

LA VIE DES COUPLES APRÈS LA RETRAITE

**TEMPS PARTAGÉ
ET CONTRAINTES ÉCONOMIQUES**

LA VIE DES COUPLES APRÈS LA RETRAITE

**TEMPS PARTAGÉ ET
CONTRAINTES ÉCONOMIQUES**

**Nicolas MOREAU
Elena STANCANELLI**

CEPREMAP

CENTRE POUR LA RECHERCHE ÉCONOMIQUE ET SES APPLICATIONS

© Les Éditions du Cepremap, 2019
48 boulevard Jourdan – 75014 Paris
www.cepremap.fr

ISBN 978-2-9564629-1-0

Le Cepremap est, depuis le 1^{er} janvier 2005, le Centre Pour la Recherche EconoMique et ses APplications. Il est placé sous la tutelle du ministère de la Recherche. La mission prévue dans ses statuts est d'assurer une interface entre le monde académique et les décideurs publics et privés.

Ses priorités sont définies en collaboration avec ses partenaires institutionnels : la Banque de France, le CNRS, France Stratégie, la direction générale du Trésor et de la Politique économique, l'École normale supérieure, l'INSEE, l'Agence française du développement, le Conseil d'analyse économique, le ministère chargé du Travail (DARES), le ministère chargé de l'Environnement, de l'énergie et de la mer, le ministère chargé de la Santé (DREES) et la direction de la recherche du ministère de la Recherche.

Les activités du Cepremap sont réparties en cinq programmes scientifiques coordonnés par sa direction : Politique macroéconomique en économie ouverte ; Travail et emploi ; Économie publique et redistribution ; Marchés, firmes et politique de la concurrence ; Commerce international et développement.

Chaque programme est animé par un comité de pilotage constitué de trois chercheurs reconnus. Participent à ces programmes une centaine de chercheurs, cooptés par les animateurs des programmes de recherche, notamment au sein de l'École d'économie de Paris.

La coordination de l'ensemble des programmes est assurée par Claudia Senik. Les priorités des programmes sont définies pour deux ans.

L'affichage sur Internet des documents de travail réalisés par les chercheurs dans le cadre de leur collaboration au sein du Cepremap tout comme cette série d'opuscules visent à rendre accessible à tous une question de politique économique.

Daniel COHEN
Directeur du Cepremap

Sommaire

En bref	1
Remerciements	1
Introduction	3
1. Évolution de l'offre de travail des couples et modélisation de la prise de décisions des conjoints	9
1.1 L'offre de travail des couples : la France à l'avant-garde des pays de l'OCDE	9
1.2 Le modèle économique de la prise de décision des conjoints : du <i>pater familias</i> à la reconnaissance des individualités	15
2. Réformes des retraites et offre de travail des couples biactifs	20
2.1 Des effets d'entraînement très souvent significatifs et plutôt guidés par la complémentarité des loisirs	22
2.2 La réforme des retraites de 1993 et ses effets directs et indirects sur le départ à la retraite des conjoints français ..	33
3. Départ à la retraite et complémentarité des loisirs du couple	53
3.1 Loisir individuel, loisir partagé : définitions	56
3.2 Analyse de l'emploi du temps des couples	60
3.3 Probabilité d'être retraité et complémentarité des loisirs du couple	63
3.4. Que nous apprennent ces estimations ?	66

3.5 Les conjoints expriment-ils le souhait de partir à la retraite ensemble ?	67
Conclusion	71
Bibliographie	75
Liste des graphiques, tableaux et encadrés	81

EN BREF

Vivre en couple peut affecter les décisions individuelles d'offre de travail et de départ à la retraite. Les conjoints peuvent coordonner leurs rythmes de travail pour passer davantage de temps ensemble. Nous conduisons ici une étude quantitative pour la France, en concluant pour une forte indépendance des conjoints français dans leur choix de cessation d'emploi. Nous ne trouvons pas d'effets de distorsion des mesures publiques en matière de retraite sur le conjoint de la personne touchée par une mesure donnée, ce qui ne déplaira pas aux décideurs publics.

Nicolas Moreau est professeur d'économie à l'université de La Réunion et membre de la fédération Travail, emploi et politiques publiques. Ses travaux de recherche concernent l'économie de la famille.

Elena Stancanelli est directrice de recherche CNRS au sein du regroupement Jourdan Sciences économiques et professeure associée à l'École d'économie de Paris. Ses thèmes de recherche portent sur la micro-économie appliquée et l'économie de la famille.

REMERCIEMENTS

Nous remercions le comité de rédaction du Cepremap pour les suggestions précieuses, et en particulier, Philippe Askenazy, Maya Bacache, Antoine Bozio, Daniel Cohen, Hippolyte D'Albis, Dominique Meurs, Gregory Ponthière et Claudia Senik. Nous tenons aussi à remercier Hélène le Forner pour ses commentaires utiles.

Introduction

Face au vieillissement de la population et à la fragilisation des régimes de retraite publics, bon nombre de pays ont augmenté l'âge légal de départ à la retraite. Dans son « Panorama des pensions 2015 »¹, l'OCDE note que l'âge de 67 ans a remplacé la « norme » de 65 ans dans de nombreux pays, certains pays renvoyant même l'âge légal de départ à la retraite aux alentours de 70 ans. En France, la réforme adoptée en 2010 porte à 67 ans en 2020 l'âge permettant de bénéficier automatiquement de la retraite à taux plein. La réforme de 2014 fera passer de 165 à 172 trimestres la durée minimale de cotisation à partir de 2035.

Ces réformes ont un impact direct sur le marché du travail en retardant le départ à la retraite des individus. De très nombreux travaux en économie attestent d'ailleurs de l'influence du système de retraite sur le passage à l'inactivité. A. Bommier, T. Magnac et M. Roger² écrivent dans leur revue de la littérature à ce sujet que « Stock et Wise (1990) montrent que le pic de cessation d'activité à 62 ans aux États-Unis peut s'expliquer par les caractéristiques du système de pension américain. Rust et Phelan (1997) montrent quant à eux que le deuxième pic, à 65 ans, semble être lié aux droits à l'assurance-maladie des personnes âgées. Pour la France, Blanchet et Mahieu (1999) montrent également comment le profil par âge des départs en retraite s'explique par les caractéristiques du système de retraite français. »

Cependant, la grande majorité des travailleurs proches de l'âge de la retraite vivent en couple (environ 80 % des travailleurs sont

1. OCDE (2016), *Panorama des pensions 2015 : les indicateurs de l'OCDE et du G20*, Édition OCDE, Paris.

2. A. Bommier, T. Magnac et M. Roger, « Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques », 2001.

mariés ou cohabitent dans les pays de l'OCDE) et les couples pour lesquels les deux conjoints ont une activité professionnelle sont nombreux à cet âge (environ 60 à 70 % pour l'OCDE)³. La littérature nord-américaine a mis en lumière une remarquable coordination du départ à la retraite des deux conjoints, en concluant que les conjoints partent à la retraite de manière rapprochée, avec un écart d'environ un an. Ce comportement semble refléter le souhait des époux de passer du temps ensemble, une fois la retraite prise. Les conjoints rythmeraient ainsi leurs heures de travail et de loisir afin de profiter d'un temps de loisir partagé. On parle de « complémentarité des loisirs » dans la littérature à ce sujet. Par ce biais, une réforme des retraites allongeant la durée légale du travail d'un conjoint peut conduire son partenaire à également retarder son départ à la retraite. À l'inverse, d'autres études nord-américaines documentent une baisse du taux d'emploi des hommes en couple lorsque les heures travaillées par les femmes seniors augmentent. La volonté de maintien du niveau de vie du ménage semble expliquer ce comportement. Lorsque l'un des conjoints repousse son départ à la retraite, cela entraîne une augmentation relative du revenu du couple. L'autre conjoint a alors moins besoin de travailler pour maintenir le revenu familial. On trouve ainsi dans la littérature des effets importants mais asymétriques des réponses de l'offre de travail du mari et de la femme aux mesures ciblant leur conjoint. On constate également une forte hétérogénéité des effets estimés des politiques publiques sur les décisions d'activité et de retraite des couples seniors. Les préférences temporelles individuelles mais aussi les institutions et les normes sociales propres à chaque pays peuvent sans doute contribuer à expliquer ces faits.

3. Voir le Chapitre 1 pour plus de détails sur ces statistiques.

De nouvelles études, dont plusieurs actuellement en cours, se penchent sur les réformes récentes des retraites dans les pays de l'OCDE, afin de mieux saisir les éventuels effets des mesures publiques en matière de retraite sur la coordination d'activité des conjoints. Ce sont ces éventuels effets d'entraînement des dispositifs de retraite sur la décision de retraite des couples biactifs que nous allons traiter dans cet opuscule pour la France.

À notre connaissance, il n'existe à ce jour qu'une poignée d'études sur données françaises portant sur les interactions des décisions au sein des couples âgés ou sur les retombées de mesures publiques sur leur offre de travail ou leur temps de loisir. Nous présentons ici les résultats d'une toute première étude française sur ces questions. La réforme des retraites de 1993 dans le secteur privé – votée en juillet 1993 et appliquée dès janvier 1994 – permet de saisir l'effet causal de cette politique sur l'offre de travail des couples âgés en France. Cette réforme, par ailleurs analysée par Bozio⁴, s'est appliquée progressivement à des générations nées à partir de 1934. Étant donné la différence d'âge entre conjoints de deux ans en moyenne, la réforme procure une source de variabilité externe du passage à l'inactivité que nous exploitons pour tester l'interdépendance des départs à la retraite. Nous ne trouvons que de faibles effets d'entraînement des décisions de départ à la retraite des conjoints suite à cette réforme. Cela est conforme aux faibles effets trouvés au niveau individuel par Bozio⁵ et pourrait s'expliquer par le fait que la réforme a été très graduelle et bien échelonnée dans le temps. En particulier, lorsque la femme est touchée par la réforme de 1993, la probabilité que son mari prenne sa retraite diminue significativement, mais faiblement.

4. A. Bozio, « Réformes des retraites : estimation sur données françaises », 2006 ; « Impact evaluation of the 1993 French pension reform on retirement age », 2008.

5. A. Bozio, « Réformes des retraites : estimation sur données françaises », 2006 ; « Impact evaluation of the 1993 French pension reform on retirement age », 2008.

Afin d'affiner notre analyse, nous nous sommes intéressés à la complémentarité des loisirs des couples français à l'approche de la retraite, le loisir partagé étant considéré comme le moteur principal de la coordination du départ à la retraite des conjoints. Avec le départ à la retraite, ce sont sept à huit heures par jour en moyenne qui deviennent disponibles pour d'autres activités, ce qui est susceptible de bouleverser les occupations quotidiennes des individus. Notre objectif est de documenter précisément la manière dont le passage à la retraite modifie l'emploi du temps des couples, avec une attention particulière accordée au temps de loisir partagé. Nous ferons ainsi une distinction entre les activités de loisirs que les conjoints pratiquent séparément et les activités de loisirs accomplies à deux. Nous présentons pour ce faire les résultats d'une étude empirique menée sur données françaises qui détaillent ces questions. Nous ne trouvons que de faibles complémentarités dans les loisirs des conjoints âgés, ce qui est cohérent avec le faible impact que la réforme des retraites de 1993 a eu sur le temps de travail du conjoint de la personne ciblée directement par la réforme. À notre sens, ceci ne signifie pas que les couples français seniors ne partagent pas d'activités de loisir ni qu'ils ne souhaitent pas partir à la retraite ensemble, mais plutôt que d'autres contraintes ou d'autres mécanismes – encore à identifier – sont également à l'œuvre. Peut-être les modèles théoriques d'offre de travail des couples utilisés habituellement ne s'appliquent-ils que partiellement au cas des seniors, lorsque les enfants ont quitté le domicile familial et que les contraintes de temps et de budget ne sont plus les mêmes.

Afin de bien appréhender l'importance du phénomène de départ à la retraite des couples biactifs, nous commençons par proposer quelques faits stylisés relatifs à l'offre de travail des couples, tout en rappelant la modélisation théorique de la prise de décision au sein du ménage. Nous documentons notamment la forte augmentation

du taux d'activité des femmes seniors. La littérature récente concernant les effets des réformes des retraites sur les heures travaillées par les conjoints et leurs décisions de départ à la retraite est l'objet du chapitre suivant. Dans ce chapitre, nous présentons également les résultats d'estimation des effets de la réforme de retraite de 1993 sur l'emploi des conjoints âgés. Dans le chapitre qui suit, nous présentons une analyse économétrique de la complémentarité des loisirs au sein des couples de retraités.

1. Évolution de l'offre de travail des couples et modélisation de la prise de décisions des conjoints

Nous présentons tout d'abord quelques chiffres relatifs à l'offre de travail féminine, celle-ci ayant considérablement augmenté dans les dernières décennies, y compris pour les femmes seniors, alors même que l'offre de travail des hommes âgés a légèrement reculé dans nombreux pays de l'OCDE. Nous abordons ensuite la question de la modélisation théorique de la prise de décisions au sein du couple.

1.1 L'OFFRE DE TRAVAIL DES COUPLES : LA FRANCE À L'AVANT-GARDE DES PAYS DE L'OCDE

Si en 1970 moins de 45 % des femmes âgées de 15 à 64 ans étaient présentes sur le marché du travail dans les pays de l'OCDE, cette proportion était légèrement supérieure à 59 % en 2016⁶. Le graphique 1 ci-dessous illustre ces évolutions pour quelques pays de l'OCDE.

