing). The vehtab data do not cover all wealth in the national accounts, as pension wealth is not included. Depending on the type of wealth, the value is either observed (from tax data) or computed by Statistic Netherlands.

Table 5.A.1: Datasets used

Content	Name of dataset	Years
Date of birth and gender	GBAPERSOON2019TAB (V1)	2019
Death	GBAOVERLIJDENTAB2019TAB (V1)	2019
Civil status and date	GBABURGERLIJKESTAAT2019BUS (V1)	2019
Households characteristics	GBAHUISHOUDENS2019BUS (V1)	2019
Linkage parent-child	KINDOUDER2019TAB (V1)	2019
Anw benefits	Anwuitkeringtab	2005-2019
Individual income		
Wage income	SECMWERKNDGAMNBEDRABUSV20181	2018
Profits from self-employment	SECMZLFMNCBDRAGBUSV20181	2018
Income from other activity	SECMOVACTMNCBDRAGBUSV20181	2018
Social welfare benefits	SECMBIJSTMNCBDRAGBUSV20181	2018
UI benefits	SECMWERKLMNCBDRAGBUSV20181	2018
DI and sickness benefits	SECMZIEKTAOMNCBDRAGBUSV20181	2018
Other social security benefits	SECMSOCVOORZOVNCBDRAGBUSV20181	2018
Pension income	SECMPENSIOENMNCBDRAGBUSV20181	2018
Total wealth, liquid wealth	VEHTAB	2006-2018
Activity sector, wage and hours worked	POLISBUS and SPOLISBUS	2006-2019
Activity sector (1 digit classification)	BETAB	2006-2019

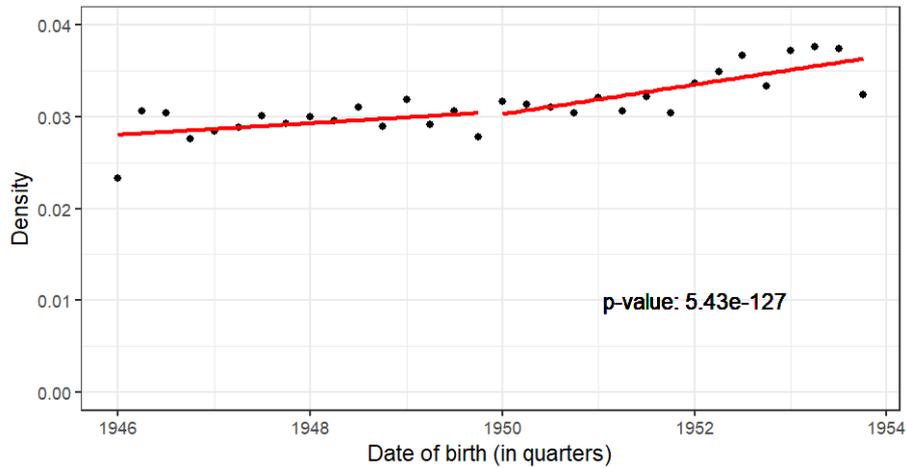
NOTE: SSB stands for *Sociaal Statistisch Bestand* (Social Statistical Database).

SOURCE: CBS microdata catalogue.

²⁰[Link to vehtab documentation in Dutch.](#)

5.B Additional Tables and Figures

Figure 5.B.1: Distribution of widows by date of birth and McCrary test



NOTE: The graphs plot the empirical probability density function of widows by quarterly date of birth. It also reports the test statistics and associated standard error in parenthesis of a McCrary test of the discontinuity in the probability density function of the running variable at the January 1950 threshold.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Table 5.B.1: Covariate balancing tests

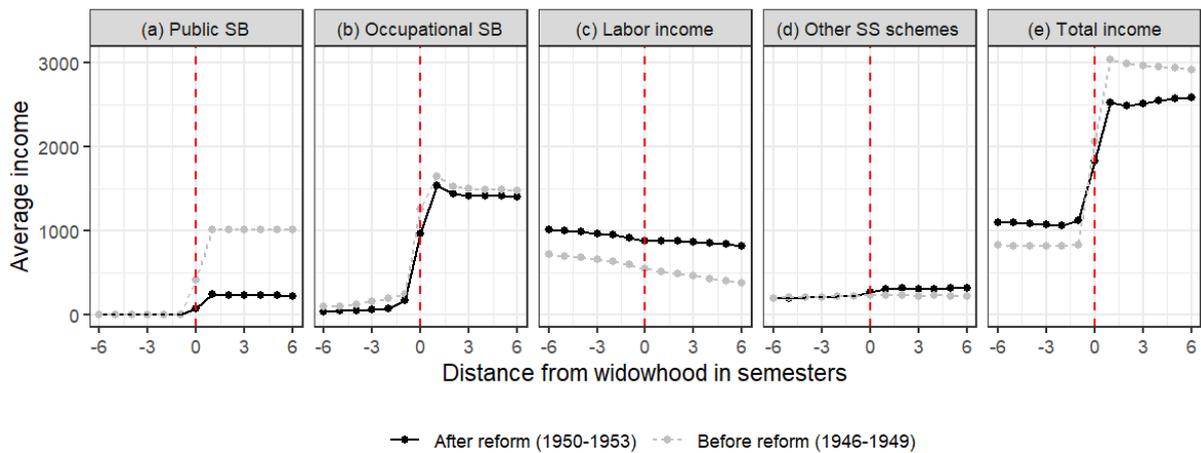
	Regression discontinuity					Mean
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Age at death	-0.10*	0.00	-0.04	0.00	-0.04	59
	(0.056)	(0)	(0.086)	(0)	(0.07)	
Working status (in pp)	0.009	0.009	0.012	0.013	0.010	0.40
	(0.01)	(0.01)	(0.016)	(0.016)	(0.011)	
Income share (in pp)	-0.005	-0.003	0.006	0.005	0.001	0.19
	(0.005)	(0.005)	(0.008)	(0.008)	(0.007)	
Labor income (in euros)	9.29	11.27	42.36	61.13	22.65	661
	(80)	(82)	(124)	(125)	(87)	
Wealth (in k euros)	-1.24	4.91	-8.31	-5.23	-3.81	229
	(9.94)	(10.35)	(15.31)	(15.45)	(10.7)	
Nb obs.	38,340	38,340	38,340	38,340	38,340	38,340

NOTE: The table reports the coefficient δ from estimating equation (5.1) for different outcome variables. Robust standard errors are reported in parenthesis. P-value: *** $p < 0.01$. ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Columns (1) and (2) are based on a linear parametric specification, without and with controls respectively. Columns (3) and (4) are based on a quadratic parametric specification, without and with controls respectively. Column (5) is based on non-parametric local linear regression. Column (6) reports the mean of the outcome variable in the control group. Working status refers to the proportion of individuals who have had at least a period of work during the year preceding death. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Figure 5.B.2: Income level according to distance to spouse's death

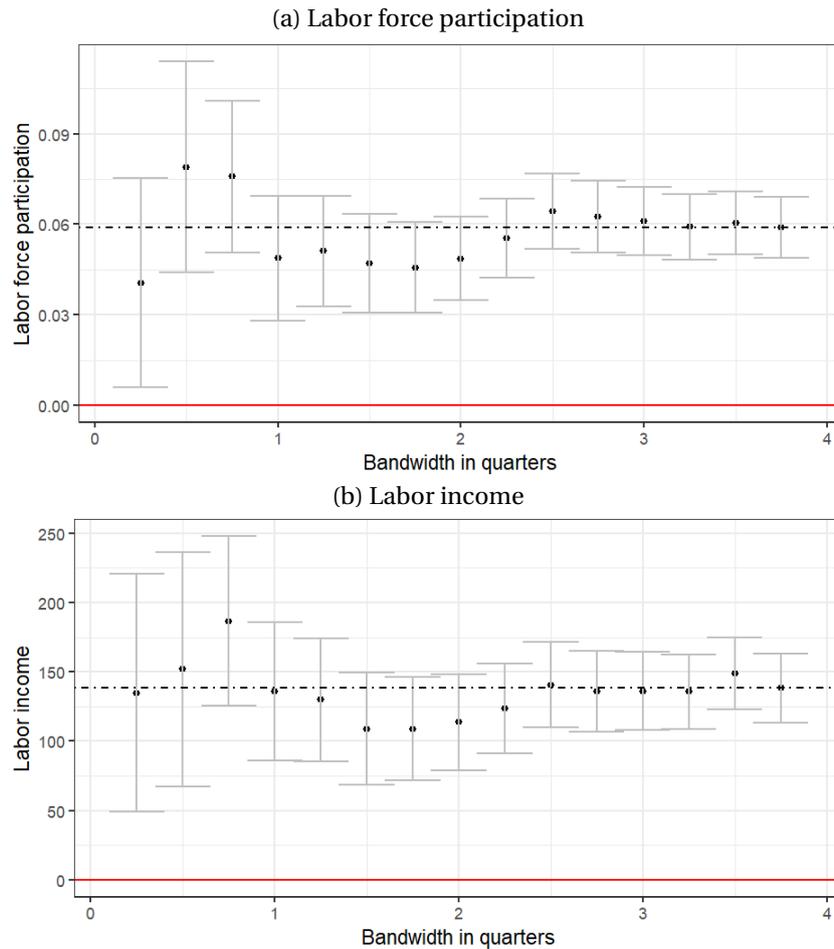


NOTE: SS stands for social security. Public SB refers to first pillar survivor insurance. Occupational SB refers to second pillar survivor pension plans. It is computed as the difference between public SB and total pension. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. Other social security schemes income refers to social welfare benefits, unemployment benefits and sickness/disability benefits.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Figure 5.B.3: Effect of the reform: sensitivity to bandwidth

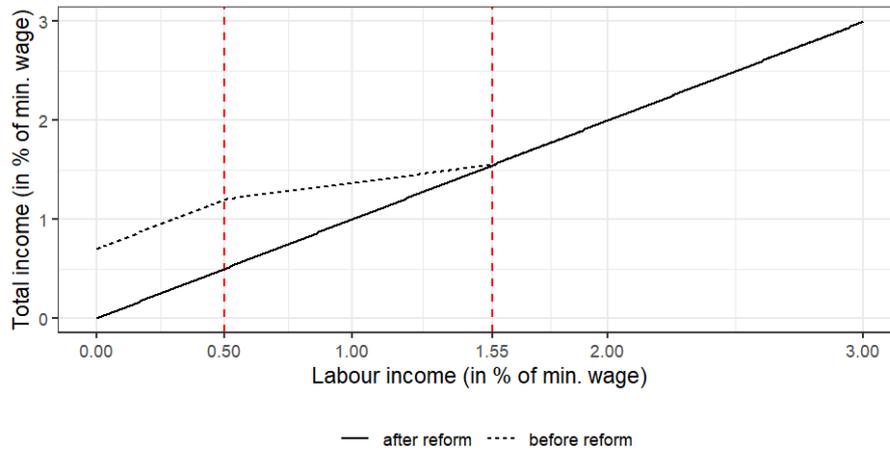


NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. All estimates are computed three years after spouse's death. Confidence intervals are displayed at the 95% level.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

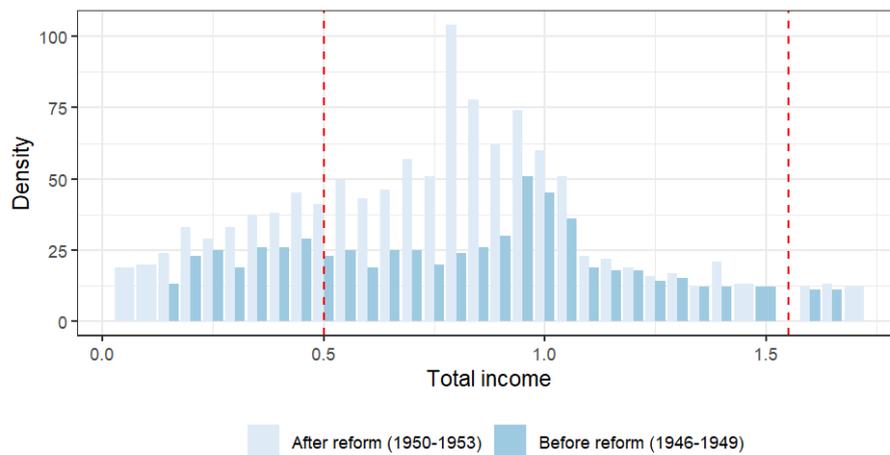
SOURCE: CBS.

Figure 5.B.4: Survivor benefits budget set



SOURCE: Legislation.

Figure 5.B.5: Total income three years after spouse's death

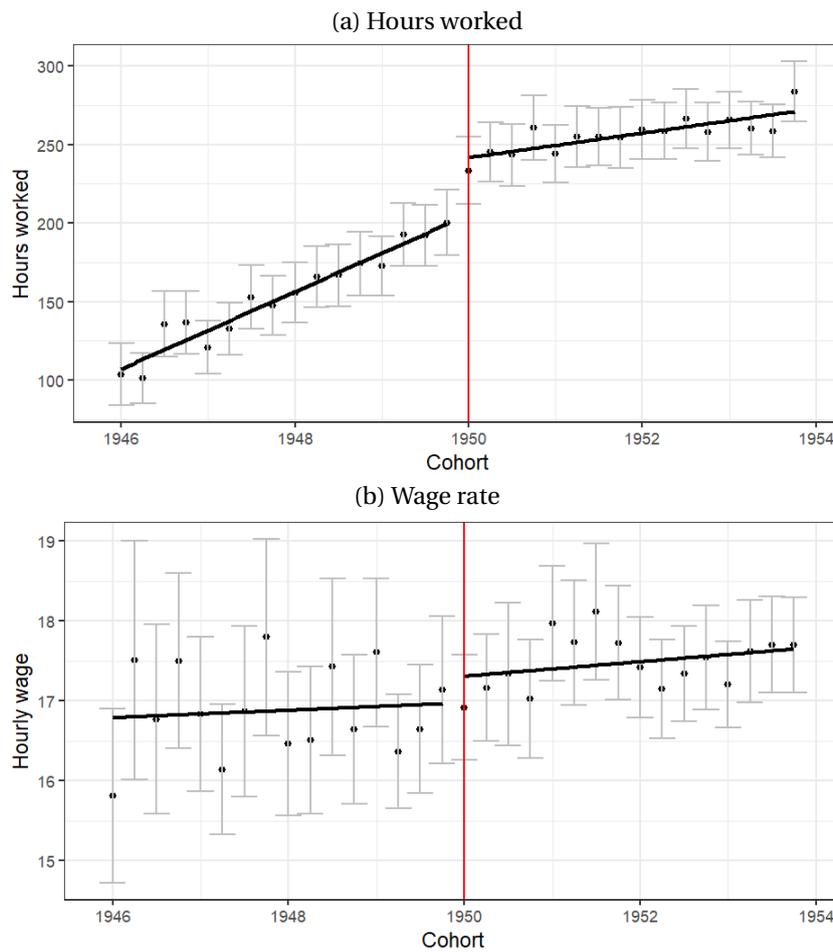


NOTE: Total income includes (i) labor income that refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity, (ii) survivor benefits and (iii) other insurance schemes income that refers to social welfare benefits, unemployment benefits and sickness/disability benefits.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time. Observations with null total income are filtered.