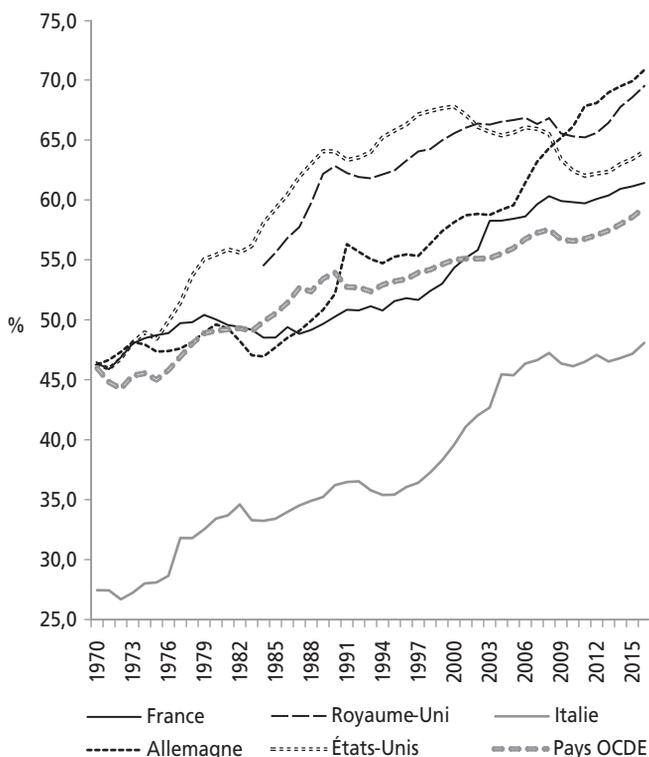
La France se situe légèrement au-dessus de la moyenne des pays de l'OCDE. Sur la même période, le taux d'emploi des hommes en France est passé de près de 83 % à 68 %. L'écart entre le taux d'emploi des femmes et des hommes s'est donc considérablement réduit.

Si l'on se focalise maintenant sur l'emploi des personnes de 55 à 59 ans, l'évolution est encore plus marquée. Pour cette tranche d'âge en France, le taux d'emploi des femmes est passé de 45 % à 68 % sur la période et celui des hommes de 82 % à 74 %. Ainsi, en près de cinquante ans, l'écart en points de pourcentage entre les taux d'emploi des femmes et des hommes âgés de 55 à 59 ans a été divisé par presque six. Les pays de l'OCDE ont connu des évolutions

6. D'après les statistiques OCDE sur l'emploi et le marché du travail mises en ligne à l'adresse stats.oecd.org.

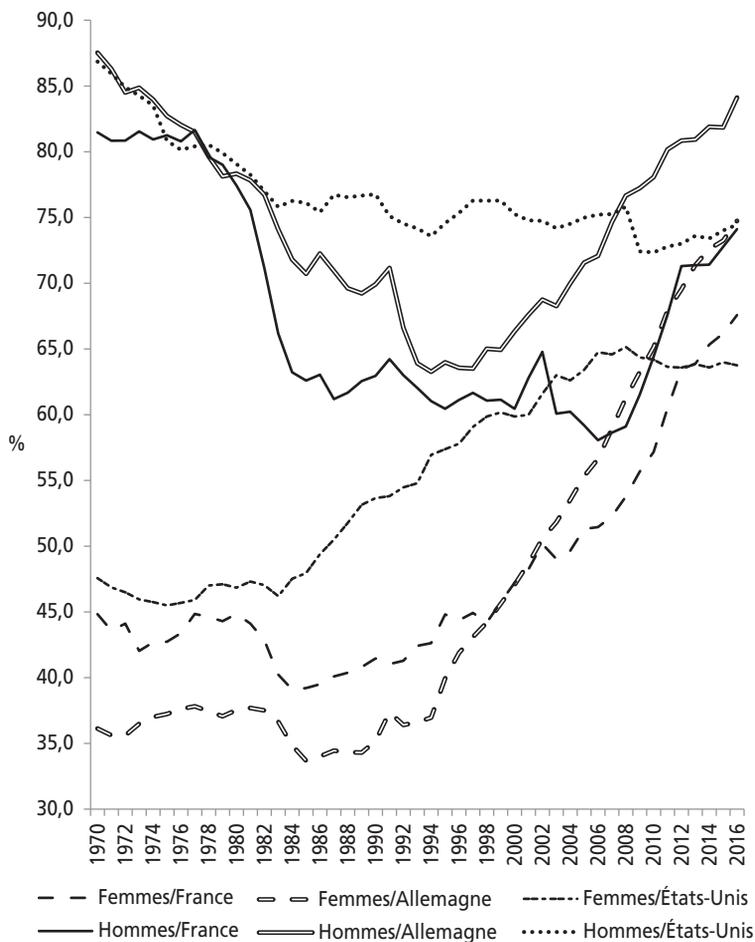
similaires. Le graphique 2 ci-dessous les retrace pour l'Allemagne, les États-Unis et la France. D'autre part en France, près de 80 % des hommes et environ 70 % des femmes âgés de cinquante-cinq à soixante-quatre ans vivent en couple.

Graphique 1 : Taux d'emploi des femmes âgées de 15 à 64 ans (1970-2016)



Source : Statistiques OCDE sur l'emploi et le marché du travail par âge et sexe.

Graphique 2 : Évolution du taux d'emploi des femmes et des hommes de 55 à 59 ans de 1970 à 2016
Comparaison Allemagne, États-Unis et France



Source : Statistiques OCDE sur l'emploi et le marché du travail par âge et sexe.

Logiquement, les couples dans lesquels les deux conjoints ont une activité rémunérée sont devenus la norme dans de nombreux pays. En 2008, 57,6 % des familles des pays de l'OCDE (tous âges confondus) étaient constituées de couples de biactifs occupés, 30,7 % de couples où seul l'un des conjoints travaille et 11,7 % de couples sans emploi. Là encore, la France se situe légèrement au-dessus de la moyenne, avec un pourcentage de 59,5 de couples de biactifs occupés. Parmi les pays recensés, ce pourcentage est le plus élevé en Slovénie et aux Pays-Bas (voir le graphique 3 ci-dessous). Aux Pays-Bas, les femmes travaillent cependant très souvent à temps partiel.

Dans le même temps, les disparités salariales entre hommes et femmes se sont réduites, sans par ailleurs s'annuler – l'homme demeurant le soutien principal du ménage dans environ huit couples sur dix dans les années récentes⁷. En 1951 par exemple en France, le salaire des femmes était inférieur d'un tiers à celui des hommes. En 2004 le différentiel était de l'ordre du cinquième⁸, soit 20 %, et dix ans plus tard, en 2014, il stagnait toujours à environ 19 %⁹. Sur le plan des études, l'espérance de scolarisation à quinze ans est désormais plus grande pour les femmes que pour les hommes. L'écart des diplômes se creuse dans l'enseignement supérieur. En 2010 en France, 33 % des femmes âgées de 18 à 25 ans poursuivaient leurs études au-delà du secondaire, contre 27 % des hommes du même âge. Par ailleurs, les filles obtiennent aussi des notes supérieures aux garçons, en moyenne, en France comme dans les autres pays de

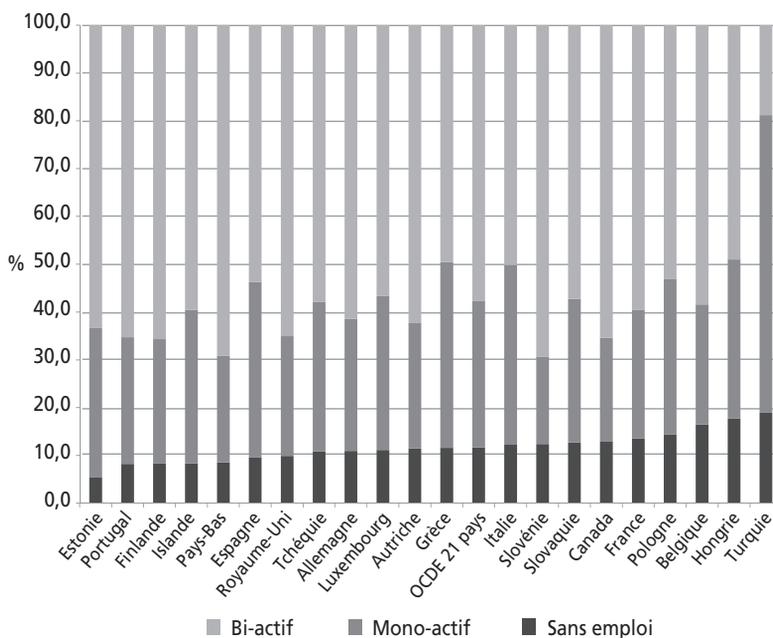
7. H. Bloemen et E. Stancanelli, « Toyboys or Supergirls ? An analysis of partners' employment outcomes when she outearns him », 2013.

8. Pour les salarié(e)s à temps complet du secteur privé.

9. Salarié(e)s en équivalent-temps plein du secteur privé et des entreprises publiques, y compris bénéficiaires de contrats aidés et hors apprentis, stagiaires, salariés agricoles et salariés des particuliers-employeurs.

l'OCDE. Environ 20 % des femmes en couple en France déclarent des revenus du travail supérieurs à ceux de leurs conjoints dans les couples biactifs (sur la base du salaire mensuel et du salaire horaire, selon H. Bloemen et E. Stancanelli¹⁰). En prenant en compte tous les couples en âge de travailler, même mono-actifs, elles représentent environ une femme en couple sur six.

Graphique 3 : Les conjoints ont une activité rémunérée dans une majorité des familles (OCDE 2008)



Source : OCDE, enquêtes Emploi 2008

10. H. Bloemen et E. Stancanelli, « Toyboys or Supergirls ? An analysis of partners' employment outcomes when she outearns him », 2013.

En réalité, les femmes ont acquis au cours de la seconde moitié du siècle dernier une autonomie financière et juridique qui leur offre de nouvelles opportunités extérieures. Elles ont gagné au sein du couple un pouvoir de négociation qu'elles n'avaient sans doute pas auparavant. La montée du nombre de divorces dans les sociétés occidentales, tout en reflétant aussi les changements législatifs qui ont facilité le divorce, illustre très clairement cette évolution. De 30 000 par an en France dans les années 1960, le nombre de divorces est passé à environ 120 000 par an dans les années 2010. Dans le même temps, l'union libre s'est développée rapidement, d'abord comme prélude au mariage puis comme mode de vie à part entière. Aujourd'hui en France, sur 100 personnes vivant en couple, 28 cohabitent sans être mariées.

Finalement, la forte participation des femmes françaises au marché du travail, nombreuses à travailler à temps plein, ainsi que leur participation croissante au revenu familial, contribuent à situer la France parmi les pays de l'OCDE les plus avancés du point de vue de l'égalité homme-femme sur le marché du travail. Dans ce contexte, on peut s'attendre à ce qu'en France, les choix d'offre de travail des femmes en couple dépendent moins de ceux de leurs conjoints que ce n'est le cas ailleurs. Le contexte institutionnel français permet aux femmes qui le souhaitent d'entreprendre leur carrière indépendamment de leur situation familiale. À la différence des États-Unis où les frais de garde des jeunes enfants sont très importants, ce qui peut décourager l'activité féminine, les frais de garde restent relativement modestes en France, notamment pour les moins aisés.

De plus, les dispositifs de retraite ne diffèrent pas par genre en France, contrairement à d'autres pays où, par exemple, l'âge légal de départ à la retraite est (ou était) plus précoce pour les femmes (voir par exemple, au Royaume-Uni, en Italie et Suisse, jusqu'à très récemment). Enfin, les droits à la retraite sont individuels en France, alors qu'aux États-Unis par exemple, il existe une pension

de retraite publique pour l'épouse dépendante, à peu près proportionnelle à la pension de retraite de l'époux, ce qui peut inciter les conjoints à prendre leur retraite ensemble en réduisant le coût du départ à la retraite avant le taux plein. Nous étudions ces questions plus en détail au prochain chapitre.

1.2 LE MODÈLE ÉCONOMIQUE DE LA PRISE DE DÉCISION DES CONJOINTS : DU *PATER FAMILIAS* À LA RECONNAISSANCE DES INDIVIDUALITÉS

Alors que dans les années 1960, Gary Becker, prix Nobel d'économie, et pionnier de l'économie des ménages, décrivait une femme reine du foyer et de l'économie domestique¹¹ et un mari représentant de l'autorité du ménage, les travaux plus récents de Pierre-André Chiappori¹² nous apprennent que chacun des deux conjoints participe à la prise de décision du ménage et dispose de sa propre fonction d'utilité (Encadré 1). En particulier, le modèle collectif développé par Chiappori dans les années 1990 met en lumière le processus complexe de décision d'offre de travail des conjoints, résultat de la maximisation des fonctions d'utilité des membres du ménage sous contrainte budgétaire. Dans ce cadre d'analyse, les politiques publiques peuvent affecter non seulement la contrainte budgétaire (pensons, par exemple, aux allocations logement ou aux minima sociaux), mais aussi le pouvoir de négociation des conjoints. Ces mécanismes ressortent aussi des travaux de Shelly Lundberg et Robert Pollak¹³ qui ont montré que les changements de politique

11. G. S. Becker, « A Theory of the Allocation of Time », 1965.

12. P.-A. Chiappori « Rational Household Labor Supply » 1988 ; M. Browning, P.-A. Chiappori et Y. Weiss, *Economics of the Family*, 2014.

13. S. Lundberg et R. Pollak, « Separate-Spheres Bargaining and the Marriage Market » ; S. Lundberg, R. Pollak et T. J. Wales, « Do Husbands and Wives Pool Their Resources ? Evidence from the United Kingdom Child Benefit », 1997.

publique en matière d'allocations familiales au Royaume-Uni ont affecté l'offre de travail des femmes mariées. Selon ces auteurs, ce serait plutôt à la théorie des jeux qu'il conviendrait de se référer afin de comprendre les négociations au sein du couple en appréhendant notamment le divorce comme une éventualité qui pourrait permettre à l'un ou l'autre des conjoints d'emporter la décision. Dans cette idée, certains travaux récents s'appuient sur le modèle de Stackelberg afin d'éclaircir les enjeux de pouvoir au sein du ménage, en concluant qu'un couple sur deux suivrait un modèle de jeux non coopératif quand ils prennent des décisions ensemble¹⁴.

Encadré 1 : De l'approche unitaire aux représentations non unitaires de la famille

La littérature économique a pendant longtemps proposé une lecture des relations familiales qui s'apparente au modèle du *pater familias*. Les préférences familiales se confondent avec celles du chef de ménage. Cette représentation de la famille, dite unitaire, a cependant été globalement rejetée par les tests empiriques. En particulier, avec l'approche unitaire, la répartition des ressources au sein du ménage est neutre. Les choix de consommation et d'offre de travail ne dépendent que du revenu global du couple, et non de son allocation entre conjoints. Cette propriété de neutralité a pourtant été rejetée par un grand nombre d'études.

Elle ne permet pas d'expliquer pourquoi, comme au Royaume-Uni, la réallocation de certaines prestations

14. J. Zhiyang, « Labor Supply of Retiring Couples and Heterogeneity in Household Decision Making Structure », 2005.

familiales au profit de l'épouse modifie les postes de consommation des familles (voir notamment S. Lundberg, R. Pollak et T. J. Wales¹⁵).

À l'approche unitaire se sont donc peu à peu substituées des approches pluri-décisionnelles de la famille qui utilisent une représentation collective de la prise de décision dans le couple. Chaque individu possède des préférences propres et les choix du ménage résultent de la confrontation de ces préférences.

Les premiers modèles de négociation appliqués au ménage (M. Manser et M. Brown ; M. B. McElroy et M.J. Horney)¹⁶ sont des applications de la solution de Nash au problème dit de négociation. Dans le cadre familial, l'objet de la négociation peut porter sur le choix des consommations du ménage, sur les offres de travail individuelles ou sur la répartition des tâches ménagères. Il s'agit pour des individus de s'entendre sur un accord qui les satisfasse de sorte que chaque conjoint tire un bénéfice de cette négociation par rapport à la situation de désaccord. Plus le pouvoir de négociation d'un conjoint est élevé, plus les arbitrages familiaux se feront selon ses vœux.

Cette idée se retrouve dans la théorie des modèles collectifs développée par P.-A. Chiappori¹⁷ et qui englobe l'approche par les modèles de négociation. Avec l'approche collective, chaque conjoint possède des préférences propres et les décisions familiales résultent de processus de négociations non explicités mais

15. S. Lundberg, R. Pollak et T. J. Wales, « Do Husbands and Wives Pool Their Resources ? Evidence from the United Kingdom Child Benefit », 1997.

16. M. Manser et M. Brown, « Marriage and Household Decision-Making : a Bargaining Analysis », 1980 et M. B. McElroy et M. J. Horney, « Nash-bargained household decisions : toward a generalization of the theory of demand », 1981.

17. P.-A. Chiappori, « Rational Household Labor Supply », 1988.

dotés de la propriété d'efficacité Parétienne. La règle de partage des revenus hors travail du couple est alors une forme réduite du processus de négociation familial. Son identification permet de mieux comprendre l'impact de chocs exogènes sur les choix d'offre de travail et de consommation et sur le bien-être des conjoints.

En revanche, l'approche non-coopérative de la famille ne postule pas l'efficacité (au sens de Pareto) des décisions familiales, et en ce sens, fournit une alternative à l'approche collective de la famille. Selon cette représentation, chaque conjoint est doté de préférences propres et définit ses actions indépendamment de celles de l'autre en cherchant ce qu'il y a de mieux pour lui-même. À notre connaissance, la première application de ce cadre d'analyse à la famille est due à J. H. Leuthold¹⁸.

Certains modèles plus récents exploitent l'approche dite de Stackelberg afin d'appréhender les mécanismes de négociation au sein du couple. Dans ce cadre, les époux prendraient leurs décisions séquentiellement sans coopérer.¹⁹

Cette vaste littérature théorique se penche sur les décisions d'activité des conjoints, sans explicitement considérer les choix de départ à la retraite des conjoints seniors. Cela nécessite un modèle théorique très complexe englobant les décisions passées, présentes et futures de chacun des conjoints en termes d'épargne et de choix d'activité, tout en prenant en compte de manière fine les systèmes de retraite et de cotisations retraite dans lesquels les individus évoluent. Il n'est peut-être pas surprenant

18. J. H. Leuthold, « An Empirical Study of Formula Transfers and the Work Decision of the Poor », 1968.

19. J. Zhiyang, « Labor Supply of Retiring Couples and Heterogeneity in Household Decision Making Structure », 2005.

dans ce cas que la majorité des études qui traitent du comportement de retrait du marché du travail des couples seniors soient principalement empiriques, comme nous le verrons au chapitre suivant.

Il existe cependant des tentatives dans la littérature, dont les travaux de A. Gustman et T. Steinmeier²⁰ constituent peut-être l'exemple le plus abouti. Ces auteurs utilisent l'approche non-coopérative pour développer un modèle théorique de la décision de départ à la retraite qui prend en compte la dynamique des choix d'activité et d'épargne des individus au cours du temps. Ils concluent que les décisions d'activité et de retraite ne sont pas toujours symétriques : dans certains couples, les hommes réduisent les heures travaillées lorsque leur épouse les augmentent. En revanche, à l'aide d'un modèle collectif à la Chiappori, P.-C. Michaud et F. Vermeulen²¹ concluent que les conjoints, conduits par la complémentarité des loisirs, coordonnent leur départ à la retraite. Il semblerait donc qu'un modèle dynamique complexe puisse prédire la possibilité de réponses asymétriques des conjoints, potentiellement absentes au contraire dans un cadre statique ignorant les choix d'épargne ou l'hétérogénéité des préférences temporelles. Davantage d'études théoriques sont très certainement nécessaires pour identifier précisément les mécanismes complexes qui président aux décisions de cessation d'activité au sein des couples afin de pouvoir tirer des conclusions en la matière.

20. A. Gustman, et T. Steinmeier, « Integrating retirement models », 2009.

21. P.-C. Michaud et F. Vermeulen, « A collective labor supply model with complementarities in leisure : Identification and estimation by means of panel data », 2011.

2. RÉFORMES DES RETRAITES ET OFFRE DE TRAVAIL DES COUPLES BIACTIFS

Il ressort de la littérature théorique du comportement d'offre de travail des conjoints que les politiques publiques qui ciblent les ménages, telles que les politiques de garde d'enfants ou les lois sur le divorce, peuvent changer le pouvoir de négociation de chaque conjoint au sein du ménage et par conséquent, affecter l'offre de travail des conjoints (Encadré 1, chapitre 1). On documente aussi des effets négatifs de l'imposition commune des revenus du couple sur l'offre de travail féminine²². En revanche, les effets que les politiques publiques en matière de retraites peuvent avoir sur les comportements d'activité des conjoints sont beaucoup moins connus. Une littérature naissante s'intéresse aux effets indirects, d'entraîment, des réformes récentes des retraites mises en place dans de nombreux pays de l'OCDE sur l'offre de travail du conjoint. Les effets répertoriés sont assez hétérogènes d'un pays à l'autre et d'une réforme à l'autre ; s'agissant d'études empiriques qui examinent des réformes assez diverses dans des contextes institutionnels et culturels assez différents, en s'appuyant sur des données différentes (en coupe, longitudinales, parfois issues d'enquêtes ou de sources administratives, et couvrant des pays et des périodes différentes) et des techniques différentes – allant des modèles de simulation microéconomiques, aux modèles de choix discrets, en passant par les méthodes d'inférence causale telle les méthodes dite des doubles différences et de la discontinuité de régression. Nous manquons à ce jour de repères théoriques suffisamment vastes pour englober ces différentes applications empiriques (voir chapitre 1) et nous permettre d'en généraliser les conclusions.

22. P. Apps et Ray Rees, *Public Economics and the Household*, 2009.

Deux mécanismes sont cependant principalement à l'œuvre. Avec la complémentarité des loisirs, les conjoints tendent à coordonner leur départ à la retraite parce qu'ils souhaitent passer du temps ensemble. Il en résulte qu'une réforme des retraites qui cible une catégorie particulière de la population, en repoussant par exemple l'âge légal de départ à la retraite du conjoint fonctionnaire, est aussi susceptible de retarder le départ à la retraite de l'autre conjoint. À l'effet direct de la réforme sur le conjoint fonctionnaire s'ajoute un effet indirect ou d'entraînement sur son partenaire via le mécanisme de la complémentarité des loisirs. Effets direct et indirect jouent alors dans la même direction. La situation est différente lorsque les conjoints privilégient d'abord le maintien de leur pouvoir d'achat selon le mécanisme de l'effet de revenu. Avec l'effet de revenu, lorsque l'un des conjoints doit repousser son départ à la retraite, il s'en suit une augmentation relative du revenu du couple et l'autre conjoint a moins besoin de travailler pour maintenir le revenu familial. Effets direct et d'entraînement sont alors de sens opposé.

Comme la complémentarité des loisirs et l'effet de revenu ont des répercussions opposées et que leur amplitude respective peut varier d'un couple à l'autre, il n'est pas évident d'identifier a priori l'importance et la direction des effets indirects des réformes des retraites sur l'offre de travail des couples. Et ces effets sont susceptibles de varier d'un contexte institutionnel et culturel à l'autre. En conséquence, il n'est pas aisé de généraliser l'importance ou la direction des effets indirects des mesures publiques sur les décisions d'activité des couples seniors. Il est plutôt avisé de les estimer au cas par cas. Nous allons par conséquent exposer une synthèse de l'estimation de ces effets indirects tel qu'ils ressortent de différents travaux empiriques, en les ordonnant chronologiquement et par pays, avant d'en présenter une estimation dans le détail pour la France.

2.1 DES EFFETS D'ENTRAÎNEMENT TRÈS SOUVENT SIGNIFICATIFS ET PLUTÔT GUIDÉS PAR LA COMPLÉMENTARITÉ DES LOISIRS

Effets d'entraînement et complémentarité des loisirs des couples seniors

Une des premières études à mettre en lumière l'importance de la complémentarité des loisirs des conjoints dans la coordination des décisions de cessation d'emploi du couple est celle de M. D. Hurd²³, qui présente des tableaux réalisés à partir de l'enquête « New Beneficiary Survey » menée au début des années quatre-vingt et qui attestent d'une corrélation dans les dates de départ à la retraite des conjoints. Entre 11 % et 14 % des couples partent à la retraite le même trimestre et entre 25 % et 28 % la même année. D. M. Blau²⁴ conforte ces observations empiriques. Les résultats qu'il obtient à partir de l'enquête longitudinale « Retirement History Survey » confirment l'existence d'un départ coordonné des conjoints à la retraite. Il montre notamment que le fait de vivre avec une personne qui ne travaille pas favorise le départ à la retraite du conjoint, ce qui indiquerait la préférence des époux à passer du temps ensemble. A. Gustman et T. Steinmeier²⁵, à partir de l'enquête « Health and Retirement Study » estiment aussi que la décision des conjoints de lier leur départ à la retraite dépend de leur intérêt respectif à passer du temps ensemble. Ainsi, d'après leurs résultats, la décision de départ à la retraite de l'épouse n'est influencée par celle de son époux que lorsque cet intérêt existe. M. Casanova²⁶, à partir de la

23. M. D. Hurd, « The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives », 1990.

24. D. M. Blau, « Labor Force Dynamics of Older Married Couples », 1990.

25. A. Gustman et T. Steinmeier, « Social Security, pensions and retirement behavior within the family », 2004.

26. M. Casanova, « Happy Together : A Structural Model of Couples' Joint Retirement Choices », 2010.

même enquête mais avec une stratégie d'identification différente, met également en évidence l'existence d'une complémentarité de loisirs des conjoints. 8 % des conjoints décideraient de partir à la retraite en même temps pour passer davantage de temps ensemble. Cet effet est obtenu en supposant que les hommes et les femmes valorisent de même manière le temps passé ensemble. Par ailleurs, environ 13 % des conjoints partirait à la retraite ensemble pour des raisons financières. Dans ce cas, le système de retraite devenant moins généreux pour l'un ou l'autre des époux, les deux conjoints continueraient de travailler pour maintenir le niveau de vie de leur ménage. Cette complémentarité des loisirs des conjoints est aussi mise en évidence par les estimations de P.-C. Michaud et F. Vermeulen²⁷ à partir de l'enquête « Retirement and Health Study ». Les résultats qu'ils obtiennent montrent aussi que les décisions d'activité des conjoints sont liées. Schirle²⁸ estime qu'une part substantielle (entre un tiers et la moitié selon le pays) de l'augmentation du taux d'activité des hommes âgés constatée au Canada, aux États-Unis et au Royaume-Uni depuis le milieu des années 1990 s'explique par la hausse du taux d'activité des femmes.