SOURCE: CBS.

Figure 5.B.6: Effect of the reform on the intensive margin

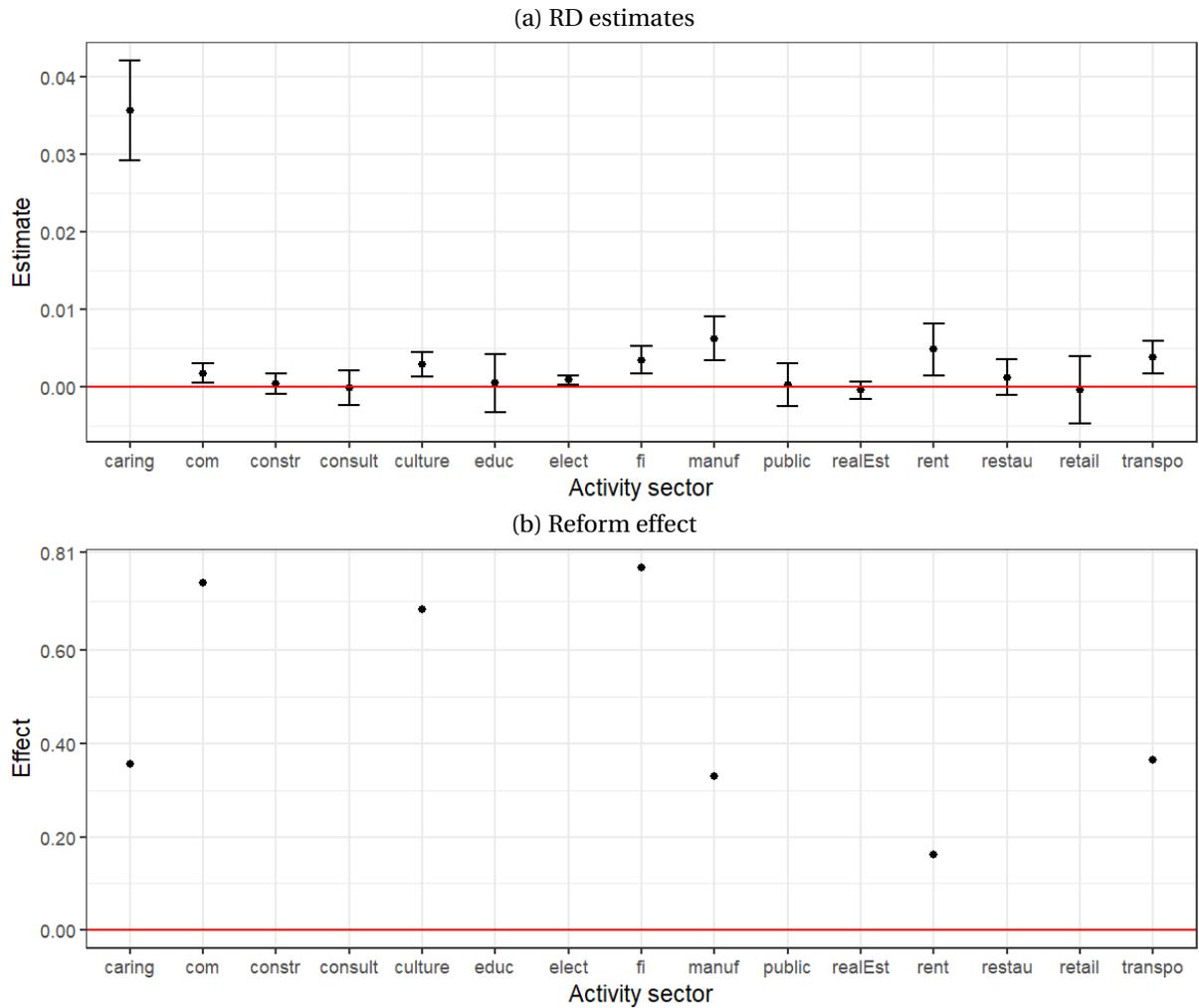


NOTE: Wage rate is defined as wage income divided by the number of hours worked.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

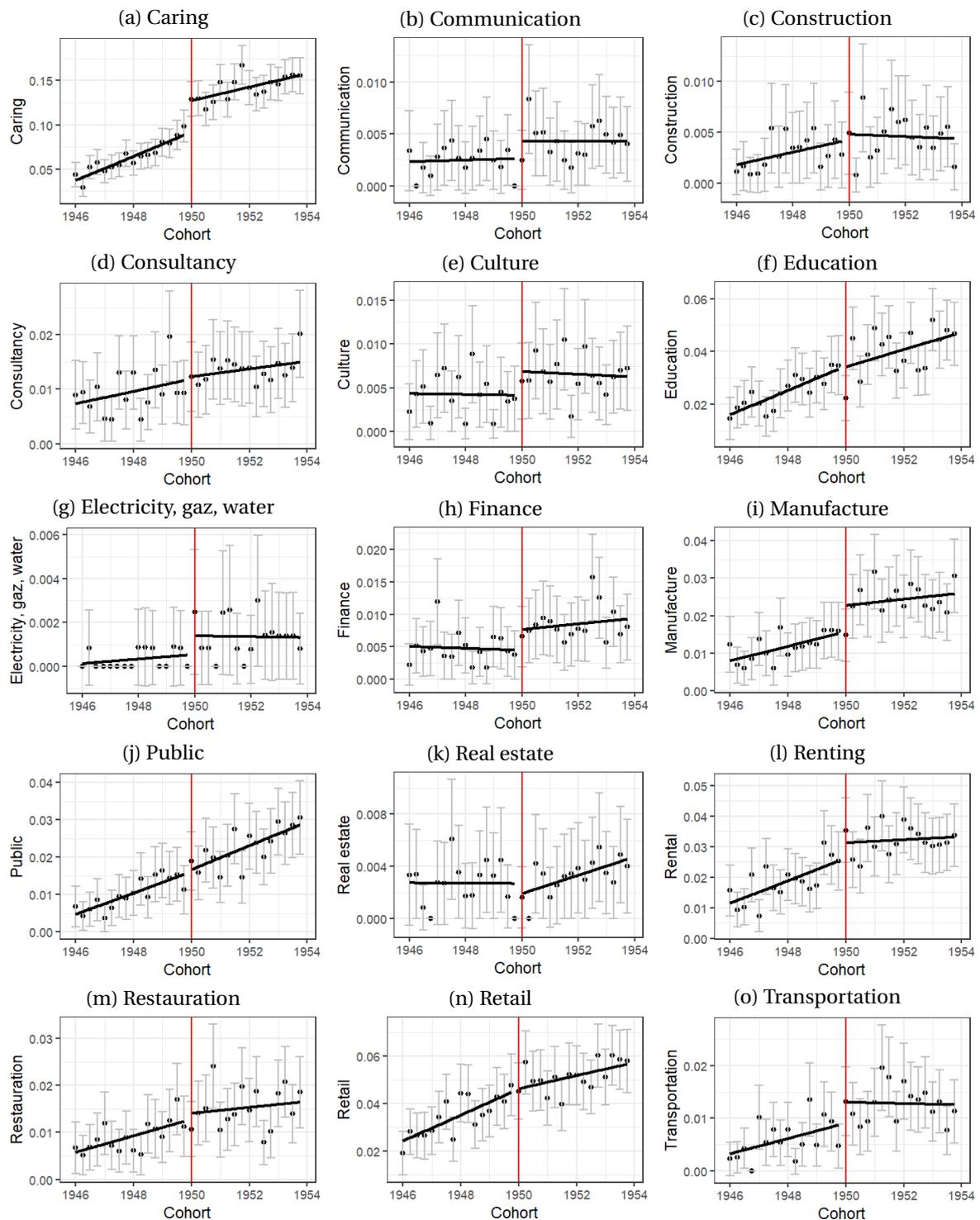
SOURCE: CBS.

Figure 5.B.7: Participation to each sector



NOTE: For each activity sector, the RD graph represents the extensive margin response to the reform (our variable of interest is a dummy indicating whether labor supply is > 0 within the activity sector considered). All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Confidence intervals are displayed at the 95% level. SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time. SOURCE: CBS.

Figure 5.B.8: RD graph per activity sector



NOTE: For each activity sector, the RD graph represents the extensive margin response to the reform (our variable of interest is a dummy indicating whether labor supply is > 0 within the activity sector considered).
 SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.
 SOURCE: CBS.

Figure 5.B.9: RD coefficients for participation to caring sector

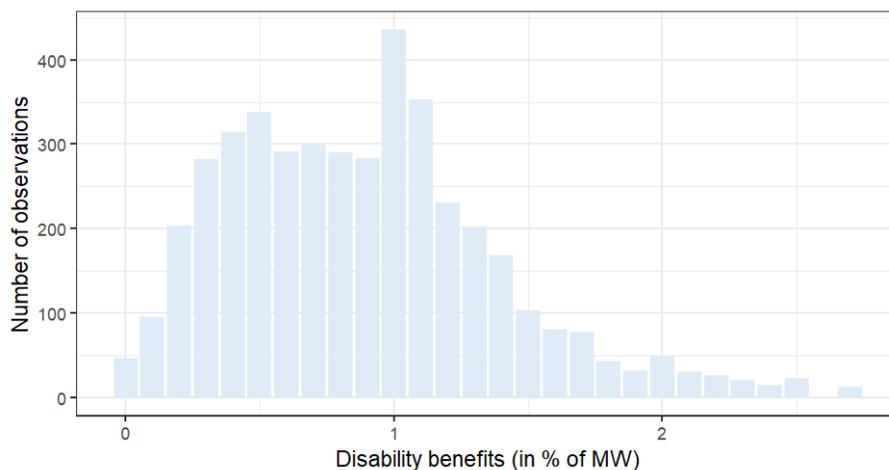


NOTE: Caring is a dummy equal to 1 if widow works in the caring sector and labor income > 0 and 0 otherwise. We look at response to the reform according to whether the widow was not working during the year preceding spouse's death or if she was working but in a different from caring activity sector. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Dotted lines represent the 95% confidence intervals.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Figure 5.B.10: Average disability benefits distribution

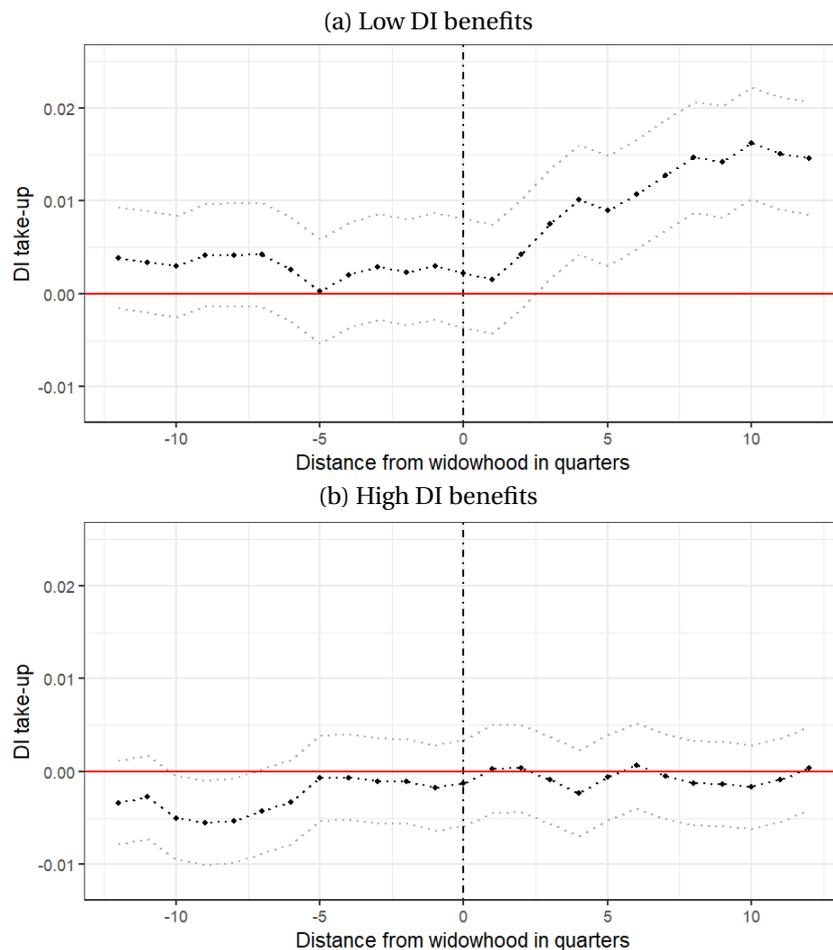


NOTE: MW stands for minimum wage.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Figure 5.B.11: RD coefficients for the take-up of DI, according to DI benefits level

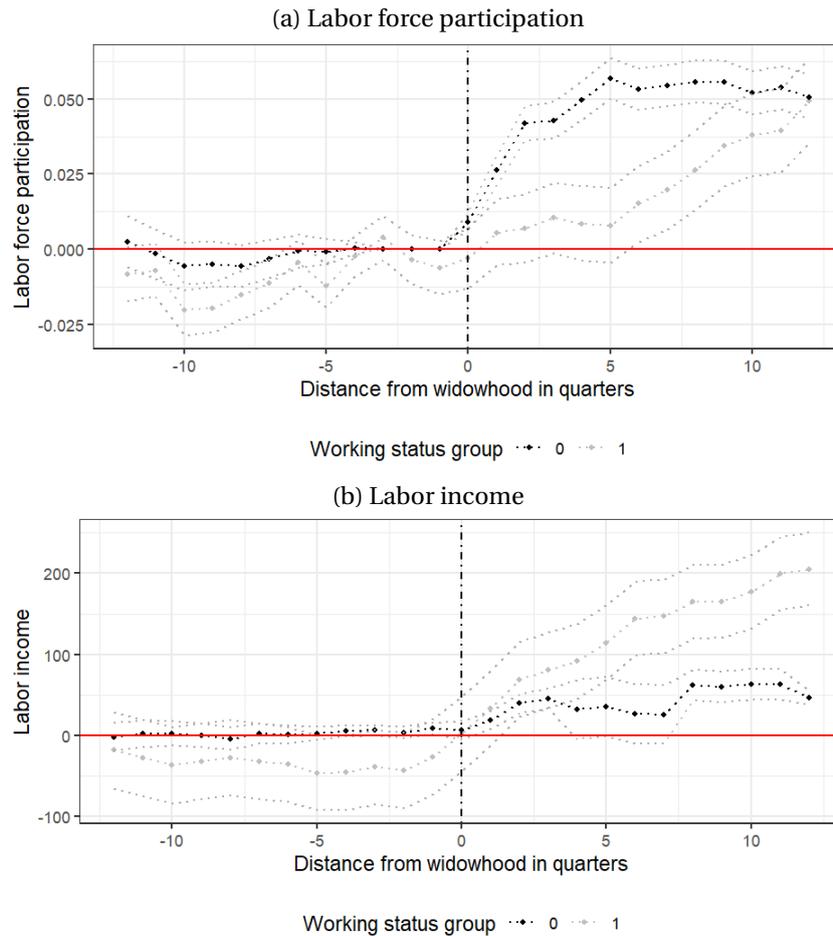


NOTE: Disability benefits is a dummy equal to 1 if disability benefits are > 0 and 0 otherwise. Low DI benefits are disability benefits below the minimum wage and high DI benefits are disability benefits equal to or above the minimum wage.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Figure 5.B.12: RDD estimates per working status

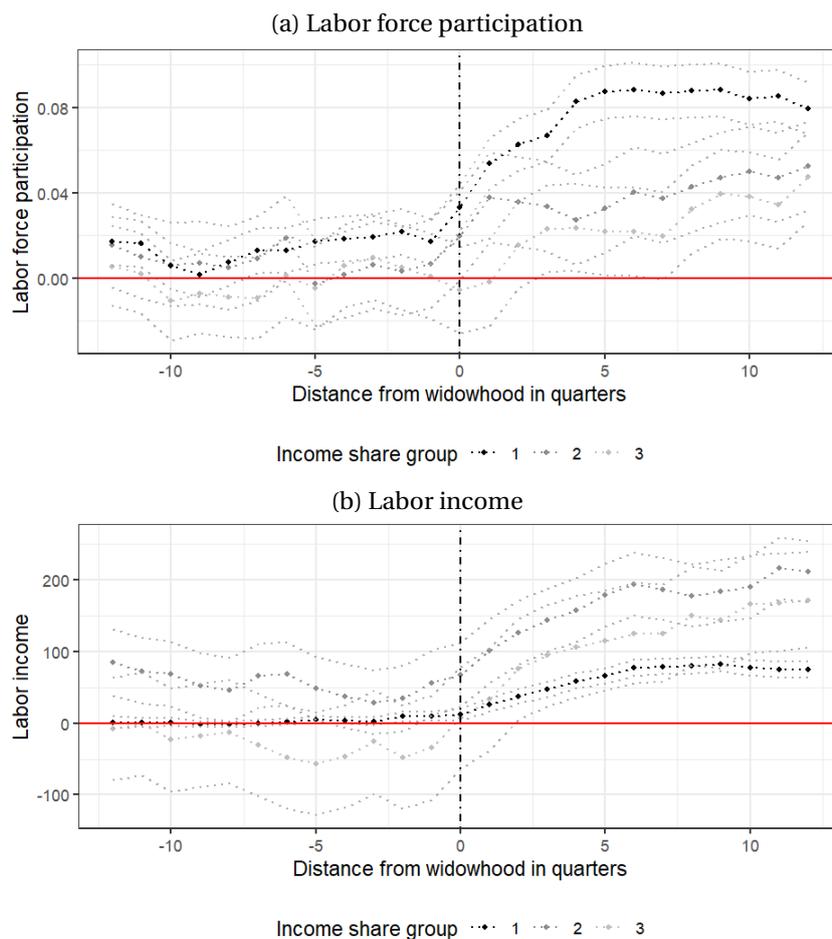


NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. Working status is a dummy equal to 1 if widow worked at least once during the year preceding spouse's death and 0 otherwise.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Dotted lines represent the 95% confidence intervals.

SOURCE: CBS.

Figure 5.B.13: RDD estimates per income share tercile



NOTE: Labor force participation is a dummy equal to 1 if labor income > 0 and 0 otherwise. Labor income refers to wage income, profits from self-employment and income from other activity. Income share tercile is the tercile of the widows' total household income share during the three-years preceding spouse's death.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time. All estimates are based on a 8-years symmetric bandwidth. Dotted lines represent the 95% confidence intervals.

SOURCE: CBS.

Table 5.B.2: Elasticity heterogeneity

	(a) Working status		(b) Income share tercile		
	(0)	(1)	(1)	(2)	(3)
δ	0.05	0.05	0.08	0.05	0.05
Effect (in %)	102	6.5	78	10.2	7.8
Elasticity	-2.09	-0.22	-1.40	-0.28	-0.33
Nb obs.	20,687	17,599	12,022	9,336	9,486

NOTE: Working status is a dummy equal to 1 if widow worked at least once during the year preceeding spouse's death and 0 otherwise. Income share tercile is the tercile of the widows' total household income share during the three-years preceeding spouse's death. δ refers to the labor force participation RD estimate. All estimates are computed three years after spouse's death and are based on a 8-years symmetric bandwidth.

SCOPE: Widows born between 1946 and 1953 whose husband died after 2003, who do not care for a child and who were aged below 62 at death time.

SOURCE: CBS.

Conclusion générale

La présente thèse vise à améliorer les connaissances sur les inégalités de genre à la retraite. À partir de l'étude des cas français et néerlandais, elle a pour objectif de fournir des résultats plus généraux sur la connaissance de l'interaction entre les systèmes de retraite publics et l'organisation de la vie adulte en couple, et ses conséquences sur le niveau des inégalités. Nous résumons ici les principaux apports de la thèse puis discutons de ses limites et des recherches futures qu'elles suscitent.

1 Contributions et implications de politiques publiques

La thèse s'inscrit dans les débats actuels sur la nécessité d'une réforme des retraites et ses modalités (Blanchard and Tirole, 2021) en proposant des évaluations originales de réformes des droits conjugaux à la retraite. Elle s'attache à la fois à décrire les inégalités et à analyser les comportements des individus. Les écarts de pension moyenne entre les femmes et les hommes cachent une partie des inégalités de genre à la retraite. La thèse multiplie les angles d'approche afin de saisir la disparité des situations au sein de la population féminine.

Le **chapitre 1** propose une revue, qui se veut exhaustive, des modifications réglementaires et législatives des dispositifs de réversion en France. La mise en regard de ces modifications avec les évolutions de la société suggère que le législateur a dû s'adapter aux modifications des modèles de couple. Dans un objectif de politiques publiques, ce chapitre permet de comprendre les évolutions des dispositifs de réversion et ainsi éventuellement d'éclairer les choix à venir pour de possibles futures réformes. Le chapitre met en avant le fait que, alors que les dispositifs de réversion du régime général de retraites comportaient une dimension assistancielle, héritée de l'Église, au moment de la généralisation de la Sécurité sociale, celle-ci s'est réduite au fil des années au profit de la dimension assurantielle. Cependant, le chemin de dépendance (Pierson, 1997) des réformes successives des dispositifs de réversion a conduit à la coexistence de règles dont la cohérence globale est remise en cause. Le chapitre pourra participer à la clarification des objectifs assignés aux pensions de réversion pour que le législateur puisse optimiser leur conception et probablement alors leur efficacité.

Les **chapitres 2 et 4** décrivent les inégalités qui découlent de la situation de veuvage et de sa couverture par les dispositifs publics français actuels. Nous documentons deux dimensions de ces inégalités que sont la durée de veuvage et la variation de niveau de vie monétaire

du survivant d'un couple suite au décès de son conjoint.

Le **chapitre 2** fait la lumière sur une dimension des inégalités à la retraite qui n'est que très peu documentée dans la littérature économique : la durée de veuvage. Pourtant, l'estimation précise de cette durée est essentielle parce qu'elle conditionne la bonne appréciation du niveau d'épargne – publique ou privée – nécessaire pour subvenir aux besoins des personnes qui survivent à leur conjoint. L'utilisation, dans un premier temps, de tables de mortalité nous indique que la durée de veuvage va demeurer à un niveau élevé à l'horizon 2070. La différence de durée entre les femmes et les hommes devrait s'estomper au fil du temps sans toutefois se résorber. Nos résultats suggèrent également que les durées de veuvage les plus longues concernent les survivants qui vivaient dans les ménages dont les niveaux de vie étaient les plus faibles avant le décès du conjoint. La mobilisation de données administratives montre que la durée de veuvage diminue à la fois avec le montant moyen de pension du défunt et celui avec le montant moyen de la pension du survivant. Ces résultats peuvent être lus de deux manières différentes. D'une part, ils confirmeraient le caractère progressif du système de retraite public. En effet, la plus longue durée de veuvage des individus aux niveaux de vie les plus faibles compenserait en partie leur moindre niveau de pension, si l'on cumule leurs revenus sur le cycle de vie. Mais d'autre part, le veuvage est une situation économiquement précaire et une durée de veuvage plus longue accroît la vulnérabilité des survivants, qui nécessiterait une plus grande protection des États-providence.

Le **chapitre 4** propose une première évaluation empirique pour la France d'une réforme des pensions de réversion qui semble faire consensus dans les milieux académique (Bonnet *et al.*, 2013; Sterdyniak, 2019), institutionnels (COR, 2008; OCDE, 2018) et politique (Delevoye, 2019) : un dispositif maintenant le niveau de vie du survivant suite au décès du conjoint. Nous étudions les conséquences de la mise en place d'une telle réforme sur la variation du niveau de vie monétaire du survivant suite au décès de son conjoint. Le chapitre met notamment en évidence le fait que les femmes aux pensions les plus faibles auraient, dans un système de réversion maintenant le niveau de vie, un taux de réversion supérieur à celui du système actuel. Du fait de l'existence d'une condition de ressources dans le régime de base du privé, les femmes à fort niveau de pension, lorsqu'elles sont veuves d'un ancien salarié du privé, subissent actuellement une baisse du niveau de vie au décès de leur conjoint. Ces conclusions suggèrent qu'une condition de ressources fixe n'est pas un levier adapté pour cibler les personnes ayant besoin d'assurance contre le risque survie.

Souvent mentionnée par les organisations internationales (Commission européenne, OCDE) pour justifier la réduction voire l'élimination des droits conjugaux à la retraite, il y a peu de preuves empiriques de la désincitation du travail féminin par ces dispositifs.

Le **chapitre 5** contribue à la littérature académique en évaluant les conséquences d'une réforme qui a introduit une discontinuité dans les règles d'éligibilité aux prestations veuvage sur l'offre de travail des veuves en âge de travailler. La réponse des veuves à cette réforme se fait selon plusieurs dimensions : elles augmentent leur taux d'emploi, et leur nombre d'heures travaillées, mais pas leur salaire horaire. Celles qui se maintiennent en emploi suite au décès de leur conjoint, du fait de la réforme sont essentiellement des salariées. Nous interrogeons également les externalités négatives de la réforme en matière de dépenses publiques en mettons en évidence une substitution des prestations veuvage avec les prestations d'invalidité et les minima sociaux. Enfin, la distinction des veuves selon leur présence sur le marché du travail, leur part de revenu dans les revenus totaux du couple et leur niveau de liquidité financière mettent en évidence une hétérogénéité dans l'effet mesuré. Au global, les résultats de nos analyses suggèrent que les effets de la réforme ne sont pas univoques. Restreindre l'accès au droits conjugaux à la retraite augmenterait l'emploi féminin mais amplifierait la proportion de bénéficiaires d'autres prestations sociales. Il semblerait que les veuves réagissant le plus à cette restriction soient celles qui sont le moins assurées. Ces conclusions soulignent l'importance pour les décideurs publiques du compromis entre minimiser le « risque moral » inhérent aux dispositifs de droits conjugaux à la retraite (désincitation au travail) et les externalités négatives que leur suppression génèrent.

Ces quelques résultats mettent en lumière le besoin de clarification des objectifs des droits conjugaux à la retraite. Ils soulignent également les conséquences, nombreuses et multiformes, de réformer les droits conjugaux à la retraite. Ils invitent donc le législateur à optimiser leur conception en pesant les arguments intervenant dans le compromis efficacité du dispositif *versus* opportunisme des assurés.

2 Limites et développements futurs

La thèse est empirique et repose sur l'utilisation de données administratives. Ces informations dépendent des besoins des administrations qui les ont collectées et leur emploi a donc imposé que nous fassions des hypothèses. C'est notamment le cas concernant la définition de certains concepts²¹ tels que la décision de retraite ou la durée de veuvage ou bien la représentativité de la population étudiée. En contrepartie, la précision et la richesse de ce type de données ont contribué à la diversité et la robustesse des résultats de la thèse et ouvrent des voies pour poursuivre les recherches sur les aspects encore inexplorés.

²¹Dans le chapitre 2, la durée de veuvage est définie comme la durée de perception de la pension de réversion. Dans le chapitre 3, la décision de retraite est la sortie du marché du travail.

Le lien entre le couple et les systèmes de retraite apparaît dès la décision de départ à la retraite puisque que les conjoints tendent à coordonner leur départ à la retraite pour pouvoir passer du temps ensemble (Moreau and Stancanelli, 2021). Faute de données disponibles, le **chapitre 3** s'est contenté d'explorer les conséquences implicites de la vie en couple sur la décision de départ des femmes et des hommes²². Malgré un effort de prise en compte des caractéristiques familiales des individus – notamment le nombre d'enfants – dans la décision de départ, ces dernières sont lacunaires et participent peut-être à surestimer les différences de décision entre les femmes et les hommes. L'utilisation de l'appariement récent de l'échantillon interrégimes de retraités avec l'échantillon démographique permanent, devrait nous permettre d'y remédier. De façon plus problématique, les analyses du chapitre se basent sur des données observées. Or, les femmes ont empiriquement des carrières différentes de celles des hommes. La variation dans les incitations financières du système, induite par la réforme des retraites de 2003, n'est pas exogène vis à vis du genre car les femmes et les hommes ne sont pas mis en face des mêmes incitations. Nos résultats sont dépendants du système de retraite. Finalement, seul un modèle structurel de comportement de départ joint à la retraite saurait lever ces limites.