Effets d'entraînement des couples seniors à la lumière des réformes des mesures publiques

L'un des tout premiers travaux de recherche publiés, et régulièrement cité, à s'intéresser aux effets indirects est sûrement M. Baker²⁹.

27. P.-C. Michaud et F. Vermeulen, « A collective labor supply model with complementarities in leisure : Identification and estimation by means of panel data », 2011.

28. T. Schirle, « Why Have the Labor Force Participation Rates of Older Men Increased since the Mid-1990s ? », 2008.

29. M. Baker, « The Retirement Behavior of Married Couples : Evidence from the Spouse's Allowance », 2002. Un article antérieur à M. Baker (*op. cit.*) qui utilise aussi une modification de la législation sur les retraites pour identifier les effets de

Dans cet article, l'auteur se sert d'une réforme du système de retraite réalisée au *Canada* en 1975 pour analyser les décisions de départ à la retraite des conjoints. Avec la réforme, les personnes âgées de soixante à soixante-quatre ans et mariées à une personne de plus de soixante-cinq ans ont pu percevoir une allocation de retraite sans attendre l'âge légal. Pour être éligibles à la réforme, les couples devaient donc respecter une double condition d'âge. Pour autant, la réforme visait principalement les femmes, ces dernières étant la plupart du temps mariées à des conjoints plus âgés. Ce que montre M. Baker³⁰, c'est que cette réforme a eu un impact significatif sur le départ à la retraite des hommes mariés. Relativement aux hommes mariés dont le ménage ne pouvait bénéficier de la réforme parce que leur femme avait plus de soixante-quatre ans par exemple, le taux de participation au marché du travail des hommes mariés vivant dans un couple éligible a baissé de six à sept points de pourcentage.

C. C. Coile³¹ simule un changement dans le montant de la retraite perçu par un des membres du ménage et en analyse les effets à la fois sur la personne directement concernée et sur le conjoint, à l'aide de données issues de l'enquête *américaine* « Health and Retirement Study ». Certaines réformes envisagées concernent directement les femmes et retardent leur départ à la retraite. D'après les résultats de l'auteure, ces réformes ont un effet indirect sur les maris. Bien que n'étant pas directement affectés par la réforme, ils repoussent leur départ à la retraite. La probabilité de départ à la retraite des hommes

l'allocation retraite sur la décision de partir à la retraite est A. B. Krueger et J.-S. Pischke, « The Effect of Social Security on Labor Supply : A Cohort Analysis of the Notch Generation », 1992. Cependant, ces auteurs ne traitent que du départ à la retraite des hommes âgés.

30. M. Baker, « The Retirement Behavior of Married Couples : Evidence from the Spouse's Allowance », 2002.

31. C. C. Coile, « Retirement incentives and couples' retirement decisions », 2004.

est sous-estimée de 13 % à 20 % lorsque cet effet d'entraînement n'est pas pris en compte. C.C. Coile³² met en évidence un effet asymétrique pour ces couples d'Américains. Le départ à la retraite de l'homme n'entraîne pas celui de son épouse, ce que l'auteure interprète comme un intérêt plus grand manifesté par les hommes à passer du temps libre avec leur femme.

En *Suède*, le gouvernement a décidé au début des années 2000 de relever l'âge légal permettant de percevoir la retraite à taux plein dans la fonction publique territoriale. Ce secteur employant surtout des femmes, la réforme n'a pas eu d'incidence directe sur les hommes. L'idée de H. Selin³³ est d'utiliser cette réforme pour mesurer l'effet indirect, l'effet d'entraînement que la baisse importante constatée du départ à la retraite des femmes a pu avoir sur leur conjoint. Aucun effet indirect n'apparaît pour les hommes : ils ne semblent pas affectés par la décision de poursuite d'activité de leur épouse. H. Selin³⁴ attribue cette absence d'effet croisé à la « norme sociale » en vigueur en Suède qui pousse les hommes à prendre leur retraite à 65 ans, ainsi qu'à un problème de composition de son échantillon qui n'inclut pas assez d'hommes en âge d'avancer ou de différer leur départ à la retraite.

Cette seconde explication semble être corroborée par les résultats de F. Gerard et L. Nekby³⁵ qui utilisent un échantillon plus large que celui de H. Selin³⁶, issu des données administratives *suédoises*. Ils

32. C. C. Coile, « Retirement incentives and couples' retirement decisions », 2004.

33. H. Selin, « What happens to the husband's retirement decision when the wife's retirement incentives change ? », 2017.

34. H. Selin, « What happens to the husband's retirement decision when the wife's retirement incentives change ? », 2017.

35. F. Gerard et L. Nekby, « Spousal Joint Retirement : A Reform Approach to Identifying Spillover Effects », 2012.

36. H. Selin, « What happens to the husband's retirement decision when the wife's retirement incentives change ? », 2017.

trouvent que l'allongement de la durée de travail des femmes provoqué par la réforme entraîne la poursuite d'activité de leur conjoint.

K. Atalay et G. F. Barrett³⁷ étudient une réforme du système de retraite qui a concerné les femmes en *Australie* en 1993. Cette réforme a progressivement relevé l'âge légal à partir duquel les femmes ont droit au versement de la pension de retraite publique. Il est passé de 60 à 65 ans en quelques années par pallier de six mois. Il s'en est suivi une baisse importante du flux de revenus de remplacement attendu pour les familles concernées. D'après les auteurs, un décalage de six mois dans le versement de la retraite s'est traduit pour les familles par une chute des revenus futurs de remplacement de 2,5 % en dollars constants, et de 23 % pour un décalage de cinq ans. K. Atalay et G. F. Barrett³⁸ montrent que la réforme s'est accompagnée d'un recul du départ à la retraite des femmes et de leur conjoint. Les auteurs estiment entre 7 et 17 points de pourcentage la hausse du taux de participation des hommes qui en a résulté. L'effet est plus prononcé pour les hommes vivant avec une femme pour laquelle l'effet de la réforme a entraîné une chute importante du revenu de remplacement ainsi que pour ceux de plus de 65 ans éligibles au versement de la retraite. Ces hommes retardent leur départ à la retraite en réponse à l'allongement de la vie active de leur femme, ce que les auteurs interprètent comme une manifestation de leur souhait de passer du temps libre avec elles.

37. K. Atalay et G. F. Barrett, « The Impact of Age Pension Eligibility Age on Retirement and Program Dependence : Evidence from an Australian Experiment », 2015.

38. K. Atalay et G. F. Barrett, « The Impact of Age Pension Eligibility Age on Retirement and Program Dependence : Evidence from an Australian Experiment », 2015.

J. Cribb, C. Emmerson et G. Tetlow³⁹ ainsi que J. Banks, R. Blundell et M. Casanova Rivas⁴⁰ s'intéressent aux effets sur l'emploi des conjoints d'une réforme similaire votée au *Royaume-Uni* en 1995 et mise en place progressivement à partir de 2010. J. Cribb, C. Emmerson et G. Tetlow⁴¹ trouvent que le taux d'emploi des femmes de 60 ans a augmenté de 5,4 points de pourcentage lorsque leur âge légal de la retraite est passé de 60 à 61 ans en 2010, provoquant en réaction une hausse de 4,2 points de pourcentage du taux d'emploi de leur conjoint. D'après les auteurs, 8300 hommes sont ainsi entrés dans la vie active pour y exercer une activité rémunérée suite aux effets de la réforme qui a impacté directement leur épouse.

J. Banks, R. Blundell et M. Casanova Rivas⁴², avec une stratégie d'identification différente, trouvent eux aussi des effets d'entraînement significatifs de la réforme sur le départ à la retraite des hommes. Ils estiment que, pour les hommes plus âgés que leur femme, leur départ à la retraite est 46 % plus probable si leur épouse cesse de travailler plutôt que si elle continue de travailler. Ce pourcentage passe à près de 64 % pour une différence d'âge entre conjoints de plus de deux ans. J. Banks, R. Blundell et M. Casanova Rivas⁴³ arguent que, étant donné leur stratégie d'identification, cet effet indirect provient de ce que les hommes concernés souhaitent passer du temps libre avec leur épouse.

39. J. Cribb, C. Emmerson et G. Tetlow, « Retiring Together ? Complementarities in Spousal Labour Supply and Pension Reform », 2016.

40. J. Banks, R. Blundell, et M. Casanova Rivas, « The dynamics of retirement behavior in couples : Reduced-form evidence from England and the US », 2010.

41. J. Cribb, C. Emmerson et G. Tetlow, « Retiring Together ? Complementarities in Spousal Labour Supply and Pension Reform », 2016.

42. J. Banks, R. Blundell, et M. Casanova Rivas, « The dynamics of retirement behavior in couples : Reduced-form evidence from England and the US », 2010.

43. J. Banks, R. Blundell, et M. Casanova Rivas, « The dynamics of retirement behavior in couples : Reduced-form evidence from England and the US », 2010..

En 2005, le gouvernement *néerlandais* a proposé aux personnes d'au moins cinquante-cinq ans qui travaillaient dans la fonction publique d'État depuis plus de dix ans de partir à la retraite à taux plein sans attendre l'âge nécessaire. L'objectif de cet abaissement passager de l'âge légal était de permettre de préserver l'emploi des plus jeunes dans la fonction publique. H. Bloemen, S. Hochguertel et J. Zweerink⁴⁴ exploitent cet abaissement temporaire de l'âge légal pour étudier l'impact que cette réforme a eu sur la décision d'activité des femmes dont le mari est parti à la retraite suite à la réforme. L'échantillon utilisé, tiré des données administratives de la sécurité social néerlandaise, comprend des hommes qui travaillent dans la fonction publique et mariés à des femmes employées dans le secteur privé. D'après leurs estimations, le départ à la retraite anticipée des hommes qui travaillaient auparavant dans la fonction publique a entraîné dans les mois qui ont suivi une augmentation de la probabilité de départ à la retraite de leur épouse de 25 points de pourcentage. Cet effet d'entraînement est le plus fort pour les couples où la femme a entre cinquante-neuf et soixante ans et l'homme soixante.

B. Bratsberg et E. Stancanelli⁴⁵ examinent une réforme norvégienne des retraites de 2011 qui a éliminé les obstacles financiers au départ à la retraite partielle mais seulement pour une partie des employés du secteur privé. Ils s'appuient sur des données administratives pour la *Norvège* en appariant les données de la sécurité sociale, avec les données administratives des entreprises et les registres démographiques norvégiens. En se concentrant sur les couples avec un conjoint employé dans le secteur affecté par cette réforme et l'autre

44. H. Bloemen, S. Hochguertel et J. Zweerink, « Joint Retirement of Couples : Evidence from a Natural Experiment », 2015.

45. B. Bratsberg et E. Stancanelli, « Partial retirement and spousal labor supply : learning from a Norwegian retirement reform », 2018.

travaillant dans le public ou pour une firme du privé non-affectée par la réforme, ils trouvent des effets d'entraînement importants et asymétriques. La femme ajuste ses heures en fonction du changement d'heures travaillées par le mari suite à la réforme, mais le mari ne change pas son comportement d'emploi si la femme est affectée par la réforme.

Effets d'entraînement et niveau de vie des couples seniors

D. M. Blau et D. B. Gilleskie⁴⁶ soulignent l'importance de l'assurance-santé comme facteur explicatif de décisions d'emploi des conjoints. D'après les calculs qu'ils effectuent à partir de l'enquête « Health and Retirement Study » réalisée aux *États-Unis*, les femmes qui bénéficient d'une assurance-santé fournie par leur ancien employeur ont une probabilité de continuer à travailler qui se réduit fortement (vingt points de pourcentage) par rapport à celles qui n'en ont pas. Pour les hommes, l'écart est conséquent mais moins important (six points de pourcentage). K. Kapur et J. Rogowski⁴⁷ s'intéressent aussi à cette question en utilisant la même enquête. Ils trouvent que les conjoints ont plus souvent tendance à prendre leur retraite ensemble s'ils peuvent bénéficier d'une assurance-santé fournie par leur ancien employeur. Plus spécifiquement, la possibilité que les conjoints partent ensemble à la retraite est multipliée par deux lorsque la femme bénéficie d'une telle assurance-santé. Ces deux études suggèrent l'existence de décisions d'activité gouvernées par des considérations de maintien du revenu familial.

46. D. M. Blau et D. B. Gilleskie, « Health insurance and retirement of married couples », 2006.

47. K. Kapur et J. Rogowski, « The Role of Health Insurance in Joint Retirement among Married Couples », 2007.

À l'inverse, R. W. Johnson et M. Favreault⁴⁸ trouvent que les hommes et les femmes aux *États-Unis* ont tendance à repousser leur départ à la retraite si leur conjoint a quitté le marché du travail pour raisons de santé, surtout lorsqu'ils ne sont pas éligibles à la retraite publique – ce qui suggère là encore des effets de compensation de revenu. Lorsqu'un conjoint est malade mais n'a pas encore accès à la retraite, le revenu du couple va diminuer de façon souvent importante aux États-Unis, où le système de protection sociale est beaucoup moins développé qu'en Europe. Sinon, les résultats de R. W. Johnson et M. Favreault⁴⁹ indiquent, en ligne avec les études précédentes qui font apparaître une complémentarité des loisirs, que les hommes et les femmes ont tendance à partir à la retraite plus tôt lorsque leur conjoint a déjà cessé de travailler.