Comme indiqué dans le corps de la thèse, les résultats des **chapitres 2 et 4** invitent à poursuivre les analyses sur (i) la progressivité des systèmes de retraite²³ et sur (ii) les conséquences d'une réforme des pensions de réversion sur le bien-être des assurés²⁴. Cependant, dans un futur proche, je prévois de prolonger mes travaux sur les conséquences de la restriction de l'accès aux prestations veuvage et d'interroger le rôle protecteur de la vie en couple.

Les systèmes de protection sociale des États-providence sont à la fois le reflet des évolutions culturelles auxquelles le législateur a essayé de les adapter et la diffusion d'un modèle culturel, valorisé par le législateur, qui influence les modes d'organisation de la société. En particulier, les dispositifs de droits conjugaux à la retraite ont été généralisés dans un contexte où le modèle du *single male breadwinner* prévalait, mais ces dispositifs

²²L'investissement plus fort, au sein des couples, des femmes dans la sphère familiale expliquerait par exemple la plus grande contribution de cet aspect dans leur prise de décision.

²³Les analyses du **chapitre 2** se focalisent sur les disparités de durée de veuvage. Il serait intéressant d'adopter le point de vue du couple et d'intégrer les pensions de réversion dans l'analyse des inégalités d'espérance de vie en fonction des revenus perçus sur le cycle de vie.

²⁴Les analyses du **chapitre 4** se limitent aux variations de niveau de vie monétaire des assurés. Une deuxième piste de prolongation pourrait consister en l'investigation de la sensibilité des conclusions à la définition des échelles d'équivalence pour déterminer le nombre d'unités de consommation des ménages. Le chapitre se limite à l'utilisation de l'échelle standard « OCDE modifiée ». Cette dernière suppose que la personne veuve adapte la taille de son logement et donc déménage. Or, les déménagements à la suite d'un veuvage sont une situation minoritaire (Bonnet et al., 2007).

ont probablement contribué à entretenir, en retour, une organisation traditionnelle de la famille. Or, le **chapitre 1**, s'est surtout concentré sur l'analyse de l'effet des normes d'organisation de la famille sur les évolutions juridiques. Dans le **chapitre 5**, nous nous sommes intéressés à une réforme néerlandaise des prestations veuvages justifiée, entre autres, par la moindre proportion de mariages dans la population et l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail. Nous avons montré que la réforme avait augmenté l'offre de travail des veuves mais avons laissé de côté l'effet d'une telle réforme sur les modes d'organisation de la vie à l'âge adulte. Or, d'un point de vue économique, les prestations veuvage peuvent être considérées comme un surplus du mariage. Initialement réservées aux couples mariés, ces prestations, financées par l'ensemble des affiliés, constituent une subvention à cette catégorie de la population. L'ouverture de l'éligibilité de ce dispositif – devenue très restrictive – aux couples cohabitants a diminué l'avantage comparatif du mariage par rapport aux autres formes de couples. De plus, la stratégie de division genrée du travail au sein des couples devient plus risquée du fait que la survivante, si elle s'est spécialisée dans le travail domestique, se retrouve sans ressources suite au décès de son mari. Suite à la réforme, nous pouvons donc nous attendre à une baisse de la proportion du nombre de mariages, au fait que l'homogamie de revenu s'est accentuée au sein des couples et au fait que la division du travail a été moins prononcée. Nous prévoyons d'investiguer ces questions dans le but de prolonger la thèse.

L'analyse des dispositifs de protection sociale n'est jamais univoque et il s'agit toujours pour le législateur de faire un compromis entre l'efficacité du dispositif et les externalités négatives. Nous avons montré dans le **chapitre 5** que même si les prestations veuvage désincitent globalement au travail féminin, ils suggèrent aussi un besoin de protection sociale de la part des individus. Nous avons notamment montré que la restriction de l'éligibilité à ces dispositifs a augmenté la proportion de bénéficiaires des prestations d'invalidité. Une première explication tient au fait qu'après la réforme, les veuves invalides sont moins désincitées à demander ces prestations. Cependant, nous ne pouvons écarter l'idée que le choc économique lié au veuvage a un impact sur la santé du survivant, que ce dernier n'est plus compensé par les prestations veuvage et que cela participe aussi à expliquer la hausse du nombre de bénéficiaires de prestations d'invalidité. Investiguer les effets de la réforme néerlandaise des prestations veuvage sur la santé du survivant nous permettra de faire la lumière sur un nouveau pan des interactions entre les systèmes de retraite publics et le couple.

Notons enfin que la protection sociale apportée aux individus sur le critère de leur statut conjugal mérite d'être interrogée. Si, tout au long de cette thèse, la justification de dispositifs qui, dans le système de retraite, sont réservés aux couples mariés a implicitement été inter-

rogée, nous n'avons pas pris le temps de la quantifier. Or, la justification d'un traitement favorable des couples (mariés) par l'État-providence repose sur le fait que ce mode d'organisation de la vie à l'âge adulte serait une mini assurance privée. Le besoin de protection sociale d'un individu en couple serait moindre que celui d'un individu célibataire car une partie du risque social est prise en charge par le conjoint. Mise à part la question de l'individualisation des modes de vie et du droit des individus de pouvoir bénéficier de droits propres d'un niveau suffisamment élevé pour pouvoir mener une vie autonome et sans aucune référence au statut marital, nous pouvons nous interroger sur le rôle de protecteur de la vie en couple. Pour cela, nous prévoyons d'étudier l'impact de la mort du conjoint pour le survivant. Plus précisément, nous analyserons les réponses des survivants du point de vue de l'offre de travail – en tant que moyen d'assurance contre le choc de revenu lié au décès – et en matière de (dés)accumulation de patrimoine.



Bibliographie

- Albert, C., Grave, N. and Oliveau, J.-B. (2008), 'Surcote : les raisons d'un échec relatif', *Retraite et société* **2**(54), 33–63. [173](#)
- apRoberts, L. (2008), 'Les pensions de réversion du régime général : entre assurance retraite et assistance veuvage', *Retraite et société* **54**(2), 93–119. [36](#), [51](#), [56](#)
- Araña, J. E. and León, C. J. (2002), 'Willingness to pay for health risk reduction in the context of altruism', *Health Economics* **11**(7), 623–635. [119](#)
- Atalay, K. and Barrett, G. E. (2015), 'The impact of age pension eligibility age on retirement and program dependence : Evidence from an Australian experiment', *Review of Economics and Statistics* **97**(1), 71–87. [162](#), [253](#)
- Atalay, K. and Barrett, G. E. (2016), 'Pension incentives and the retirement decisions of couples', *IZA Discussion paper* **10013**. [17](#)
- Atav, T., Jongen, E. and Rabaté, S. (2021), 'Increasing the effective retirement age : key factors and interaction effects', *IZA Discussion paper* **14150**. [257](#), [261](#)
- Aubert, P. (2009), 'Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ en retraite des salariés du secteur privé', *Document de travail du CREST* **21**. [160](#)
- Aubert, P. and Plouhinec, C. (2017), 'Differences between public and private sector pensions : an analysis based on career profile simulations', *Économie et statistique* **491**(1), 23–39. [238](#)
- Aubert, P. and Rabaté, S. (2014), 'Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie?', *Économie et statistiques* **474**, 69–95. [16](#)
- Banks, J., Blundell, R. and Casanova, M. (2010), 'The dynamics of retirement behavior in couples : evidence from the UK and the US', *University College London, mimeo* . [17](#)
- Bard, C. (2018), Changements dans l'hétérosexualité, in S. Steinberg, ed., 'Une histoire des sexualités', Presses Universitaires de France, pp. 389–399. [18](#), [59](#)
- Bargain, O., González, L., Keane, C. and Özcan, B. (2012), 'Female labor supply and divorce : new evidence from Ireland', *European Economic Review* **56**(8), 1675–1691. [252](#)
- Barrère-Maurisson, M.-A. (2009), Genèse et histoire des régulations en matière de conciliation travail-famille, in M.-A. Barrère-Maurisson and D.-G. Tremblay, eds, 'Concilier travail et famille : Le rôle des acteurs France-Québec', PUQ, pp. 35–60. [19](#), [48](#), [50](#)
- Barrière, J.-P. (2007), 'Les veuves dans la ville en France au XIXe siècle : images, rôles, types sociaux', *Annales de Bretagne et des Pays de l'Ouest* **114**(3), 169–194. [37](#)

-
- Becker, G. S. (1973), 'A theory of marriage : part 1', *Journal of Political Economy* **81**(4), 813–846. [282](#)
- Becker, G. S. (1981), 'Altruism in the family and selfishness in the market place', *Economica* **48**(189), 1–15. [3](#)
- Behaghel, L. and Blau, D. M. (2012), 'Framing social security reform : behavioral responses to changes in the full retirement age', *American Economic Journal : Economic Policy* **4**(4), 41–67. [160](#), [177](#)
- Bellamy, V. (2015), 'La nuptialité la plus basse depuis 1950', *Insee Focus* **18**. [44](#)
- Belloni, M. and Alessie, R. (2009), 'The importance of financial incentives on retirement choices : new evidence for Italy', *Labour Economics* **16**(5), 578–588. [160](#), [161](#), [162](#)
- Belloni, M. and Alessie, R. (2013), 'Retirement choices in Italy : what an option value model tells us', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **75**(4), 499–527. [160](#), [175](#)
- Belmokhtar, Z. and Mansuy, J. (2016), 'En 2013, neuf prestations compensatoires sur dix sous forme de capital', *Infostat Justice* **144**. [77](#)
- Benallah, S. (2011), 'Comportement de départ en retraite et réforme de 2003. Les effets de la surcote', *Économie et Statistique* **441-442**, 79–100. [160](#), [162](#), [173](#), [174](#)
- Bentz, L. (2020), *Retraites des fonctionnaires : vers une mise aux points?*, Centre Henri-Aigueperse UNSA Éducation. [38](#)
- Bernheim, B. D., Carman, K. G., Gokhale, J. and Kotlikoff, L. J. (2003), 'Are life insurance holdings related to financial vulnerabilities?', *Economic Inquiry* **41**(4), 531–554. [74](#)
- Bernheim, B. D., Forni, L., Gokhale, J. and Kotlikoff, L. J. (2003), 'The mismatch between life insurance holdings and financial vulnerabilities : evidence from the health and retirement study', *American Economic Review* **93**(1), 354–365. [73](#)
- Bertaux, R. (1998), *Pauvres et marginaux dans la société française*, Paris : L'Harmattan. [37](#)
- Bertrand, M. (2011), New perspectives on gender, in 'Handbook of labor economics', Vol. 4, Elsevier, pp. 1543–1590. [24](#), [159](#)
- Betti, G., Bettio, F., Georgiadis, T. and Tinios, P. (2015), *Unequal ageing in Europe : women's independence and pensions*, Springer. [14](#), [159](#), [242](#)
- Bimbi, F. (1997), Lone mothers in Italy : a hidden and embarrassing issue in a familist welfare regime, in J. Lewis, ed., 'Lone mothers in European welfare regimes : Shifting policy logics', Jessica Kingsley Publishers, pp. 171–202. [46](#)
- Blanchard, O. and Tirole, J. (2021), 'Les grands défis économiques', *Rapport de la Commission internationale présidée par Olivier Blanchard et Jean Tirole* **23**. [301](#)

- Blanchet, D., Bozio, A. and Rabaté, S. (2016), 'Quelles options pour réduire la dépendance à la croissance du système de retraite français?', *Revue Économique* **67**(4), 879. [175](#)
- Blanchet, D., Bozio, A., Prost, C. and Roger, M. (2019), Explaining the reversal in the trend of older workers' employment rates : the case of France, in C. Coile, K. Milligan and A. Wise, David, eds, 'Social Security Programs and Retirement around the World : Working Longer', University of Chicago Press, pp. 87–115. [163](#), [165](#)
- Blanchflower, D. G. and Oswald, A. J. (2004), 'Well-being over time in Britain and the USA', *Journal of public economics* **88**(7-8), 1359–1386. [73](#), [119](#)
- Blanpain, N. (2016), 'L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme. Méthode et principaux résultats', *Document de travail de l'Insee* **F1602**. [117](#), [118](#), [120](#), [127](#), [132](#), [133](#)
- Blanpain, N. (2018a), 'L'espérance de vie par niveau de vie. Méthode et principaux résultats', *Document de travail de l'Insee* **F1801**. [134](#)
- Blanpain, N. (2018b), 'L'espérance de vie par niveau de vie : chez les hommes, 13 ans d'écart entre les plus aisés et les plus modestes', *Insee Première* **1687**. [117](#), [118](#), [127](#)
- Blanpain, N. and Buisson, G. (2016), 'Projections de population 2013–2070 pour la France', *Documents de travail de l'Insee* **F1606**. [117](#), [118](#), [126](#)
- Blau, D. M. (1998), 'Labor force dynamics of older married couples', *Journal of Labor Economics* **16**(3), 595–629. [17](#)
- Blunden, K. (1982), *Le travail et la vertu. Femmes au foyer : une mystification de la Révolution industrielle*, Paris : Payot. [37](#)
- Bodier, M., Buisson, G., Lapinte, A. and Robert-Bobée, I. (2015), 'Couples et familles : entre permanences et ruptures', *Insee Références. Couples et familles*. pp. 9–23. [18](#), [58](#)
- Böheim, R. and Topf, M. (2021), 'Unearned income and labor supply : evidence from survivor pensions in Austria', *IZA Discussion paper* **13994**. [73](#), [253](#), [259](#), [260](#), [274](#)
- Bonnet, C. and Hourriez, J.-M. (2008), 'Veuvage, pension de réversion et maintien du niveau de vie suite au décès du conjoint : une analyse sur cas types', *Retraite et société* **56**(4), 71–103. [54](#), [216](#), [224](#)
- Bonnet, C. and Hourriez, J.-M. (2012a), 'Égalité entre hommes et femmes à la retraite : quels rôles pour les droits familiaux et conjugaux?', *Population* **67**(1), 133–158. [75](#), [159](#)
- Bonnet, C. and Hourriez, J.-M. (2012b), 'Inégalités entre hommes et femmes au moment de la retraite en France', *Regards sur la parité* pp. 39–51. [13](#), [14](#), [21](#)
- Bonnet, C. and Hourriez, J.-M. (2012c), 'La prise en compte du couple par le système de retraite : réversion et partage des droits', *Population* **67**(1), 159–176. [55](#), [74](#), [215](#), [216](#), [217](#), [224](#)

-
- Bonnet, C. and Rapoport, B. (2020), 'Is there a child penalty in pensions? The role of caregiver credits in the French retirement system', *European Journal of Population* **36**(1), 27–52. [12](#)
- Bonnet, C., Bozio, A. and Tréguier, J. (2019), 'Vers un système de retraite universel en points : quelles réformes pour les pensions de réversion?', *Rapport IPP* **24**. [216](#), [217](#)
- Bonnet, C., Bozio, A., Landais, C. and Rabaté, S. (2013), 'Réformer le système de retraite : les droits familiaux et conjugaux', *Rapport IPP* **2**. [21](#), [63](#), [215](#), [216](#), [223](#), [302](#)
- Bonnet, C., Bozio, A., Tô, M. and Tréguier, J. (2020), 'Évolutions des pensions de réversion : une première approche des effets redistributifs', *Retraite et société* **83**(1), 21–49. [54](#), [66](#), [73](#)
- Bonnet, C., Buffeteau, S. and Godefroy, P. (2006a), 'Disparités de retraite entre hommes et femmes : quelles évolutions au fil des générations?', *Économie et Statistique* **398-399**, 131–148. [14](#), [159](#)
- Bonnet, C., Buffeteau, S. and Godefroy, P. (2006b), 'Les effets des réformes des retraites sur les inégalités de genre en France', *Population* **61**(1), 45–75. [14](#), [159](#), [162](#), [172](#), [191](#)
- Bonnet, C., Garbinti, B. and Solaz, A. (2021), 'The flip side of marital specialization : the gendered effect of divorce on living standards and labor supply', *Journal of Population Economics* **34**(2), 515–573. [3](#), [4](#), [252](#)
- Bonnet, C., Gobillon, L. and Laferrère, A. (2007), 'Un changement de logement suite au décès du conjoint?', *Gérontologie et société* **30**(2), 195–210. [54](#), [224](#), [304](#)
- Bonnet, C., Meurs, D. and Rapoport, B. (2018), 'Gender inequalities in pensions : different components similar levels of dispersion', *The Journal of Economic Inequality* **16**(4), 527–552. [14](#), [15](#), [159](#)
- Borella, M., De Nardi, M. and Yang, F. (2019), 'Are marriage-related taxes and Social security benefits holding back female labor supply?', *NBER working paper* **26097**. [253](#)
- Borghans, L., Gielen, A. C. and Luttmer, E. F. (2014), 'Social support substitution and the earnings rebound : evidence from a regression discontinuity in disability insurance reform', *American economic Journal : Economic Policy* **6**(4), 34–70. [253](#)
- Bouhia, R. (2008), 'Mourir avant 60 ans, le destin de 12% des hommes et 5% des femmes d'une génération de salariés du privé', *Insee, France portrait social* pp. 175–193. [133](#)
- Bound, J., Geronimus, A. T., Rodriguez, J. M. and Waidmann, T. A. (2015), 'Measuring recent apparent declines in longevity : the role of increasing educational attainment', *Health Affairs* **34**(12), 2167–2173. [120](#)
- Bozio, A. (2011), 'La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance', *Economie et Statistique* **441**(1), 39–53. [160](#)

- Bozon, M. (1991), Le mariage : montée et déclin d'une institution, *in* F. de Singly, ed., 'La famille, l'état des savoirs', La Découverte, pp. 47–57. [68](#)
- Breiman, L. (2001), 'Random forests', *Machine learning* **45**(1), 5–32. [206](#)
- Breiman, L., Friedman, J., Stone, C. J. and Olshen, R. A. (1984), *Classification and regression trees*, CRC press. [206](#)
- Briard, K. and Mahfouz, S. (2011), 'Modulations de la retraite selon l'âge de départ : principes directeurs et évolutions depuis les années 1980', *Économie et Statistique* **441**(1), 15–38. [189](#)
- Bridenne, I. (2010), 'Sens et pertinence des droits dérivés au régime général', *XXXes journées de l'Association d'économie sociale* . [216](#)
- Bridenne, I. (2018), 'La réversion en France, un socle commun avec des variantes', *Questions retraite et solidarité* **24**. [216](#)
- Brinch, C. N., Vestad, O. L. and Zweimuller, J. (2015), 'Excess early retirement? Evidence from the Norwegian 2011 pension reform', *Mimeo* . [160](#)
- Brocas, A.-M. (2004), 'Les femmes et les retraites en France : un aperçu historique', *Retraite et société* **43**(3), 11–33. [19](#), [47](#), [48](#)
- Brocas, A.-M., Cailloux, A.-M. and Oget, V. (1988), *Les femmes et la sécurité sociale; les progrès de l'égalité de traitement*, Genève : Bureau international du travail. [47](#), [52](#)
- Brown, K. M. (2013), 'The link between pensions and retirement timing : lessons from California teachers', *Journal of Public Economics* **98**, 1–14. [160](#), [162](#)
- Browning, M., Chiappori, P.-A. and Weiss, Y. (2014), *Economics of the Family*, Cambridge University Press. [1](#), [17](#), [121](#)
- Bussemaker, J., van Drenth, A., Knijn, T. and Plantenga, J. (1997), Lone mothers in the Netherlands, *in* J. Lewis, ed., 'Lone mothers in European welfare regimes : shifting policy logics', Jessica Kingsley Publishers, pp. 87–115. [45](#)
- Börsch-Supan, A. H. and Coile, C. (2018), 'Social security programs and retirement around the world : reforms and retirement incentives – introduction and summary', *NBER Working Paper* **25280**. [24](#), [159](#), [161](#)
- Carlier-Mackiewicz, N. and Hatzfeld, H. (1969), *Les veuves et leurs familles dans la société d'aujourd'hui : étude sociologique*, Paris : Caisse nationale des allocations familiales. [36](#)
- Chaineaud, C. (2005), *La protection sociale contemporaine de la veuve (1870-1945)*, Thèse de doctorat, Université Montesquieu-Bordeaux IV. [36](#), [37](#), [38](#), [42](#)

-
- Chartier, F. and Collin, C. (2020), 'Les évolutions de la pension de réversion en France', *Retraite et société* **83**(1), 171–188. [9](#), [13](#)
- Cheloudko, P. (2019), 'Pensions de retraite : les dispositifs de solidarité représentent 16% des montants versés', *Études et résultats* **1116**. [8](#), [12](#)
- Cheloudko, P., Martin, H. and Tréguier, J. (2020), 'Retraite : les dispositifs de solidarité représentent 22% des pensions versées aux femmes et 12% pour les hommes', *Dossiers de la DREES* **49**. [8](#), [12](#)
- Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Lin, S., Scuderi, B., Turner, N., Bergeron, A. and Cutler, D. (2016), 'The association between income and life expectancy in the United States, 2001-2014', *Jama* **315**(16), 1750–1766. [117](#), [120](#)
- Coe, N. and Haverstick, K. (2010), 'Measuring the spillover to disability insurance due to the rise in the full retirement age', *Boston College Center for Retirement Research Working Paper* **21**. [253](#)
- Coile, C. and Gruber, J. (2001), Social security incentives for retirement, in 'Themes in the Economics of Aging', NBER Chapters, National Bureau of Economic Research, pp. 311–354. [161](#), [175](#)
- Coile, C. and Gruber, J. (2007), 'Future social security entitlements and the retirement decision', *The Review of Economics and Statistics* **89**(2), 234–246. [160](#), [161](#)
- Collin, C. (2016), 'La part de la réversion dans la retraite des femmes diminue au fil des générations', *Études et résultats* **951**. [55](#), [72](#), [215](#)
- Comité d'histoire de la sécurité sociale, C. (1988-2005), *La Sécurité sociale : son histoire à travers les textes*, Vol. I, II, III, V & VI, Association pour l'étude de l'histoire de la Sécurité sociale. [36](#)
- Compton, J. and Pollak, R. A. (2021), 'The life expectancy of older couples and surviving spouses', *PloS one* **16**(5), e0250564. [118](#), [120](#), [127](#), [132](#)
- COR (2006), 'L'égalité entre hommes et femmes dans le domaine des retraites en France : les fondements de quelques dispositifs', *Document de travail du COR, séance de juin* **16**. [65](#)
- COR (2008), *Rapport annuel du COR. Retraites : droits familiaux et conjugaux*, Conseil d'orientation des retraites. [55](#), [75](#), [215](#), [216](#), [217](#), [223](#), [225](#), [302](#)
- COR (2014), 'L'effet du veuvage et de la réversion sur le niveau de vie : résultats sur cas types', *Document de travail du COR, séance d'octobre* **8**. [217](#)
- COR (2017), *Rapport annuel du COR. Le niveau de vie des retraités*, Conseil d'orientation des retraites. [136](#), [228](#)
- COR (2019), 'Cas-types familialisés : les étapes du cycle de vie', *Document de travail du COR, séance d'avril* **5**. [239](#)

- Costemalle, V. (2015), 'Parcours conjugaux et familiaux des hommes et des femmes selon les générations et les milieux sociaux', *Insee Références. Couples et familles*. pp. 63–76. [18](#), [58](#)
- Creighton, C. (1996), 'The rise of the male breadwinner family : a reappraisal', *Comparative studies in society and history* **38**(2), 310–337. [45](#)
- Crenner, E. (2008), 'Le niveau de vie des retraités : conséquences des réformes des retraites et influence des modes d'indexation', *Retraite et société* **56**(4), 41–69. [54](#), [216](#)
- Cuvillier, R. (1977), 'L'épouse au foyer, une charge injustifiée pour la collectivité', *Droit social* **12**, 427–437. [19](#), [48](#), [49](#), [59](#), [215](#)
- Cuvillier, R. (1988), 'Sur la protection sociale de l'épouse non active', *Droit social* **6**, 531–538. [49](#), [59](#)
- Damman, M., Henkens, K. and Kalmijn, M. (2015), 'Women's retirement intentions and behavior : the role of childbearing and marital histories', *European Journal of Population* **31**(4), 339–363. [17](#), [159](#), [162](#)
- de Linde Leonard, M. and Stanley, T. (2015), 'Married with children : what remains when observable biases are removed from the reported male marriage wage premium', *Labour Economics* **33**, 72–80. [2](#)
- Delevoye, J.-P. (2019), *Pour un système universel de retraite*, Préconisations de Jean-Paul Delevoye, Haut-Commissaire à la réforme des retraites. [20](#), [27](#), [74](#), [75](#), [76](#), [215](#), [216](#), [222](#), [237](#), [238](#), [302](#)
- Denuit, M., Dhaene, J., Le Bailly de Tillegem, C., Teghem, S. *et al.* (2001), 'Measuring the impact of dependence among insured lifelengths', *Belgian Actuarial Bulletin* **1**(1), 18–39. [117](#), [119](#), [133](#)
- Domeizel, C. and Leclerc, D. (2007), 'Rapport d'information sur les pensions de réversion', *Rapport du Sénat* **314**. [216](#)
- Dormont, B., Samson, A.-L., Fleurbaey, M., Luchini, S. and Schokkaert, E. (2018), 'Individual uncertainty about longevity', *Demography* **55**(5), 1829–1854. [119](#)
- DREES (2019), *Les retraités et les retraites - édition 2019*, Direction de la recherche, de l'évaluation et des études statistiques. [60](#), [61](#), [215](#), [241](#)
- DREES (2020), *Les retraités et les retraites - édition 2020*, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques. [159](#), [163](#), [164](#), [165](#), [168](#), [169](#)
- DREES (2021), *Les retraités et les retraites - édition 2021*, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques. [13](#), [17](#), [35](#), [72](#), [75](#)
- Dubarry, J.-J., Peny, J.-J. and Hervier, J.-F. (1979), 'Colbert, père de la Sécurité Sociale de la Marine', *Histoire des sciences médicales* **13**(1), 39–41. [39](#)

-
- Duc, C., Solard, G. and Tréguier, J. (2017), 'Les différences de retraite entre secteurs public et privé : résultats de simulations', *Dossiers de la DREES*. 15
- Duggan, M., Singleton, P. and Song, J. (2007), 'Aching to retire? The rise in the full retirement age and its impact on the social security disability rolls', *Journal of Public Economics* **91**(7-8), 1327–1350. 253
- Dupeyroux, J.-J. *et al.* (1975-2015), *Droit de la sécurité sociale*, Dalloz. 36
- Easton, D. M. (2009), *Divorce and the division of Canada pension plan credits*, Thèse de Master, Simon Fraser University. 67, 110
- Esping-Andersen, G. (1990), *The three worlds of welfare capitalism*, Princeton University Press. 6, 69
- Even, W. E. and Macpherson, D. A. (1994), 'Gender differences in pensions', *Journal of Human Resources* **29**(2), 555–587. 14, 159
- Fadlon, I. and Nielsen, T. H. (2019), 'Family health behaviors', *American Economic Review* **109**(9), 3162–3191. 128
- Fadlon, I. and Nielsen, T. H. (2021), 'Family labor supply responses to severe health shocks : evidence from Danish administrative records', *American Economic Journal : Applied Economics* **13**(3), 1–30. 252, 259
- Fadlon, I., Ramnath, S. P. and Tong, P. K. (2019), 'Market inefficiency and household labor supply : Evidence from Social security's survivors benefits', *NBER Working Paper* **25586**. 57, 73, 253, 259, 273, 274
- Ferrari, I. (2019), 'The effectiveness of incentives to postpone retirement : evidence from Italy', *Journal of Pension Economics & Finance* **18**(2), 220–246. 162
- Folbre, N., Shaw, L. B. and Stark, A. (2005), 'Introduction : gender and aging', *Feminist Economics* **11**(2), 3–5. 14, 159
- Fornero, E. and Monticone, C. (2018), Women and pensions. Effects of pension reforms on women's retirement security, *in* B. Marin and E. Zólyomi, eds, 'Women's Work and Pensions : What is Good, What is Best?', London : Routledge, pp. 77–96. 78
- Fragonard, B., Leroyer, A.-M. and Bonnet, C. (2020), 'La situation des personnes divorcées et des veuves : réversions, prestation compensatoire et partage des droits', *Rapport au gouvernement*. 66, 223
- Frees, E. W., Carriere, J. and Valdez, E. (1996), 'Annuity valuation with dependent mortality', *Journal of Risk and Insurance* **63**(2), 229–261. 117, 119, 121, 123, 125