La littérature récente qui étudie les effets des réformes des retraites sur les choix d'activité des conjoints a donc mis en lumière des effets significatifs sur la coordination des départs à la retraite des conjoints principalement motivée par la complémentarité des loisirs. La moindre importance de l'effet de revenu s'explique assez facilement si le couple a anticipé suffisamment à l'avance la perte de revenu provoquée par le départ à la retraite. Dans ce cas, la baisse du revenu familial peut être compensée au moins en partie si le couple augmente suffisamment son taux d'épargne au préalable.

Il se peut aussi que le départ à la retraite d'un conjoint n'entraîne pas de modification du choix d'activité de l'autre conjoint si la complémentarité des loisirs est faible ou si l'effet de revenu est inexistant,

48. R. W. Johnson et M. Favreault, « Retiring Together or Working Alone : The Impact of Spousal Employment and Disability on Retirement Decisions », 2001.

49. R. W. Johnson et M. Favreault, « Retiring Together or Working Alone : The Impact of Spousal Employment and Disability on Retirement Decisions », 2001.

ou encore si ces deux effets se neutralisent. R. Lalive et S. Staubli⁵⁰ par exemple, ne constatent aucun effet indirect à la suite d'une réforme du système des retraites mise en place en Suisse en 1997 et qui a relevé progressivement de 62 à 64 ans l'âge légal de départ à la retraite des femmes. Si les auteurs constatent que cette réforme a retardé le départ à la retraite des femmes, ils n'observent aucun effet d'entraînement sur le choix d'activité de leur conjoint.

Au total, les effets identifiés sont d'amplitude variable et ne se retrouvent pas partout, mais au vu de l'hétérogénéité des mesures publiques considérées et de la variation des méthodes utilisées, il n'est pas surprenant de trouver des résultats empiriques différents. Ces études font aussi apparaître des réponses asymétriques selon que l'épouse ou l'époux est directement affecté par la réforme.

Asymétrie des effets d'entraînement

L'existence de réponses asymétriques par genre peut s'expliquer par une différence de pouvoir de négociation des conjoints au sein du ménage, par leur degré d'altruisme, par des normes sociales, mais aussi par le pouvoir de négociation de chaque conjoint vis-à-vis de son employeur. De plus, non seulement le contexte institutionnel diffère d'un pays à l'autre mais aussi le taux d'emploi féminin varie énormément au sein des pays de l'OCDE (voir chapitre 1). Dans de nombreux pays, la participation au marché du travail des femmes reste encore bien en deçà de celle des hommes et nombreuses sont les femmes qui travaillent à temps partiel. Cela pourrait expliquer certaines des asymétries de réponses par genre trouvées dans la littérature empirique que nous venons de présenter.

50. R. Lalive et S. Staubli, « How Does Raising Women's Full Retirement Age Affect Labor Supply, Income, and Mortality ? », 2015.

Des effets asymétriques apparaissent aussi en termes d'attention et de soins apportés au conjoint dépendant. Selon D. Pozzoli et M. Ranzani⁵¹, les femmes en Europe auraient plus tendance à s'occuper de leur conjoint malade que l'inverse et partiraient en conséquence plus tôt à la retraite. La littérature économique a donc mis en lumière plusieurs facteurs susceptibles d'expliquer les asymétries dans le départ à la retraite des couples biactifs, tels que l'hétérogénéité des dispositifs en matière d'assurance santé d'un pays à l'autre, ce qui affecte aussi l'offre d'emploi du couple en fonction de l'état de santé des conjoints. De plus, des raisons financières peuvent inciter l'un à travailler davantage lorsque l'autre réduit son temps de travail. C'est ici l'hétérogénéité des systèmes de retraite entre pays qui entre en jeu, le taux de remplacement du revenu de travail par la pension de retraite variant de façon importante d'un pays à l'autre.

Ceci dit, globalement, la littérature économique dans ce domaine est encore émergente. Certains comportements peuvent être « subis » ou induits par les politiques publiques, mais d'autres sont fortement liés à la formation du couple et à son devenir. Alors que les études descriptives (ou de corrélations statistiques) ne manquent pas, les travaux capables d'identifier les dynamiques de décisions d'emploi au sein du couple et les effets des politiques publiques sur ces comportements demeurent encore rares. Dans ce contexte, appréhender la source des asymétries des réponses des conjoints aux dispositifs publics n'est pas aisé. Comme nous l'avons mentionné plus haut, prédire les choix d'activité des seniors nécessite une modélisation complexe et minutieuse des préférences individuelles, de la contrainte budgétaire du ménage, du système de retraite, de l'assurance-santé, ainsi que de la manière dont les

51. D. Pozzoli et M. Ranzani, « Old European Couples' Retirement Decisions : the Role of Love and Money », 2009.

conjointes sont susceptibles d'interagir. Cela nécessite ensuite l'utilisation de données riches contenant de l'information sur les droits à la retraite des conjoints, leur santé, leurs revenus, etc. De plus, les modèles économiques théoriques qui étudient l'offre de travail des couples sont majoritairement des modèles statiques peu aptes à capturer les changements du statut d'activité et les effets des politiques publiques en matière de retraite. Il s'en suit que la méthodologie empirique reposant sur l'exploitation des situations dites « d'expérience quasi naturelle », où le fonctionnement habituel du ménage subit un choc non contrôlé et non anticipé par les conjoints (la réforme des retraites), reste l'outil privilégié des travaux de recherche pour analyser les effets des mesures de retraite sur l'offre de travail des conjoints. Nous allons maintenant étudier le cas de la France où le taux d'emploi féminin est parmi les plus élevés de l'OCDE, où la vaste majorité des femmes travaillent à temps plein (chapitre 1) et où le système de santé public assure l'accès aux soins pour tous.

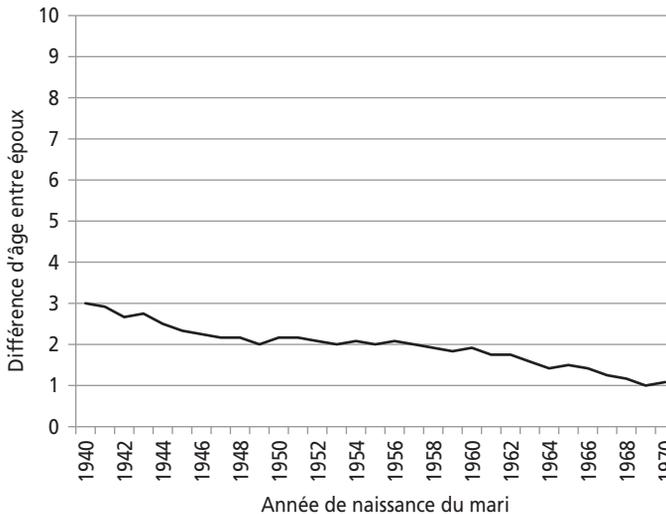
2.2 LA RÉFORME DES RETRAITES DE 1993 ET SES EFFETS DIRECTS ET INDIRECTS SUR LE DÉPART À LA RETRAITE DES CONJOINTS FRANÇAIS

Nous proposons une étude empirique des effets des dispositifs de retraite sur les décisions d'emploi et de retraite des couples dans le cas de la France. Nous utiliserons pour cela la réforme des retraites de 1993, par ailleurs analysée par A. Bozio⁵² dans le cadre des effets individuels de la réforme. Cette réforme s'est appliquée progressivement à des générations nées à partir de 1934. Étant donné la différence d'âge entre conjoints de deux ans en moyenne (voir le

52. A. Bozio, « Réformes des retraites : estimation sur données françaises », 2006 ; « Impact evaluation of the 1993 French pension reform on retirement age », 2008.

graphique 4), la réforme procure une source de variabilité extérieure au ménage du passage à l'inactivité.

**Graphique 4 : Différence d'âge entre époux
chez les couples seniors français**



Source : Calcul des auteurs à partir des données des Enquêtes Emplois INSEE 1990-2002. Ce graphique montre que le mari est en moyenne 3 ans plus vieux que sa femme lorsqu'il est né en 1940. La différence d'âge au sein du couple est d'environ un an lorsque le mari est né en 1970. Ces statistiques sont très similaires pour tous les pays de l'OCDE.

B. Sédillot et E. Walraet⁵³ est peut-être le premier article à traiter sur données françaises de l'interdépendance des choix de départ à la

53. B. Sédillot et E. Walraet, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », 2002.

retraite des conjoints. Leur analyse met en évidence l'existence d'une corrélation des dates de départ à la retraite des conjoints. D'après leurs estimations, les femmes prennent davantage en compte la situation d'activité de leur conjoint dans leur décision de départ à la retraite que l'inverse. Comme le souligne A. Bommier dans un commentaire à l'article, il est cependant difficile d'identifier la cause de ces comportements avec certitude. Autrement dit, observer une corrélation dans les dates de départ à la retraite des conjoints ne signifie pas nécessairement que les décisions de cessation d'activité soient liées. Les conjoints peuvent par exemple partir à la retraite en même temps tout simplement parce qu'ils ont le même âge et les mêmes droits au départ. Identifier ce qui relève des facteurs individuels et de décisions interdépendantes dans les choix de départ à la retraite des conjoints n'est pas aisé. La stratégie que nous allons suivre est d'utiliser la réforme de 1993 du régime de retraite privé comme source de variation exogène des incitations au départ à la retraite des conjoints.

Nous nous fondons sur l'étude menée par E. Stancanelli⁵⁴ pour analyser les effets de la réforme sur la probabilité d'être retraité à l'aide des données des Enquêtes Emplois de l'INSEE sur le stock de retraités en France. Bozio⁵⁵ a étudié les effets de la réforme de 1993 sur l'âge de départ à la retraite des Français dans les toutes premières années de sa mise en place, à l'aide des données des caisses de retraites (qui ne sont disponibles qu'au niveau individuel par ailleurs) et avec une stratégie d'estimation dite de double différence, concluant pour des effets globalement significatifs mais de faible portée.

54. E. Stancanelli, « Couples' Retirement under Individual Pension Design : a Regression Discontinuity Study for France », 2017.

55. A. Bozio, « Réformes des retraites : estimation sur données françaises », 2006 ; « Impact evaluation of the 1993 French pension reform on retirement age », 2008.

Rappelons brièvement la réforme. En juillet 1993, le gouvernement Balladur fait voter une réforme du système de retraite du privé qui repose sur trois piliers. Le premier consiste en un allongement de 150 à 160 du nombre de trimestres de cotisation pour obtenir la retraite à taux plein, sans modifier l'âge légal de départ à la retraite (soixante ans). Le deuxième modifie le salaire de référence qui passe des dix meilleures années de salaire aux vingt-cinq meilleures pour les salariés du régime général. Enfin, la revalorisation des pensions n'est plus fixée sur l'évolution générale des salaires mais sur l'indice des prix. Cette réforme sera progressivement mise en place à partir de janvier 1994. Elle ne concerne pas les salariés nés en 1933 et avant. Les salariés nés en 1934 devront cotiser 151 trimestres pour bénéficier de la retraite à taux plein, ceux nés en 1935 devront s'acquitter de 152 trimestres de cotisation, ceux nés en 1936 de 153, et ainsi de suite. La mise en place de la mesure concernant le salaire de référence est également progressive, à raison d'une année par année de naissance, de 1934 à 1948. La mesure concernant la revalorisation entre en vigueur pour toutes les personnes nées après 1933.

Si la réforme ne remet pas en cause l'âge légal de départ à la retraite à soixante ans, l'élévation de la durée de cotisation y contribue indirectement⁵⁶. Les personnes nées en 1934 par exemple, ont dû travailler quelques mois au-delà de leur soixantième anniversaire pour percevoir la retraite à taux plein. Cet allongement implicite de la durée de travail au-delà de soixante ans concerne beaucoup de salariés en France, très nombreux à prendre leur retraite à cet âge. Il existe bien des accords sectoriels qui permettent à certains salariés de cesser leur activité professionnelle à cinquante-cinq ans, mais cela reste un phénomène minoritaire. Le graphique 5 ci-après indique

56. Suite à la réforme de 2010, l'âge légal de départ à la retraite sera de soixante-deux ans à partir de 2018.

ainsi un saut important de la probabilité d'être retraité des conjoints à soixante ans, de l'ordre de 30 points de pourcentage. Aucun saut de cette importance n'apparaît à cinquante-cinq ans.

À partir d'un échantillon de couples issus de l'Enquête Emploi INSEE, nous estimons les effets de la réforme de 1993 sur la probabilité d'être retraité aux alentours des années de la réforme, en utilisant une stratégie dite de régression sur discontinuité. La méthode de régression sur discontinuité a été utilisée dans le cadre de l'effet du passage à la retraite sur la consommation des ménages par E. Battistin, A. Brugiavini, E. Rettore et G. Weber⁵⁷ et plus récemment par N. Moreau et E. Stancanelli⁵⁸ sur données françaises. D. S. Lee et T. Lemieux⁵⁹ présente cette méthode de façon détaillée. Pour que cette approche soit valable, il faut s'assurer que les individus ne choisissent pas d'être de part et d'autre du point de discontinuité. C'est bien le cas dans le contexte présent puisque les individus ne peuvent pas manipuler leur âge. Il faut aussi s'assurer qu'il n'existe pas d'autres variables présentant des discontinuités et susceptibles d'expliquer le saut dans la probabilité d'être retraité pour les personnes nées en 1934.