- Friedberg, L. and Webb, A. (2006), 'Determinants and consequences of bargaining power in households', *NBER Working paper* **12367**. [74](#)
- Gaymu, J. and Springer, S. (2012), 'Vivre seul ou en couple : quelle influence sur la satisfaction de la vie des hommes et des femmes âgés en Europe?', *Population* **67**(1), 45–74. [4](#)
- Gelber, A. M., Isen, A. and Song, J. (2016), 'The effect of pension income on elderly earnings : evidence from Social security', *UC Berkeley Working Paper* . [160](#)
- Geraci, M. and Lavigne, A. (2017), Les écarts de pension entre les femmes et les hommes : un état des lieux en Europe, *in* 'Femmes et hommes, l'égalité en question, Insee Références, édition 2017', Insee, pp. 49–64. [14](#), [159](#)
- Geyer, J. and Welteke, C. (2021), 'Closing routes to retirement for women. How do they respond?', *Journal of Human Resources* **56**(1), 311–341. [5](#)
- Ginn, J. (2003), *Gender, pensions and the lifecourse : how pensions need to adapt to changing family forms*, Bristol : Policy Press. [46](#), [73](#)
- Ginn, J., Street, D. and Arber, S. (2001), *Women, work and pensions. International issues and prospects*, Open University Press. [14](#), [159](#)
- Giupponi, G. (2019), 'When income effects are large : labor supply responses and the value of welfare transfers', *CEP Discussion paper* **1651**. [20](#), [57](#), [73](#), [252](#), [253](#), [254](#), [259](#), [260](#), [268](#), [273](#), [274](#)
- Godet, E., Lin, V. and Wilner, L. (2020), 'Parcours professionnels, facteurs démographiques et financiers : quels effets sur la réversion?', *Retraite et société* **83**(1), 51–74. [14](#), [121](#), [216](#)
- Goldin, C. and Lleras-Muney, A. (2019), 'XX > XY? : the changing female advantage in life expectancy', *Journal of health economics* **67**, 102224. [120](#)
- Goldman, N. (1993), 'Marriage selection and mortality patterns : inferences and fallacies', *Demography* **30**(2), 189–208. [121](#)
- Goldman, N. (2016), 'Will the Latino mortality advantage endure?', *Research on aging* **38**(3), 263–282. [120](#)
- Goldman, N. and Lord, G. (1983), 'Sex differences in life cycle measures of widowhood', *Demography* **20**(2), 177–195. [118](#), [120](#), [121](#)
- Goux, D., Maurin, E. and Petrongolo, B. (2014), 'Worktime regulations and spousal labor supply', *American Economic Review* **104**(1), 252–76. [251](#)
- Groneck, M. and Wallenius, J. (2021), 'It sucks to be single! Marital status and redistribution of social security', *The Economic Journal* **131**(633), 327–371. [253](#)

-
- Grossbard-Shechtman, A. (1984), 'A theory of allocation of time in markets for labour and marriage', *The Economic Journal* **94**(376), 863–882. [3](#)
- Gruber, J. and Wise, D. (2004), *Social security programs and retirement around the world : micro-estimation*, National Bureau of Economic Research, Inc. [25](#), [161](#), [175](#), [180](#)
- Guner, N., Kulikova, Y. and Lull, J. (2018), 'Marriage and health : selection, protection, and assortative mating', *European Economic Review* **109**, 162–190. [121](#), [128](#)
- Gustman, A. L. and Steinmeier, T. L. (2000), 'Retirement in dual-career families : a structural model', *Journal of Labor economics* **18**(3), 503–545. [17](#), [128](#)
- Haan, P. and Prowse, V. L. (2017), 'Optimal social assistance and unemployment insurance in a life-cycle model of family labor supply and savings', *DIW Berlin Discussion paper* **14**. [2](#)
- Haan, P., Kemptner, D. and Lüthen, H. (2020), 'The rising longevity gap by lifetime earnings. Distributional implications for the pension system', *The Journal of the Economics of Ageing* **17**, 100199. [117](#), [118](#), [141](#)
- Halvorsen, E. and Pedersen, A. W. (2019), 'Closing the gender gap in pensions : a microsimulation analysis of the Norwegian NDC pension system', *Journal of European Social Policy* **29**(1), 130–143. [6](#)
- Hanel, B. and Riphahn, R. T. (2012), 'The timing of retirement—new evidence from Swiss female workers', *Labour economics* **19**(5), 718–728. [162](#)
- Hank, K. and Steinbach, A. (2018), Families and health : A review, in G. Doblhammer and J. Gumà, eds, 'A demographic perspective on gender, family and health in Europe', Springer Nature, pp. 23–39. [3](#)
- Harichaux-Ramu, M. (1980), 'L'évolution de la pension de réversion', *Droit social* **3**, 236–247. [19](#), [44](#), [48](#), [59](#), [65](#), [66](#), [216](#)
- HCFEA (2019), 'Rapport du Conseil de l'âge sur les femmes seniors. Les dissolutions de couples (par rupture ou décès) qui affectent les femmes seniors', *Rapport au gouvernement*. [217](#)
- Hendi, A. S. (2015), 'Trends in us life expectancy gradients : the role of changing educational composition', *International journal of epidemiology* **44**(3), 946–955. [120](#)
- Holden, K. and Kuo, H. (1996), 'Complex marital histories and economic well-being : the continuing legacy of divorce and widowhood as the HRS cohort approaches retirement', *Gerontologist* **36**(3), 383–90. [119](#)
- Houbre, G. (2018), La norme : procréer au sein du mariage, in S. Steinberg, ed., 'Une histoire des sexualités', Presses Universitaires de France, pp. 293–303. [18](#), [59](#)

- Hurd, M. D. (1990), The joint retirement decision of husbands and wives, in 'Issues in the Economics of Aging', University of Chicago Press, 1990, pp. 231–258. [195](#)
- Hurd, M. D. (2008), *The joint retirement decision of husbands and wives*, University of Chicago Press. [16](#)
- Inderbitzin, L., Staubli, S. and Zweimüller, J. (2016), 'Extended unemployment benefits and early retirement : program complementarity and program substitution', *American Economic Journal : Economic Policy* **8**(1), 253–88. [253](#)
- Insee (2017), 'Life tables 1975-2015', *Institut national de la statistique et des études économiques* . [118](#), [126](#)
- Insee (2020), 'Revenu, niveau de vie et pauvreté en 2018', *Insee Résultats* . [2](#)
- IPP (2021), 'Le système de retraite corrige-t-il les inégalités de carrière?', *Comprendre les inégalités de salaires entre femmes et hommes (site internet)* **3**.
URL: <https://inegalites-femmes-hommes.wedodata.dev/> [10](#), [12](#), [16](#), [18](#)
- James, E. (2009), 'Rethinking survivor benefits', *World Bank, Social Protection and Labor Discussion paper* **928**. [68](#), [73](#), [74](#), [215](#), [282](#)
- James, E., Edwards, A. C. and Wong, R. (2003), 'The gender impact of pension reform', *Journal of Pension Economics & Finance* **2**(2), 181–219. [6](#)
- Janssens, A. (1997), 'The rise and decline of the male breadwinner family? An overview of the debate', *International Review of Social History* **42**(S5), 1–23. [18](#), [19](#), [45](#), [48](#), [50](#)
- Jefferson, T. (2009), 'Women and retirement pensions : a research review', *Feminist Economics* **15**(4), 115–145. [14](#), [78](#), [159](#), [215](#)
- Johnson, N. J., Backlund, E., Sorlie, P. D. and Loveless, C. A. (2000), 'Marital status and mortality : the national longitudinal mortality study', *Annals of epidemiology* **10**(4), 224–238. [121](#)
- Johnson, R. W. (1999), 'The gender gap in pension wealth : is women's progress in the labor market equalizing benefits?', *The retirement project, brief series* **1**. [14](#), [159](#)
- Jolivet, A. (2008), 'Réforme des retraites de 2003 : quel impact sur l'emploi des seniors?', *Retraite et société* **54**(2), 9–31. [173](#)
- Jones-Lee, M. W. (1991), 'Altruism and the value of other people's safety', *Journal of Risk and Uncertainty* **4**(2), 213–219. [119](#)
- Karamcheva, N. and Munnell, A. H. (2007), 'Why are widows so poor?', *Center for Retirement Research Policy Brief* **7–9**. [119](#)

-
- Karlström, A., Palme, M. and Svensson, I. (2008), 'The employment effect of stricter rules for eligibility for DI : evidence from a natural experiment in Sweden', *Journal of Public Economics* **92**(10-11), 2071–2082. [253](#)
- Kaygusuz, R. (2015), 'Social security and two-earner households', *Journal of Economic Dynamics and Control* **59**, 163–178. [253](#)
- Kerschen, N. (2003), 'Vers une individualisation des droits sociaux : approche européenne et modèles nationaux', *Droit social* **2**, 216–222. [20](#), [77](#), [78](#)
- Killewald, A. and Gough, M. (2013), 'Does specialization explain marriage penalties and premiums?', *American sociological review* **78**(3), 477–502. [2](#)
- Klerby, A., Larsson, B. and Palmer, E. (2012), To share or not to share : that is the question, in R. Holzmann, E. Palmer and D. Robalino, eds, 'Nonfinancial Defined Contribution Pension Schemes in a Changing Pension World : Volume 2, Gender, Politics, and Financial Stability', World Bank Publication, pp. 39–65. [77](#), [223](#)
- Kleven, H., Landais, C. and Sogaard, J. E. (2019), 'Children and gender inequality : evidence from Denmark', *American Economic Journal : Applied Economics* **11**(4), 181–209. [4](#), [12](#)
- Kridahl, L. (2017), 'Retirement timing and grandparenthood in Sweden : evidence from population-based register data', *Demographic Research* **37**, 957–994. [17](#)
- Krueger, A. B. and Pischke, J.-S. (1992), 'The effect of social security on labor supply : a cohort analysis of the notch generation', *Journal of labor economics* **10**(4), 412–437. [162](#)
- Kutlu-Koc, V. and Kalwij, A. (2017), 'Individual survival expectations and actual mortality : evidence from Dutch survey and administrative data', *European Journal of Population* **33**(4), 509–532. [119](#)
- Lacour, C. (2018), 'Les séparations : un choc financier, surtout pour les femmes', *Insee Analyses* **121**. [216](#)
- Laferrère, A., Pouliquen, E. and Rougerie, C. (2017), *Les conditions de logement en France*, Insee. [1](#)
- Lalive, R. and Staubli, S. (2015), 'How does raising women's full retirement age affect labor supply, income, and mortality', *NBER working paper* **18660**. [17](#)
- Langlet, M. (1976), 'Les incidences de la loi du 11 juillet 1975 sur la retraite du conjoint divorce.', *Revue Juridique de l'Ouest* **7**, 94–103. [65](#)
- Lanquetin, M.-T. and Letablier, M.-T. (2003), 'Individualisation des droits sociaux et droits fondamentaux. Une mise en perspective européenne.', *Revue des politiques sociales et familiales* **73**(1), 7–24. [77](#), [78](#)

- Laroque, P. (1962), *Politiques de la vieillesse, rapport de la commission d'étude des problèmes de la vieillesse*, La documentation française. 53
- Laroque, P. (1971), 'La sécurité sociale de 1944 à 1951', *Revue Française des Affaires Sociales* **25**, 11–25. 19, 43, 48
- Laroque, P. (1972), 'Droits de la femme et pensions de veuve', *Revue Internationale du travail* **106**, 1–11. 43
- Laroque, P. (2020), 'La retraite des vieux. La réforme de l'assurance sociale vieillesse et de l'assistance aux vieillards : commentaire des lois des 14 mars et 29 mars 1941', *Revue d'histoire de la protection sociale* **13**(1), 135–150. 5
- Lavigne, A. (2019), 'Quelle réforme pour la réversion en France?', *Revue d'économie politique* **129**(5), 675–692. 21, 63, 215, 216
- Le Bras, H. (1973), 'Parents, grands-parents bisaïeux', *Population* **1**, 9–38. 119
- Le Duigou, S., Legendre, B. and Sabatier, M. (2020), 'The effectiveness of financial incentives to postpone retirement with heterogeneous agents', *Revue de l'OFCE* **170**(6). 162, 173
- Lee, D. S. and Lemieux, T. (2010), 'Regression discontinuity designs in economics', *Journal of economic literature* **48**(2), 281–355. 260
- Leroux, M.-L. and Pestieau, P. (2012), 'The political economy of derived pension rights', *International Tax and Public Finance* **19**(5), 753–776. 73
- Leroux, M.-L. and Ponthière, G. (2013), 'Optimal prevention when coexistence matters', *Journal of Population Economics* **26**(3), 1095–1127. 117, 119
- Lersch, P. M. (2017), 'The marriage wealth premium revisited : gender disparities and within-individual changes in personal wealth in Germany', *Demography* **54**(3), 961–983. 2
- Levine, P. J., Mitchell, O. S. and Phillips, J. W. (1999), 'Worklife determinants of retirement income differentials between men and women', *NBER Working Paper* **7243**. 14, 159
- Lewis, J. (1992), 'Gender and the development of welfare regimes', *Journal of European Social Policy* **2**(3), 159–173. 6, 46
- Lewis, J. (2001), 'The decline of the male breadwinner model : implications for work and care', *Social Politics : International Studies in Gender, State & Society* **8**(2), 152–169. 18, 59
- Lewis, J. (2002), Legitimizing care work and the issue of gender equality, in M. Daly, ed., 'Care work : the quest for security', London : ILO, pp. 57–78. 19, 78
- Lewis, J. (2006), 'What instruments to foster what kind of gender equality?', *Revue française des affaires sociales* **5**, 147–166. 78

-
- Lewis, J. (2007), 'Work, care, gender equality and the problem of 'instrumental' social policies', *Sociologisk forskning* **44**(2), 64–72. [50](#)
- Li, X. and Maestas, N. (2008), 'Does the rise in the full retirement age encourage disability benefits applications? evidence from the health and retirement study', *Michigan Retirement Research Center Research Paper No. 2008-198* **198**. [253](#)
- Lichter, D. T., Qian, Z. and Song, H. (2021), 'Gender, union formation, and assortative mating among older women', *Social Science Research* **103**, 102656. [15](#)
- Lis, M. and Bonthuis, B. (2019), 'Drivers of the gender gap in pensions : evidence from EU-SILC and the OECD pension model', *The World Bank Social Protection Discussion papers and notes* **1917**. [14](#), [159](#)
- Luckhaus, L. (2000), 'Equal treatment, social protection and income security for women', *International Labour Review* **139**(2), 149–178. [159](#), [170](#)
- Ludwig, V. and Brüderl, J. (2018), 'Is there a male marital wage premium? New evidence from the United States', *American Sociological Review* **83**(4), 744–770. [2](#)
- Lumsdaine, R. L. and Vermeer, S. J. (2015), 'Retirement timing of women and the role of care responsibilities for grandchildren', *Demography* **52**(2), 433–454. [17](#)
- Mahieu, R. and Blanchet, D. (2004), *Estimating Models of Retirement Behavior on French Data*, University of Chicago Press, pp. 235–284. [162](#)
- Mahieu, R. and Walraet, E. (2005), 'Neutralité actuarielle, modification du taux de remplacement et choix de départ à la retraite', *Revue d'économie politique* **115**(2), 213–240. [162](#)
- Maillochon, F. (2016), *La passion du mariage*, Presses Universitaires de France. [18](#), [59](#)
- Manoli, D. S. and Weber, A. (2016), 'Nonparametric evidence on the effects of financial incentives on retirement decisions', *American Economic Journal : Economic Policy* **8**(4), 160–182. [160](#)
- Manow, P. and Palier, B. (2009), A conservative welfare state regime without christian democracy? The French Etat-providence, in K. van Kersbergen and P. Manow, eds, 'Religion, Class Coalitions, and Welfare States', Cambridge University Press, pp. 147–176. [42](#)
- Manzoli, L., Villari, P., Pirone, G. M. and Boccia, A. (2007), 'Marital status and mortality in the elderly : a systematic review and meta-analysis', *Social science & medicine* **64**(1), 77–94. [3](#)
- Marais, J.-L. (1999), 'Histoire du don en France de 1800 à 1939. Dons et legs charitables, pieux et philanthropiques', *Revue d'histoire moderne & contemporaine* **1**, 48–1. [37](#)
- Mare, R. D. (1991), 'Five decades of educational assortative mating', *American sociological review* **56**(1), 15–32. [15](#), [121](#)

- Marsault, H. (1985), 'Droits propres contre droits dérivés : l'individualisation des droits sociaux comme moyen d'améliorer la sécurité économique d'existence individuelle familiale', *Droit social* **12**, 875–885. [44](#), [59](#)
- Meara, E. R., Richards, S. and Cutler, D. M. (2008), 'The gap gets bigger : changes in mortality and life expectancy, by education, 1981–2000', *Health affairs* **27**(2), 350–360. [120](#)
- Méda, D. (2008), 'Pourquoi et comment mettre en œuvre un modèle à «deux apporteurs de revenu/deux pourvoyeurs de soins?»', *Revue française de socio-économie* **2**(2), 119–139. [50](#)
- Meurs, D. and Pora, P. (2019), 'Gender equality on the labour market in France : a slow convergence hampered by motherhood', *Economie et Statistique* **510**(1), 109–130. [4](#), [12](#)
- Michaud, P.-C. and Vermeulen, F. (2011), 'A collective labor supply model with complementarities in leisure : identification and estimation by means of panel data', *Labour Economics* **18**(2), 159–167. [17](#)
- Michaud, P.-C., Van Soest, A. and Bissonnette, L. (2020), 'Understanding joint retirement', *Journal of Economic Behavior & Organization* **173**, 386–401. [17](#)
- Milanovic, B. (2016), *Global inequality*, Harvard University Press. [15](#)
- Monticone, C., Ruzik, A. and Skiba, J. (2008), 'Women's pension rights and survivors' benefits : a comparative analysis of EU member states and candidate countries', *ENEPRI Research Reports* **53**. [223](#), [282](#)
- Moreau, N. and Stancanelli, E. (2021), *La vie des couples après la retraite. Temps partagé et contraintes économiques*, Cepremap. [16](#), [17](#), [25](#), [304](#)
- Morgan, K. J. (2003), 'The politics of mothers' employment : France in comparative perspective', *World politics* **55**(2), 259–289. [46](#)
- Morgan, K. J. (2006), *Working mothers and the welfare state : Religion and the politics of work-family policies in Western Europe and the United States*, Stanford University Press. [46](#)
- Morgan, K. J. (2009), The religious foundations of work-family policies in Western Europe, in K. van Kersbergen and P. Manow, eds, 'Religion, Class Coalitions, and Welfare States', Cambridge University Press, pp. 57–89. [46](#), [47](#), [50](#)
- Mortelmans, D. (2020), Economic consequences of divorce : a review, in M. K. Trappe, ed., 'Parental Life Courses after Separation and Divorce in Europe', Springer, Cham, pp. 23–41. [252](#)
- Myers, R. J. (1959), 'Statistical measures in the marital life-cycles of men and women', **14**, 620–620. [120](#), [121](#)

-
- Nagore-Garcia, A. and van Soest, A. (2021), 'How does an allowance for a non-working younger partner affect the retirement behaviour of couples?', *Journal of pension economics and finance* **31**(1). 256
- Needleman, L. (1976), 'Valuing other people's lives', *The Manchester School* **44**(4), 309–342. 117, 119
- Nishiyama, S. (2019), 'The joint labor supply decision of married couples and the US Social security pension system', *Review of Economic Dynamics* **31**, 277–304. 253
- OCDE (2012), *Closing the gender gap : Act now*, Organisation de coopération et de développement économiques. 14, 159
- OCDE (2018), 'Are survivor pensions still needed?', *OECD Policy Brief* **1**. 20, 57, 71, 73, 215, 251, 280, 282, 302
- OCDE (2019), *Pensions at a glance*, Organisation de coopération et de développement économiques. 5, 9, 61, 135, 159
- Olshansky, S. J., Antonucci, T., Berkman, L., Binstock, R. H., Boersch-Supan, A., Cacioppo, J. T., Carnes, B. A., Carstensen, L. L., Fried, L. P., Goldman, D. P. *et al.* (2012), 'Differences in life expectancy due to race and educational differences are widening, and many may not catch up', *Health affairs* **31**(8), 1803–1813. 120
- Orloff, A. S. (1993), 'Gender and the social rights of citizenship : the comparative analysis of gender relations and welfare states', *American sociological review* **58**(3), 303–328. 46
- Quart, C. (1936), 'L'évolution du montant des pensions militaires rémunérant les services en France au cours d'un siècle', *Journal de la société française de statistique* **77**, 167–185. 39, 40, 41
- Pailhé, A. and Solaz, A. (2010), 'Concilier, organiser, renoncer : quel genre d'arrangements?', *Travail, genre et sociétés* **24**(2), 29–46. 4, 59
- Palier, B. (2014), *La réforme des retraites*, Que sais-je?, Presses Universitaires de France. 7, 45
- Papon, S. (2019), 'En 2017, dans deux tiers des mariages entre personnes de sexe différent, la femme est plus jeune que son mari', *Insee Focus* **146**. 35, 127
- Parkes, C. M., Benjamin, B. and Fitzgerald, R. G. (1969), 'Broken heart : a statistical study of increased mortality among widowers', *Br med J* **1**(5646), 740–743. 121
- Pascal, J. (1983), 'Les pensions civiles et militaires de retraite la réversion et le cumul', *La Revue administrative* **36**(213), 241–246. 61
- Pennec, S. and Gaymu, J. (2011), 'La durée de l'isolement conjugal et de la vie en couple chez les personnes âgées en France : quelles évolutions entre hommes et femmes au fil des générations?', *Cahiers québécois de démographie* **40**(2), 175–208. 121

- Persson, P. (2020), 'Social insurance and the marriage market', *Journal of Political Economy* **128**(1), 252–300. [20](#), [63](#), [224](#), [282](#)
- Pestieau, P. and Ponthiere, G. (2016), 'Longevity variations and the welfare state', *Journal of Demographic Economics* **82**(2), 207–239. [117](#)
- Pierson, P. (1997), *Path dependence, increasing returns, and the study of politics*, Minda de Gunzburg Center for European Studies, Harvard University. [74](#), [301](#)
- Ponthiere, G. (2007), 'Measuring longevity achievements under welfare interdependencies : a case for joint life expectancy indicators', *Social Indicators Research* **84**(2), 203–230. [117](#), [119](#)
- Ponthiere, G. (2016), 'The contribution of improved joint survival conditions to living standards : an equivalent consumption approach', *Social Choice and Welfare* **46**(2), 407–449. [117](#), [119](#)
- Ponthieux, S. (2012), 'La mise en commun des revenus dans les couples', *Insee Première* **1409**. [59](#), [75](#), [224](#)
- Ponthieux, S. and Meurs, D. (2015), Gender inequality, in 'Handbook of income distribution', Vol. 2, Elsevier, pp. 981–1146. [4](#), [14](#), [159](#)
- Poortman, A.-R. (2005), 'Women's work and divorce : a matter of anticipation?', *European Sociological Review* **21**(3), 301–309. [252](#)
- Prioux, F. (2005), 'Mariage, vie en couple et rupture d'union : sous l'angle de la démographie', *Informations sociales* **122**, 38–50. [18](#), [58](#)
- Rabaté, S. and Rochut, J. (2020), 'Employment and substitution effects of raising the statutory retirement age in France', *Journal of Pension Economics & Finance* **19**(3), 293–308. [253](#)
- Rapoport, B. (2006), 'Âge de départ souhaité, âge de départ prévu et liberté de choix en matière d'âge de départ à la retraite', *Dossiers solidarité santé* **3**, 31–50. [17](#), [159](#), [162](#), [170](#), [180](#), [195](#)
- Renard, D. (1995), 'Assistance et assurance dans la constitution du système de protection sociale française', *Genèses* **18**, 30–46. [37](#)
- Roseneil, S., Crowhurst, I., Hellesund, T., Santos, A. C. and Stoilova, M. (2020), *The tenacity of the couple-norm : intimate citizenship regimes in a changing Europe*, UCL Press. [4](#)
- Rostron, B. L., Arias, E. and Boies, J. L. (2010), 'Education reporting and classification on death certificates in the United States', *Vital Health Statistics* **151**(2), 1–21. [120](#)
- Ruellan, R. (1976), 'La femme et la sécurité sociale', *Droit social* **1**, 56–73. [19](#), [48](#), [65](#)
- Rust, J. and Phelan, C. (1997), 'How social security and medicare affect retirement behavior in a world of incomplete markets', *Econometrica* **65**(4), 781–832. [174](#)

-
- Saez, E. (2010), 'Do taxpayers bunch at kink points?', *American Economic Journal : Economic Policy* **2**(3), 180–212. [273](#)
- Sainsbury, D. (1994), *Gendering welfare states*, Sage Publications Ltd. [46](#)
- Sainsbury, D. (2008), Gendering the welfare state, in G. Goertz and A. Mazur, eds, 'Politics, gender and concepts', New York : Cambridge University Press, pp. 94–113. [47](#)
- Sanders, L. and Melenberg, B. (2016), 'Estimating the joint survival probabilities of married individuals', *Insurance : Mathematics and Economics* **67**, 88–106. [121](#)
- Sasson, I. (2016), 'Trends in life expectancy and lifespan variation by educational attainment : United States, 1990–2010', *Demography* **53**(2), 269–293. [120](#)
- Sbarra, D. A., Hasselmo, K. and Bourassa, K. J. (2015), 'Divorce and health : beyond individual differences', *Current directions in psychological science* **24**(2), 109–113. [3](#)
- Schwartz, C. R. (2013), 'Trends and variation in assortative mating : causes and consequences', *Annual Review of Sociology* **39**, 451–470. [15](#)
- Schwartz, C. R. and Mare, R. D. (2005), 'Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003', *Demography* **42**(4), 621–646. [121](#)
- Seibold, A. (2021), 'Reference points for retirement behavior : evidence from German pension discontinuities', *American Economic Review* **111**(4), 1126–65. [160](#), [162](#)
- Selin, H. (2017), 'What happens to the husband's retirement decision when the wife's retirement incentives change?', *International Tax and Public Finance* **24**(3), 432–458. [17](#)
- Siflinger, B. (2017), 'The effect of widowhood on mental health-an analysis of anticipation patterns surrounding the death of a spouse', *Health Economics* **26**(12), 1505–1523. [3](#), [251](#), [282](#)
- Skocpol, T. (1992), *Protecting soldiers and mothers : the politics of social provision in the United States, 1870s-1920s*, Belknap Press of Harvard University Press. [46](#), [47](#)
- Smith, D. P. and Bradshaw, B. S. (2006), 'Rethinking the Hispanic paradox : death rates and life expectancy for US non-Hispanic White and Hispanic populations', *American Journal of Public Health* **96**(9), 1686–1692. [120](#)
- Smith, K. R. and Zick, C. D. (1994), 'Linked lives, dependent demise? Survival analysis of husbands and wives', *Demography* **31**(1), 81–93. [121](#)
- Spreeuw, J. and Owadally, I. (2013), 'Investigating the broken-heart effect : a model for short-term dependence between the remaining lifetimes of joint lives', *Annals of Actuarial Science* **7**(2), 236–257. [121](#)

- Ståhlberg, A.-C., Kruse, A. and Sundén, A. (2005), 'Pension design and gender : analyses of developed and developing countries', *Gender Issues* **22**(3), 6–45. [72](#)
- Stancanelli, E. and Van Soest, A. (2012), 'Retirement and home production : a regression discontinuity approach', *American Economic Review* **102**(3), 600–605. [17](#)
- StatLine (2021), 'Tijdreeksen sociale zekerheid', *Statistics Netherlands* . [20](#)
- Staubli, S. (2011), 'The impact of stricter criteria for disability insurance on labor force participation', *Journal of Public Economics* **95**(9-10), 1223–1235. [253](#)
- Staubli, S. and Zweimüller, J. (2013), 'Does raising the early retirement age increase employment of older workers?', *Journal of Public Economics* **108**, 17–32. [253](#)
- Sterdyniak, H. (2019), 'Pensions de réversion : pour une réforme unificatrice', *OFCE Policy brief* **51**. [64](#), [74](#), [216](#), [225](#), [302](#)
- Sterdyniak, H. and Monperrus-Veroni, P. (2008), 'Faut-il réformer les pensions de réversion?', *Lettre de l'OFCE* **300**. [64](#), [216](#)
- Stewart-Brown, S., Samaraweera, P. C., Taggart, F., Kandala, N.-B. and Stranges, S. (2015), 'Socioeconomic gradients and mental health : implications for public health', *The British Journal of Psychiatry* **206**(6), 461–465. [282](#)
- Stock, J. H. and Wise, D. A. (1990), 'Pensions, the option value of work, and retirement', *Econometrica* **58**(5), 1151–1180. [161](#), [174](#), [175](#)
- Strand, J. (2005), 'Individual and household values of mortality reductions with intrahousehold bargaining', *Journal of Risk and Uncertainty* **31**(2), 217–236. [117](#), [119](#)
- Tagne, C. R. (2017), *Les pensions de réversion en France : équivalent patrimonial des droits à la retraite, impacts des réformes et niveau de vie des pensionné(e)s*, Thèse de doctorat, Université d'Orléans. [216](#)
- Thiveaud, J.-M. (1995), 'Le régime des retraites des fonctionnaires civils avant la loi de «budgétisation» du 8 juin 1853', *Revue d'économie financière* **35**, 273–303. [40](#)
- Thuillier, G. (1992a), 'Le désordre révolutionnaire : les pensions de retraite des fonctionnaires de 1790 à 1799', *La Revue administrative* **45**(270), 505–512. [39](#)
- Thuillier, G. (1992b), 'Le droit à pension des veuves de fonctionnaires au XIXème siècle', *Actes du Colloque sur l'Histoire de la Sécurité Sociale* . [40](#), [41](#), [88](#)
- Van Bavel, J. and De Winter, T. (2013), 'Becoming a grandparent and early retirement in Europe', *European Sociological Review* **29**(6), 1295–1308. [17](#)