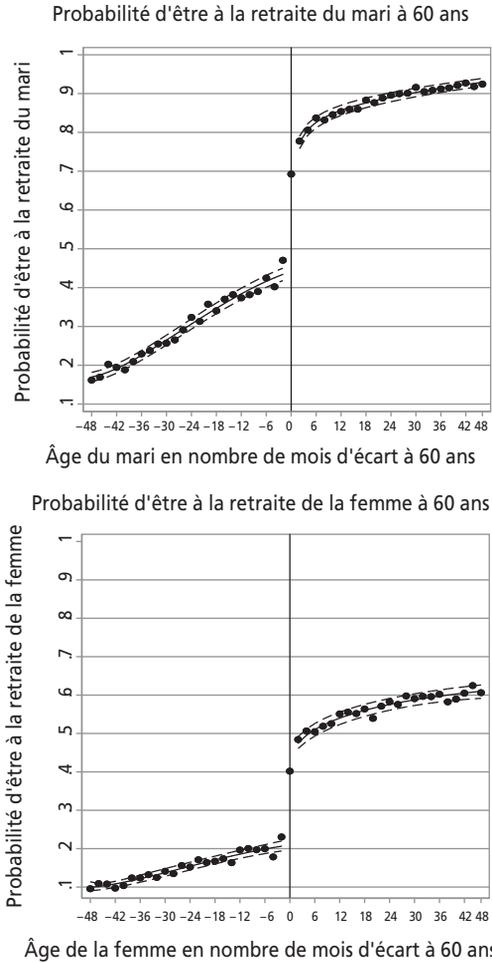
Il est important de noter que la méthode de régression sur discontinuité ne fournit qu'une mesure de l'effet moyen du traitement au point de discontinuité. Il s'agit d'une mesure locale de l'effet de la réforme des retraites pour les personnes nées proches des années seuil de mise en place de la réforme (1934, 1935, 1936,...). Comme

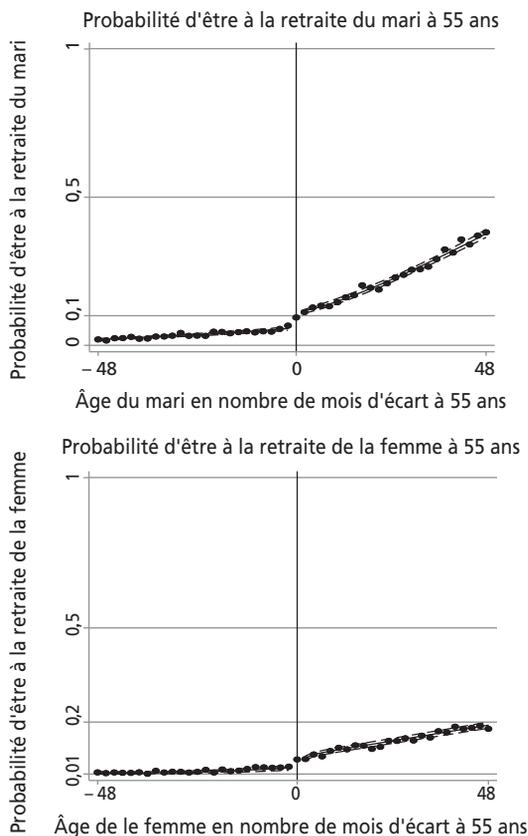
57. E. Battistin, A. Brugiavini, E. Rettore, et G. Weber, « The Retirement Consumption Puzzle : Evidence from a Regression Discontinuity Approach », 2009.

58. N. Moreau et E. Stancanelli, « Household Consumption at Retirement : a Regression Discontinuity Study on French Data », 2015.

59. D. S. Lee et T. Lemieux, « Regression Discontinuity Designs in Economics », 2010.

Graphique 5 : Probabilité d'être retraité des hommes et des femmes à 60 et 55 ans





Note : d'après E. Stancanelli, « Couples' Retirement under Individual Pension Design : a Regression Discontinuity Study for France », 2017. Les graphiques du haut présentent la probabilité d'être retraité de l'homme et de la femme à soixante ans et ceux du bas à cinquante-cinq ans. Pour tous les graphiques, l'âge est exprimé en nombre de mois d'écart à soixante ans, l'origine sur l'axe des abscisses. Par exemple le point zéro sur l'axe des abscisses concerne les enquêtés âgés de 60 ans au moment où ils ont participé à l'enquête INSEE et renseigné leur situation d'emploi ; le point « - 48 » aux conjoints âgés de 56 ans et le point « 48 » à ceux âgés de 64 ans. Les points correspondent aux probabilités calculées à partir des données brutes, les traits pleins à des probabilités estimées (sans inclure les autres contrôles tels que le niveau de formation, par exemple) et les pointillés aux intervalles de confiance à 95 % correspondant.

les époux ont en moyenne deux ans d'écart, il est possible d'identifier les effets directs et indirects de la réforme sur les probabilités d'être retraité. Les conjoints ne sont en effet pas impactés en même temps par la réforme mais au mieux avec un décalage de deux ans. Pour les conjoints nés avant 1934 en revanche, il n'existe aucun effet direct de cette réforme : tout effet est dû uniquement aux conjoints nés après 1933. Il est donc intéressant d'étudier cette réforme pour appréhender les interactions des décisions de retraite du couple.

Il est bien connu que la méthode de la régression sur discontinuité requiert beaucoup d'observations parce que l'on souhaite surtout utiliser dans l'analyse les individus ou les ménages très proches des seuils de mise en œuvre de la réforme. Pour ce faire, nous utilisons les enquêtes Emploi de 1990 à 2002. Les sources administratives comme l'Échantillon inter-régime de retraités ou les données de la CNAV, pourtant beaucoup plus précises pour étudier les retraites et qui contiennent beaucoup d'observations, n'ont pas été utilisées car elles ne permettent pas de relier entre elles les personnes d'un même ménage. Quant à l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (enquête SHARE), elle ne contient pas assez d'individus appartenant aux cohortes affectées par la réforme et a en outre été conduite des années après. Enfin, les recensements de la population de 1990 et de 1999 ont été réalisés de manière trop espacée pour être utiles à l'analyse de la réforme. Avec les treize vagues de l'enquête Emploi retenues, nous disposons d'un échantillon conséquent de 148 395 couples de femmes et d'hommes âgés de cinquante à soixante-dix ans⁶⁰. Pour notre analyse économétrique on se concentre sur les conjoints qui ont entre 56 et 64 ans.

60. Les couples concubins (peu nombreux dans l'échantillon) et mariés ne sont pas distingués dans l'analyse et seront indistinctement désignés par la suite sous le terme générique de mari et femme ou de conjoints.

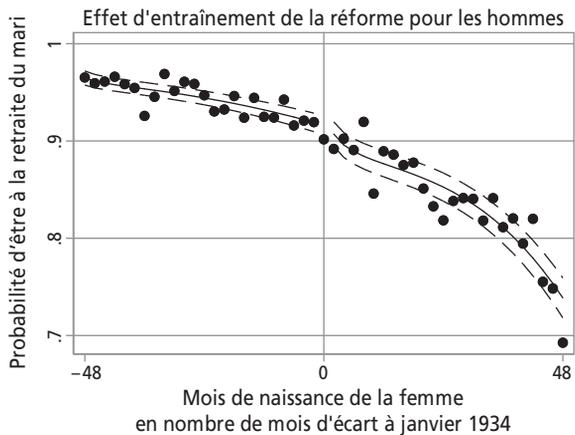
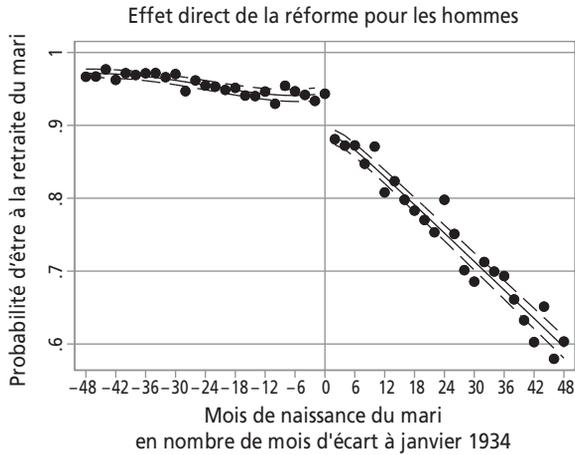
L'enquête Emploi a été conçue pour étudier le fonctionnement du marché du travail et l'évolution de la population active. Elle contient de l'information relative aux caractéristiques sociodémographiques des personnes interrogées, à leur occupation professionnelle, à leur niveau de qualification, à leur parcours professionnel, etc., et renseigne les liens entre les personnes du ménage. Elle est représentative de l'ensemble des personnes de quinze ans et plus vivant en France métropolitaine et est réalisée à partir d'entretiens en face à face. Les enquêtes Emploi ont été réalisées annuellement de 1950 à 2002, avec une méthodologie et un questionnaire inchangés de 1990 à 2002, ce qui en fait un outil précieux pour évaluer les effets de la réforme des retraites de 1993. À partir de 2003, l'enquête devient trimestrielle.

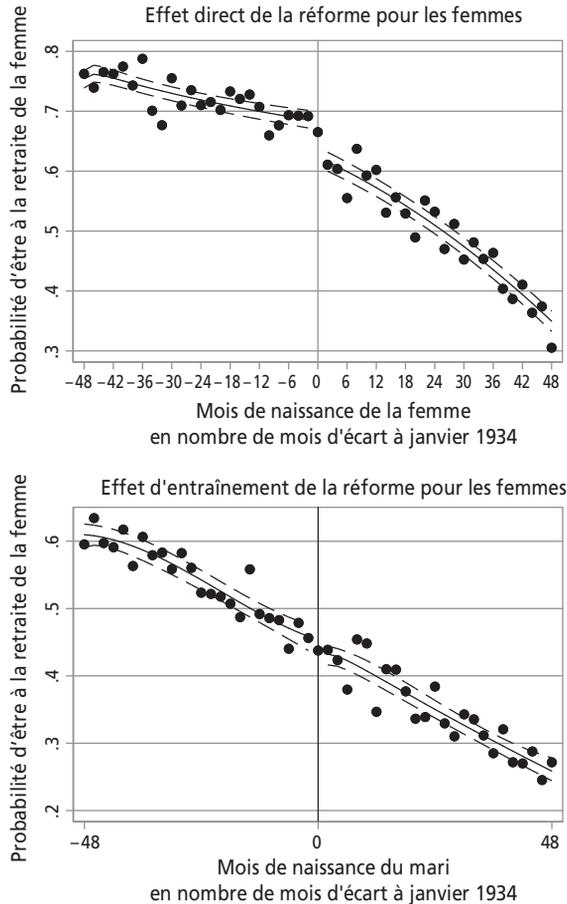
L'enquête Emploi ne donne pas d'information sur l'âge de départ à la retraite. C'est une limite importante à notre étude. Nous pouvons seulement étudier l'impact de la réforme sur la probabilité de cessation d'activité des conjoints d'un âge donné et non la manière dont la réforme modifie l'âge de départ à la retraite⁶¹. Cette enquête ne contient pas non plus d'information sur le montant de la pension de retraite ou sur le nombre de trimestres de cotisation.

Le graphique 6 ci-après illustre les effets estimés de la réforme sur la probabilité d'être retraité des conjoints. Il représente, pour les générations nées entre 1932 et 1942, la probabilité d'être retraité des conjoints en fonction de leur date de naissance (mois et année) relativement à janvier 1934, les personnes nées à partir de janvier

61. Pour une étude complète de l'effet de la réforme sur l'âge de départ à la retraite, voir A. Bozio « Réformes des retraites : estimation sur données françaises », 2006 ; « Impact evaluation of the 1993 French pension reform on retirement age », 2008. À partir de la base de données administrative de la CNAV et en utilisant la méthode statistique de la différence de différences, l'auteur estime qu'un trimestre supplémentaire dans la durée de cotisation nécessaire pour obtenir la retraite à taux plein conduit à un report d'un mois et demi de l'âge de départ en retraite.

Graphique 6 : Effets estimés de la réforme de 1993 sur les probabilités d'être retraité des époux





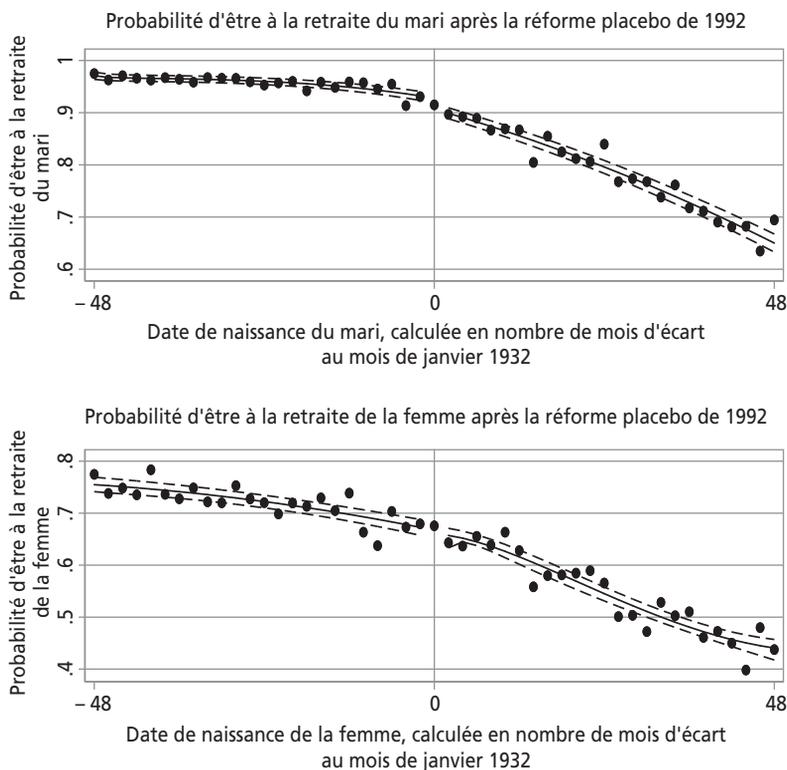
Note : d'après E. Stancanelli, « Couples' Retirement under Individual Pension Design : a Regression Discontinuity Study for France », 2017. Les graphiques du haut présentent la probabilité d'être retraité de l'homme et de la femme en fonction de leur date de naissance respective et ceux du bas les probabilités en fonction de la date de naissance du conjoint. Pour tous les graphiques, la date de naissance est exprimée en nombre de mois d'écart à janvier 1934, l'origine sur l'axe des abscisses. Les points correspondent aux probabilités calculées à partir des données brutes, les traits pleins aux probabilités estimées et les pointillés aux intervalles de confiance à 95 % correspondant.

1934 étant toutes affectées par la réforme. Sur le graphique, les individus sont ainsi répartis en deux groupes. Ceux nés après janvier 1934 figurent à la droite de la barre verticale correspondant à janvier 1934. Ceux placés à gauche sont nés avant janvier 1934 et ne sont pas concernés par la réforme. Avec la réforme, la probabilité d'être retraité a baissé de façon significative pour les femmes et les hommes nés après 1933. Par contre, il ne semble pas y avoir d'effet d'entraînement. Graphiquement, les probabilités d'être retraité des femmes et des hommes sont des fonctions continues de l'âge de leur conjoint. Il n'apparaît pas de saut lorsque la réforme s'applique au conjoint.

Pour être sûr que l'allongement de la période d'activité des conjoints provient bien de la réforme et non d'évolutions macro-économiques ou institutionnelles non prises en compte, nous avons simulé une réforme « placebo » en supposant que les générations nées en 1932 et en 1933 devaient elles aussi cotiser plus longtemps pour percevoir la retraite à taux plein, cette réforme fictive se mettant en place en 1992. Aucune discontinuité n'apparaît dans les probabilités d'être retraité au mois de naissance de janvier 1932 (voir graphique 7 ci-après). La baisse significative de la probabilité de cessation d'activité qui apparaît dans le graphique 6 pour les générations nées après 1933 est donc bien causée par la réforme.

En fait, les graphiques ne prennent pas en compte les caractéristiques du couple, tel que le niveau de formation des conjoints, le département de résidence ou la présence d'enfants dans le ménage. De plus, ils ne contrôlent pas pour l'hétérogénéité inobservée – *i.e.* les caractéristiques qui ne sont pas mesurables telles que par exemple la stabilité de la relation du couple ou les éventuels facteurs de risque dans le domaine de la santé des conjoints, qui peuvent eux aussi contribuer à expliquer les décisions d'emploi des conjoints. Le modèle économétrique prend tout cela en compte pour conclure, comme indiqué dans le tableau I ci-dessous, que la réforme de 1993

Graphique 7 : Probabilité d'être retraité des conjoints après la réforme fictive de 1992



Note : d'après E. Stancanelli, « Couples' Retirement under Individual Pension Design : a Regression Discontinuity Study for France », 2017. Les graphiques présentent la probabilité d'être retraité de l'homme et de la femme en fonction de leur date de naissance respective. Pour les deux graphiques, la date de naissance est exprimée en nombre de mois d'écart à janvier 1932, l'origine sur l'axe des abscisses. Les points correspondent aux probabilités calculées à partir des données brutes, les traits pleins aux probabilités estimées et les pointillés aux intervalles de confiance à 95 % correspondant. Les observations utilisées proviennent des enquêtes Emploi de 1992 à 1994.

Tableau I : Réforme de 1993, effets directs et d'entraînement sur les probabilités d'être retraité des conjoints

	Variation de la probabilité d'être retraité de l'homme	Variation de la probabilité d'être retraitée de la femme	Variation de la probabilité d'être retraité de l'homme	Variation de la probabilité d'être retraitée de la femme	Variation de la probabilité d'être retraité de l'homme	Variation de la probabilité d'être retraitée de la femme
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Probabilité moyenne						
Homme né après 1933	0,86	0,53	0,86	0,53	0,86	0,53
Femme née après 1933	0,82	0,21	0,82	0,21	0,82	0,21
Effets estimés à l'aide d'un modèle linéaire de moindres carrés pour les conjoints âgés de 56 à 64 ans						
Homme né après 1933	- 0,018** (0,009)	0,003 (0,016)	- 0,020** (0,007)			- 0,008 (0,012)
Femme née après 1933	- 0,012 (0,008)	- 0,025* (0,015)		- 0,0329** (0,012)	- 0,004 (0,007)	
R ²	0,10	0,07	0,117	0,065	0,036	0,047
Nombre d'observations	28 463	28 463	51 350	48 284	48 284	51 350

	Variation de la probabilité d'être retraité de l'homme	Variation de la probabilité d'être retraitée de la femme	Variation de la probabilité d'être retraité de l'homme	Variation de la probabilité d'être retraitée de la femme	Variation de la probabilité d'être retraité de l'homme	Variation de la probabilité d'être retraitée de la femme
	(1a)	(2a)	(3a)	(4a)	(5a)	(6a)
<i>Effets estimés à l'aide d'un modèle linéaire contrôlant pour les effets aléatoires inobservés, conjoints âgés de 56 à 64 ans</i>						
Homme né après 1933	- 0.04** (0,009)	0.004 (0,015)	- 0.0449** (0,007)			- 0,015 (0,012)
Femme née après 1933	- 0.014* (0,009)	-0.039* (0,,015)		- 0.049** (0,0117)	- 0.008 (0,007)	
standard error	0.10	0,07	0,116	0,065	0,036	0,047
R ²		28 463	51 350	48 284	48 284	51 350
Nombre d'observations						

Note : d'après E. Stancanelli, « Couples' Retirement under Individual Pension Design : a Regression Discontinuity Study for France », 2017. Les estimations dont nous reportons seulement les coefficients d'intérêt (et les écarts d'estimation entre parenthèses) se fondent sur un échantillon de couples où les conjoints sont âgés de 56 à 64 ans. Les contrôles du modèle incluent le département de résidence, la présence d'enfants qui vivent encore au domicile parentale, le taux de chômage départemental l'année précédant l'enquête considérée, le niveau de formation de conjoints, et la nationalité des conjoints. Nous corrigeons aussi les estimations du modèle avec une procédure dite de « robust standard errors » et « cluster standard errors ». Les effets d'hétérogénéité inobservée sont aussi contrôlés.

** : effet significatif au seuil de 5 %. * : effet significatif au seuil de 10 %.

conduirait à une baisse respective de la probabilité d'être retraité des hommes et des femmes concernés par la réforme d'environ 4 points de pourcentage. Cet effet est estimé plus précisément pour les hommes. Un effet d'entraînement apparaît pour les hommes. Leur probabilité d'être retraité chuterait toutes choses égales par ailleurs de 1,4 point de pourcentage supplémentaire lorsque leur femme est impactée par la réforme (car née après 1933). Par contre, nous n'observons pas d'effet d'entraînement pour les femmes. Elles ne semblent pas modifier leur décision de départ à la retraite lorsque leur conjoint est affecté par la réforme. Nous montrons aussi dans le tableau I que le faible effet d'entraînement trouvé pour le mari n'est pas statiquement significatif lorsqu'on ne contrôle pas pour les caractéristiques inobservées du couple. De même cet effet n'est pas significatif, si on ne contrôle pas (ce que nous faisons dans les premières deux colonnes des résultats du tableau I) pour les effets directs et les effets indirects. Nos estimations des effets directs et indirects de la réforme, séparées pour le mari et la femme, sont reportées dans les deux dernières colonnes du tableau I.

Le tableau II montre en revanche les effets directs de la réforme pour les individus en couple âgés de 60 ans ainsi que les effets indirects pour le conjoint. Pour se faire, notre modèle empirique des effets de la réforme de 1993 est estimé séparément pour chaque génération d'individu en couple affectée par la réforme (à partir donc de ceux nés en 1934), en sélectionnant les individus âgés de plus de 59 ans et de moins de 61 ans – le groupe de contrôle – soit ceux nés en 1933. Cette approche nous permet d'isoler les effets directs de la réforme sur la probabilité de partir à la retraite à 60 ans (l'âge légal de la retraite à l'époque en France) ainsi que les effets indirects pour le conjoint. On constate que la réforme réduit d'environ 13 à 28 points de pourcentage la probabilité de chaque conjoint de partir à la retraite à 60 ans, la taille de l'effet estimé variant d'une

Tableau II : Effets directs et indirects de la réforme sur la probabilité de départ à la retraite

	Variation de la probabilité de partir à la retraite à 60 ans pour l'homme (effet direct)	Variation de la probabilité de partir à la retraite pour la femme (effet indirect)	Variation de la probabilité de partir à la retraite pour le mari (effet indirect)	Variation de la probabilité de partir à la retraite à 60 ans pour la femme (effet direct)
Homme né en 1934 (<i>observations 1547</i>)	-0,210*** (0,0421)	0,00857 (0,0420)	Femme née en 1934 (<i>observations 1543</i>)	-0,197*** (0,0493)
Homme né en 1935 (<i>observations 1603</i>)	-0,167*** (0,0452)	-0,0596 (0,0453)	Femme née en 1935 (<i>observations 1486</i>)	-0,121** (0,0523)
Homme né en 1936 (<i>observations 1463</i>)	-0,246*** (0,0458)	-0,0168 (0,0436)	Femme née en 1936 (<i>observations 1360</i>)	-0,133** (0,0528)
Homme né en 1937 (<i>observations 1386</i>)	-0,0725 (0,0466)	0,0493 (0,0445)	Femme née en 1937 (<i>observations 1392</i>)	-0,131** (0,0528)
Homme né en 1938 (<i>observations 1385</i>)	-0,158*** (0,0463)	-0,00758 (0,0459)	Femme née en 1938 (<i>observations 1335</i>)	-0,125** (0,0551)
Homme né en 1939 (<i>observations 1399</i>)	-0,281*** (0,0477)	-0,0265 (0,0482)	Femme née en 1939 (<i>observations 1338</i>)	-0,223*** (0,0534)
Homme né en 1940 (<i>observations 1394</i>)	-0,0952** (0,0450)	-0,00471 (0,0461)	Femme née en 1940 (<i>observations 1285</i>)	-0,136** (0,0542)
Homme né en 1941 (<i>observations 1233</i>)	-0,179*** (0,0504)	-0,0392 (0,0500)	Femme née en 1941 (<i>observations 1162</i>)	-0,114* (0,0609)
Homme né en 1942 (<i>observations 1305</i>)	-0,139*** (0,0494)	-0,0190 (0,0464)	Femme née en 1942 (<i>observations 1167</i>)	-0,180*** (0,0581)

Note : d'après E. Stancanelli, « Couples' Retirement under Individual Pension Design : a Regression Discontinuity Study for France », 2017. Les estimations dont nous reportons seulement les coefficients d'intérêt (et les écarts d'estimation entre parenthèses) se fondent sur un échantillon d'individus en couple âgés de près de 60 ans, en considérant un intervalle d'âge allant de plus de 59 à moins de 61 ans (moins de 12 mois d'écart à leur 60^e anniversaire) ; le groupe de contrôle est né 1933. Nous corrigeons aussi les estimations du modèle avec une procédure dite de « robust standard errors » et « cluster standard errors ». Les effets d'hétérogénéité inobservée sont aussi contrôlés. ** : effet significatif au seuil de 5 % ; * : effet significatif au seuil de 10 %.

génération à l'autre – ce qui s'explique aussi par la petite taille de ces échantillons (reportée entre parenthèses dans la première colonne du tableau). Globalement, on conclut à des effets directs négatifs et très importants sur la probabilité de partir à la retraite à 60 ans. Ces effets sont plus importants que ceux estimés dans le tableau I où l'on a considéré toutes les générations nées de 1933 à 1942. Les effets estimés dans le tableau I représentent donc la moyenne des effets calculés pour des individus d'âge très différents.

D'autre part, le tableau II révèle aussi que l'effet d'entraînement de la retraite de la femme sur celle de son mari tel que constaté dans le tableau I n'est expliqué que par la réaction des hommes mariés à une femme née en 1935. Cela est tout à fait raisonnable car le mari étant en moyenne de deux ans plus âgé que sa femme, nous sommes ici en présence de couples pour lesquels la majorité des hommes est née en 1933. Ils ne sont donc pas affectés directement par la réforme.

Malheureusement, il n'existe pas à ce jour d'autres bases de données françaises permettant d'affiner ces conclusions et nous ne pouvons pousser plus loin l'analyse avec les enquêtes emploi, faute d'échantillons plus larges et de renseignements plus précis sur les cotisations de retraite des individus. Il aurait été pourtant intéressant d'étudier les couples avec un conjoint salarié dans le secteur privé et l'autre dans la fonction publique, le secteur public n'ayant pas été concerné par la réforme de 1993.

Quoi qu'il en soit, nos résultats font apparaître, comme bon nombre des études que nous avons présentées précédemment, une asymétrie de l'effet d'entraînement. La différence d'âge entre époux l'explique en partie. Comme la réforme de 1993 s'appuie sur l'année de naissance des travailleurs et que le mari est plus âgé en moyenne que son épouse, la femme va devoir travailler plus longtemps que lui, en moyenne, si elle souhaite profiter de la retraite à taux plein. Lorsque la femme est affectée par la réforme de 1993, le

mari, souvent plus âgé, soit n'est pas affecté, soit il l'est mais dans une moindre mesure. Cela peut expliquer l'asymétrie des effets trouvés : la femme étant davantage touchée par la réforme, le mari est plus susceptible de réagir à l'incitation à la poursuite d'activité de son épouse que l'inverse. Le mari, souvent le plus âgé des deux, est moins directement impacté dans le couple par la réforme. Les incitations indirectes pour sa femme à réagir sont donc moins fortes.