-
- Van Bavel, J., Schwartz, C. R. and Esteve, A. (2018), 'The reversal of the gender gap in education and its consequences for family life', *Annual Review of Sociology* **44**, 341–360. [50](#)
- Van der Vaart, J., Alessie, R. and van Ooijen, R. (2020), 'Economic consequences of widowhood', *Netspar Design Paper (160)* . [252](#), [273](#)
- Van Soest, A. and Vonkova, H. (2014), 'How sensitive are retirement decisions to financial incentives? a stated preference analysis', *Journal of Applied Econometrics* **29**(2), 246–264. [160](#)
- Vanderschelden, M. (2006), 'Homogamie socioprofessionnelle et ressemblance en termes de niveau d'études : constat et évolution au fil des cohortes d'unions', *Économie et statistique* **398**(1), 33–58. [121](#)
- Vanlierde, S. and Bridenne, I. (2006), 'La réforme de la pension de réversion', *Retraite et société* **48**(2), 238–243. [57](#)
- Veil, M. (2007), 'L'individualisation des droits dans l'assurance vieillesse : débats et axes de réforme', *Retraite et société* **50**(1), 115–126. [77](#), [78](#)
- Vezin-David, R. (2000), *Droits dérivés et sécurité sociale*, Thèse de doctorat, Université de Nantes. [36](#), [38](#), [43](#), [51](#)
- Visser, M. and Fasang, A. E. (2018), 'Educational assortative mating and couples' linked late-life employment trajectories', *Advances in Life Course Research* **37**, 79–90. [15](#)
- Warren, D. and Oguzoglu, U. (2010), 'Retirement in Australia : A closer look at the financial incentives', *Australian Economic Review* **43**(4), 357–375. [159](#), [160](#), [162](#), [170](#), [180](#)
- Youn, H. and Shemyakin, A. (2001), 'Pricing practices for joint last survivor insurance', *Actuarial Research Clearing House* **1**. [117](#), [119](#)

Liste des tableaux

1.A.1	Évolution de la législation au Régime général	81
1.A.2	Évolution de la législation à l'Agirc-Arrco	85
1.A.3	Évolution de la législation dans la Fonction publique	87
1.B.1	Législation en vigueur dans les régimes de retraite de base	89
1.B.2	Législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite complémentaire	92
1.B.3	Législation en vigueur dans les autres régimes de retraite complémentaire	95
1.B.4	Législation en vigueur dans les principaux régimes de retraite intégrés . .	97
1.B.5	Législation en vigueur dans les autres régimes de retraites intégrés et le régime des avocats	100
1.C.1	Comparaison des dispositifs de réversion dans quelques pays européens .	105
1.C.2	Comparaison des dispositifs de réversion dans quelques pays hors Europe	109
2.1	Female widowhood duration (in years), per socio-professional category .	133
2.2	Female widowhood duration (in years), per pension scheme	139
2.B.1	Difference between spouses' individual life expectancies, per socio-professional category	151
2.B.2	Male widowhood duration (in years), per socio-professional category . .	151
2.C.1	Number of widows, per pension scheme	152
2.C.2	Male widowhood duration (in years), per pension scheme	153
2.C.3	Number of widowers, per pension scheme	153
3.1	Législation par génération de naissance	166
3.2	Caractéristiques de l'échantillon à la liquidation, par génération	168
3.3	Estimateur de double différence	174
3.4	Statistiques descriptives des données utilisées	179
3.5	Coefficients de l'estimation des modèles logit de décision de départ à la retraite	181
3.6	Variation de SSW par scénario et par caractéristique (en %)	193

3.A.1	Résumé de la législation mise en œuvre par les réformes de 1993 et 2003, par génération	196
3.A.2	Surcote par trimestre cotisé au-delà de la durée requise, au régime général	197
3.B.1	Statistiques descriptives des classes de femmes	201
3.B.2	Statistiques descriptives des classes d'hommes	202
3.B.3	Variation de SSW entre la législation actuelle et un scénario sans réforme des retraites de 2003 (en %), pour différentes modélisations	205
3.B.4	Variations de l'âge moyen de retraite et de la pension moyenne entre la législation actuelle et un scénario contrefactuel dans lequel la réforme de 2003 est neutralisée	206
3.C.1	Nombre d'individus dans chaque groupe de la variable d'intérêt	207
4.B.1	Pension de retraite moyenne par genre	242
4.B.2	Déciles de pensions féminines et de pensions du couple marié, mensuelles	242
5.1	Eligibility to survivor benefits	256
5.2	Descriptive statistics per cohort of birth	259
5.3	Regression discontinuity estimates	267
5.4	Regression discontinuity estimates, robustness checks	268
5.5	Main RD estimates and average effect	272
5.6	Intensive margin RD estimates three years after spouse's death and average effect	275
5.A.1	Datasets used	286
5.B.1	Covariate balancing tests	288
5.B.2	Elasticity heterogeneity	299

Liste des graphiques

1	Écart moyen de rémunération entre les femmes et les hommes	10
2	Écarts moyens de participation au marché du travail et d'emploi équivalent temps plein entre les femmes et les hommes	11
3	Écart moyen de pension de retraite entre les femmes et les hommes	11
4	Niveau moyen de la pension de réversion en proportion de la pension totale	14
2.1	Evolution of female widowhood duration over years	129
2.2	Widowhood duration according to the mortality scenario	130
2.3	Female widowhood duration according to age difference between spouses	131
2.4	Widowhood duration according to standard of living	134
2.5	Evolution of widowhood duration over years	137
2.6	Widowhood duration according to standard of living	140
2.A.1	Exact and naïve female widowhood duration in a stylized example	145
2.B.1	Widowhood duration variation over cohorts	148
2.B.2	Evolution of widowhood probability over years	148
2.B.3	Evolution of male widowhood duration over years	149
2.B.4	Life expectancy at 60 over years	149
2.B.5	Males and females' survivals in 2020 and 2070	150
2.B.6	Male widowhood duration according to age difference between spouses	150
2.C.1	Mortality rate evolution	152
2.C.2	Widowhood duration according to pension level	154
3.1	Âge moyen à la liquidation	173
3.2	Effets marginaux des incitations du système, par genre	182
3.3	Classes d'individus	183
3.4	Effets marginaux des incitations du système, par classe, pour les femmes	185
3.5	Effets marginaux des incitations du système, par classe, pour les hommes	186
3.B.1	Pension et équivalent patrimonial des droits à retraite, par genre	198
3.B.2	Incitations financières, par genre	199

3.B.3	Effets marginaux des incitations du système, par genre	200
3.B.4	Incitations financières, par classe dans la population féminine	203
3.B.5	Incitations financières, par classe dans la population masculine	204
3.C.1	Importance des variables des forêts aléatoires	208
4.1	Variation des niveaux de vie après/avant décès, en fonction du niveau de la pension du conjoint survivant, régime de la fonction publique	219
4.2	Variation des niveaux de vie après/avant décès, en fonction du niveau de la pension du conjoint survivant, régimes du privé	220
4.3	Montant de la pension de réversion servie dans le régime complémentaire du secteur privé, en fonction du nombre d'années de mariage et d'un éventuel remariage du conjoint décédé	222
4.4	Niveau de la pension moyenne de l'homme et de la femme au sein des couples, selon le décile de pension de la femme	227
4.5	Distribution des pensions des femmes exprimées en proportion de la pension du conjoint	228
4.6	Distribution des pensions des femmes au sein de chaque décile de pension du couple	229
4.7	Taux de réversion médian le long de la distribution des pensions de droits propres des femmes, selon le dispositif de droits conjugaux	230
4.8	Écart entre les médianes des taux de réversion dans un dispositif maintenant le niveau de vie et dans les dispositifs de réversion actuels, selon le décile de pension des femmes	233
4.9	Taux de réversion médian le long de la distribution des pensions de droits propres du couple, selon le dispositif de droits conjugaux	234
4.10	Écart entre les médianes des taux de réversion dans un dispositif maintenant le niveau de vie et dans les dispositifs de réversion actuels, selon le décile de pension du couple	236
4.C.1	Taux de réversion moyen le long de la distribution des pensions de droits propres des femmes, selon le dispositif de droits conjugaux	243
4.C.2	Différence des moyennes des taux de réversion entre le dispositif maintenant le niveau de vie et les dispositifs actuels, selon le décile de pension féminine	244
4.C.3	Taux de réversion moyen le long de la distribution des pensions de droits propres du couple, selon le dispositif de droits conjugaux	245
4.C.4	Différence des moyennes des taux de réversion entre le dispositif maintenant le niveau de vie des dispositifs actuels, selon le décile de pension du couple	246

5.1	SB amount in proportion of minimum wage according to date of birth . . .	256
5.2	Proportion of SB beneficiaries and total SB over the life-cycle	263
5.3	Average labor supply according to distance to spouse's death	264
5.4	Average labor force participation and labor income according to cohort of birth and distance to death	265
5.5	Average participation and income by date of birth, three years after spousal death	266
5.6	Effect of the reform on the labor supply over time	269
5.7	Effect of the reform on the labor supply (placebo 1949)	270
5.8	Effect of the reform on the labor supply (placebo 1951)	271
5.9	RD graph per professional status	276
5.10	Effect of the reform on other social security programs	279
5.11	Response heterogeneity	281
5.B.1	Distribution of widows by date of birth and McCrary test	287
5.B.2	Income level according to distance to spouse's death	289
5.B.3	Effect of the reform: sensitivity to bandwidth	290
5.B.4	Survivor benefits budget set	291
5.B.5	Total income three years after spouse's death	291
5.B.6	Effect of the reform on the intensive margin	292
5.B.7	Participation to each sector	293
5.B.8	RD graph per activity sector	294
5.B.9	RD coefficients for participation to caring sector	295
5.B.10	Average disability benefits distribution	295
5.B.11	RD coefficients for the take-up of DI, according to DI benefits level	296
5.B.12	RDD estimates per working status	297
5.B.13	RDD estimates per income share tercile	298

Les systèmes de retraite, le couple et les inégalités de genre à la retraite

Résumé : Cette thèse vise à améliorer les connaissances sur les inégalités de genre à la retraite. Les inégalités de pension entre les femmes et les hommes sont le reflet de l'acquisition différenciée de droits à la retraite pendant la carrière, conséquence de la division genrée des rôles sociaux au sein des couples. Grâce à une approche empirique et avec l'utilisation de données administratives, cette thèse interroge les inégalités de genre à la retraite au-delà des différences de pension moyenne et évalue le rôle des droits conjugaux à la retraite dans ces inégalités.

Une première partie introductive décrit la situation française vis à vis des dispositifs de droits conjugaux à la retraite. Une deuxième partie propose de prendre en compte la durée de la retraite dans les inégalités de genre. Le chapitre 2 propose une mesure de la durée de retraite passée en situation de veuvage. Le chapitre 3 analyse les différences de décision de départ entre les femmes et les hommes. La durée passée à la retraite est très hétérogène parmi les individus. Les veuves dont les revenus sont les plus faibles passent plus de temps en situation de veuvage. Par ailleurs, les femmes et les hommes ne prennent pas les mêmes décisions de départ à la retraite car les hommes sont plus sensibles aux incitations financières. Enfin, la troisième partie de cette thèse propose des évaluations de réformes des droits conjugaux à la retraite. Le chapitre 4 évalue *ex ante* une réforme permettant de maintenir le niveau de vie monétaire des survivants au décès de leur conjoint en France. Le chapitre 5 évalue *ex post* une réforme néerlandaise pour comprendre les conséquences de la suppression de tels dispositifs sur les revenus des veuves en âge de travailler. Les droits conjugaux à la retraite ne remplissent actuellement pas leur objectif de maintien du niveau de vie suite au décès d'un conjoint pour les survivantes les moins aisées, tandis qu'ils le surcompensent pour d'autres. La suppression de ces dispositifs augmenterait l'offre de travail des veuves en âge de travailler mais amplifierait la proportion de bénéficiaires d'autres prestations sociales.

Mots-clés : Retraite, Système de retraite, Inégalités de genre à la retraite, Réversion, Droits conjugaux à la retraite, Veuvage, Offre de travail, Départ en retraite, Évaluation des politiques publiques, Économétrie

Pension systems, couples and gender inequalities in retirement

Abstract: This thesis seeks to contribute to our understanding of gender inequalities in retirement. Because of the gendered division of social roles within couples, women have less advantageous careers and hence unequal pension rights. Drawing from an empirical approach and the analysis of administrative data, this thesis investigates gender inequalities in retirement beyond the gender pension gap and assesses the role of conjugal pension rights (survivor benefits) in these inequalities.

The first introductory section describes the French situation with regard to survivor benefits. The second part focuses on retirement duration as a component of gender inequalities. Chapter 2 proposes a measure of retirement duration as a widow(er). Chapter 3 analyzes the differences in retirement decisions between women and men. Retirement duration is very heterogeneous among retirees. Low-income widows spend more years in widowhood. Moreover, women and men do not make the same retirement decisions because men are more sensitive to financial incentives. Finally, the third part of this thesis evaluates two reforms of conjugal pension rights. Chapter 4 focuses on a French reform aiming to maintain survivors' monetary standard of living following their spouse's death. Chapter 5 looks into a Dutch reform in order to investigate the consequences of the elimination of survivor benefits schemes on working-age widows' labor supply. Survivor benefits do not currently maintain survivors' standard of living for low-income widows, while they overcompensate it for the others. Eliminating this scheme would increase the working-age widows' labor supply but would also increase the take-up of other social benefits.

Keywords: Retirement, Pension systems, Gender pension gap, Survivor benefits, Widowhood, Labor supply, Retirement decision, Policy evaluation, Econometrics