Dans le contexte différent de la loi sur les 35 heures, D. Goux, E. Maurin et B. Petrongolo⁶² mettent en évidence une asymétrie du même type. Les hommes mariés à une femme qui bénéficie d'un accord d'entreprise de réduction du temps de travail diminuent leur temps de travail hebdomadaire d'une demi-heure environ. À l'inverse, les femmes qui vivent avec un homme travaillant dans une entreprise où un accord a été signé ne modifient pas leur temps de travail. D. Goux, E. Maurin et B. Petrongolo⁶³ avancent comme explication possible une plus grande difficulté rencontrée par les femmes à moduler leur temps de travail notamment en raison d'une position hiérarchique dans l'entreprise souvent inférieure à celles des hommes. Dans le cas des retraites, les femmes ont souvent des trajectoires professionnelles plus courtes et plus marquées par les interruptions de carrière que celles des hommes et ont donc des durées de cotisation plus faible à soixante ans (voir A. Bozio, *op. cit.*, page 141). Cela pourrait aussi contribuer à expliquer l'absence d'effet indirect de la réforme des retraites de 1993 pour les femmes.

De plus, si la réforme des 35 heures était neutre vis-à-vis du revenu du couple, ce ne fut bien évidemment pas le cas de la réforme des retraites de 1993. Dans le cas de la réforme de 1993, l'effet de

62. D. Goux, E. Maurin et B. Petrongolo, « Worktime Regulations and Spousal Labor Supply », 2014.

63. D. Goux, E. Maurin et B. Petrongolo, « Worktime Regulations and Spousal Labor Supply », 2014.

revenu peut contribuer à expliquer les réponses des conjoints. Si la réforme pousse les conjoints à partir à la retraite un peu plus tard, le revenu du ménage peut augmenter de façon inattendue (si la réforme n'a pas été anticipée), ce qui peut contrebalancer les effets de la complémentarité des loisirs, en incitant le conjoint qui n'est pas concerné par la réforme à partir à la retraite le plus tôt possible, et donc à réduire son offre de travail. Afin de mieux appréhender les mécanismes en jeu, nous examinons au chapitre suivant la complémentarité des loisirs chez les couples de seniors français.

3. Départ à la retraite et complémentarité des loisirs du couple

Nous allons ici nous pencher sur le moteur principal de la coordination des rythmes de travail du couple mis en exergue par la littérature théorique et empirique autour du comportement économique du couple. De nombreuses études expliquent en effet la coordination des dates de départ à la retraite par la volonté des conjoints de passer du temps ensemble.

Cependant, il n'existe pas à proprement parler dans la littérature économique de mesure précise de la complémentarité des loisirs du couple. Les études théoriques et empiriques s'appuient en général sur ce concept théorique sans en fournir une mesure concrète. Font cependant exception les études de D. S. Hamermesh (2000, 2003)⁶⁴ pour les couples biactifs américains. L'auteur conclut que les conjoints coordonnent leur rythme de travail en se basant sur des données individuelles autour de l'emploi du temps tout au long d'une journée représentative, collectées avec un cahier journalier renseignant notamment les heures consacrées aux activités de loisir. Ceci dit, observer une corrélation entre les heures travaillées ou les dates de départ à la retraite des conjoints ne signifie pas nécessairement que les décisions d'emploi ou de départ à la retraite soient liées et interdépendantes. Les conjoints peuvent par exemple partir à la retraite en même temps tout simplement parce qu'ils ont le même âge et les mêmes droits au départ. Ils peuvent avoir les mêmes rythmes de travail tout simplement car les institutions

64. En ce qui concerne les actifs occupés, D. S. Hamermesh montre que les conjoints aux États-Unis adaptent et coordonnent leurs horaires de travail pour passer leur temps de loisir ensemble. D. S. Hamermesh, « Togetherness : Spouses' Synchronous Leisure, and the Impact of Children », 2000 ; D. S. Hamermesh, « Timing, Togetherness and Time Windfalls », 2002.

sous-jacentes au marché du travail sont les mêmes pour les deux conjoints. C'est bien ce que montre D. Halberg (2003) pour la Suède en appariant les rythmes de travail des conjoints à ceux des célibataires, à l'aide des données issues des Enquêtes Emploi du Temps suédoises qui renseignent les activités des individus tout au long d'une journée. Il conclut que ce qui apparaît comme une coordination des horaires de travail du couple est en réalité dû aux institutions communes à tous les travailleurs suédois. Il trouve que les célibataires et les conjoints se comportent de la même façon. Ceci dit, il ne tient pas compte du fait que nombre de célibataires sont séparés et ils pourraient donc avoir gardé les mêmes horaires de travail que lorsqu'ils étaient en couple, car il n'est pas toujours facile de changer son emploi du temps, notamment vis-à-vis de l'employeur. Par ailleurs, l'étude de D. Halberg se fonde sur des corrélations, de même que les autres études que l'auteur remet en question. Nous allons ici exploiter l'âge légal de départ à la retraite à 60 ans en France afin d'éclaircir le lien de causalité entre la complémentarité de loisir du couple et les choix d'emploi ou de départ à la retraite des conjoints français.

Nous allons ici tester empiriquement la présence de la complémentarité des loisirs lors du départ à la retraite des conjoints. À partir de l'étude menée par E. Stancanelli et A. Van Soest⁶⁵ sur données françaises⁶⁶, nous cherchons à analyser le temps consacré aux loisirs par les conjoints proches de la retraite, en distinguant les activités de loisir individuelles (lire un livre par exemple) des

65. E. Stancanelli et A. Van Soest, « Retirement and Home Production : A Regression Discontinuity approach », 2012 et E. Stancanelli et A. Van Soest, « Partners' Leisure Time Truly Together Upon Retirement », 2016.

66. Le départ à la retraite entraîne pour les hommes aux États-Unis une forte hausse du temps dévolu aux tâches domestiques selon M. Aguiar et E. Hurst, « Consumption versus Expenditure », 2005.

activités de loisir partagées (comme les repas en famille, les voyages et promenades en couple).

Nous avons pour ce faire analysé les réponses à l'Enquête Emploi du Temps qui renseigne entre autre les temps de loisir des membres du ménage pour un échantillon représentatif de la population française. Nous ferons une distinction entre les activités de loisirs que les conjoints pratiquent séparément et les activités de loisirs accomplies à deux. Le départ à la retraite induit un changement profond et radical de l'emploi du temps des personnes. Sept à huit heures par jour en moyenne deviennent disponibles pour d'autres activités, ce qui est susceptible de bouleverser les occupations quotidiennes des individus.

L'enquête Emploi du Temps de 1998-1999 menée par l'Insee est une source d'information sur la durée des activités quotidiennes des conjoints. Pour l'enquête 1998-1999, un échantillon de 8 186 ménages représentatifs de la France entière a répondu et le taux de participation à l'enquête est de plus de 90 %. La collecte d'information s'est faite à l'aide d'un questionnaire destiné au ménage et d'un questionnaire destiné à l'individu, ainsi que d'un carnet journalier d'activités. Tous les individus de 15 ans et plus du ménage décrivent dans ce carnet leurs différentes occupations au cours d'une de leur journée, par tranches de dix minutes. L'interview du ménage s'est faite en deux visites, la première de soixante-dix minutes environ et la deuxième de vingt minutes. Entre ces deux visites, les individus du ménage ont rempli le même jour le carnet journalier. Nous disposons ainsi d'une image assez fine de l'allocation du temps des individus interrogés entre travail professionnel, temps de formation, besoins physiologiques, travaux ménagers, loisirs, trajets, etc.

L'échantillon de départ est constitué de 5 287 couples mariés et concubins formés de femmes et d'hommes, tout âge confondu.

E. Stancanelli et A. Van Soest⁶⁷ ont d'abord sélectionné les couples âgés de cinquante à soixante-dix ans et ensuite, retiré de cet échantillon initial les couples qui ont rempli le carnet journalier d'activités pour des jours atypiques comme un jour de vacance par exemple. De même, les couples avec de graves problèmes de santé n'ont pas été conservés. Parmi les couples restants, les couples pour lesquels l'homme est au chômage ont été exclus. Une sélection similaire n'a pas été réalisée pour les femmes, la frontière entre le chômage et l'inactivité (autre que la retraite) pouvant être floue pour les femmes d'un certain âge. L'échantillon final contient 1083 couples. À partir de l'information contenue dans l'enquête, il nous est possible de connaître le temps de loisir des conjoints, et sa répartition entre loisirs partagés avec le conjoint ou pas.

L'âge légal de départ à la retraite (soixante ans) est ici utilisé pour mesurer l'effet d'être à la retraite sur l'emploi du temps des conjoints. Le principe est de comparer l'emploi du temps des jeunes retraités de soixante ans (le groupe de traitement) à celui des actifs occupés dont l'âge est légèrement inférieur à l'âge légal et qui ne peuvent prétendre à la retraite (le groupe de contrôle).

3.1 LOISIR INDIVIDUEL, LOISIR PARTAGÉ : DÉFINITIONS

Selon G. Becker⁶⁸, on définit les activités de loisir comme ces activités qu'on ne peut pas déléguer à d'autres. Dans cet esprit, quarante-six des activités renseignées dans l'enquête Emploi du Temps 1998-1999 ont été retenues pour mesurer le temps de loisir. Elles vont de la pratique d'un sport, aux passe-temps et jeux, à la

67. E. Stancanelli et A. Van Soest, « Retirement and Home Production : A Regression Discontinuity approach », 2012 et E. Stancanelli et A. Van Soest, « Partners' Leisure Time Truly Together Upon Retirement », 2016.

68. G. S. Becker, « A Theory of the Allocation of Time », 1965.

promenade, à la détente, aux pratiques artistiques, à la lecture, au multimédia, aux spectacles, au temps passé à regarder la télévision ou à écouter la radio en passant par les activités de sociabilité comme les visites chez des amis, les pratiques religieuses et les activités associatives. À l'inverse du sommeil considéré comme relevant d'un besoin principalement physiologique, les repas et collations ont été appréhendés comme du loisir. Toutes les activités dont les conjoints peuvent profiter ensemble et qui ne présentent pas de charge de travail (rémunérée ou non) ont été considérées comme du loisir.

La définition du temps de loisir appliquée ici est similaire à celle proposée par M. Aguiar et E. Hurst⁶⁹ qui travaillent avec les données de l'Enquête Emploi du Temps américaine (dénommée « American Time Use Survey »). Les activités telles que la cuisine, le ménage, le lavage, le repassage, les courses, le rangement, le bricolage, le jardinage, la couture, les soins aux animaux et les tâches administratives (comme les attentes pour des services administratifs) définissent les tâches ménagères. En effet, bon nombre de ces travaux ne peuvent pas être considérés comme des distractions, ou des temps de liberté. Certaines de ces activités comme le bricolage, le jardinage, la couture ou les soins aux animaux sont parfois qualifiées de « semi-loisirs ». Les activités domestiques « récurrentes » incluent le ménage, la vaisselle, la lessive, le repassage, mettre la table et s'occuper des tâches et des papiers administratifs.

Pour tenter d'identifier le temps de loisir partagé des conjoints, E. Stancanelli et A. Van Soest⁷⁰ utilisent deux variables annexes de l'enquête Emploi du Temps 1998-1999. La première permet de

69. M. Aguiar et E. Hurst, « *Measuring Trends in Leisure : The Allocation of Time over Five Decades* », 2007.

70. E. Stancanelli et A. Van Soest, « Retirement and Home Production : A Regression Discontinuity approach », 2012 et E. Stancanelli et A. Van Soest, « Partners' Leisure Time Truly Together Upon Retirement », 2016.

savoir si l'activité a eu lieu « chez soi », sur le « lieu de travail » ou bien « à l'extérieur ». La modalité « chez soi » est à prendre au sens large : elle indique aussi bien la maison que l'appartement, la terrasse ou le jardin. La seconde variable nous indique si l'activité a eu lieu en présence d'une autre personne. Les modalités possibles sont « seul », « personne du ménage », « amis, voisins, parenté, collègues » et « autre personne ». Il est important de noter que cette variable indique si l'activité a été réalisée en présence de quelqu'un, et non avec qui elle a été effectuée. À partir de ces informations, E. Stancanelli et A. Van Soest⁷¹ construisent quatre mesures alternatives du loisir partagé⁷².

Dans son acception la plus étroite, le loisir est dit partagé ou commun lorsque les conjoints déclarent effectuer en même temps et avec un membre de la famille la même activité de loisir. Cette définition est sans doute celle qui se rapproche le plus de ce qu'est le loisir partagé, « vraiment passé » à deux. Alternativement, le loisir est défini comme partagé lorsque les conjoints déclarent effectuer en même temps et dans un même lieu la même activité de loisir. Cette définition prend typiquement en compte les situations où les conjoints sont à la maison, chacun occupé à lire un livre par exemple. Une troisième définition est de considérer simplement que le loisir est commun lorsque les conjoints déclarent effectuer en même temps la même activité de loisir. Pour reprendre l'exemple précédent, il peut s'agir de conjoints lisant un livre dans des lieux différents. La

71. E. Stancanelli et A. Van Soest, « Retirement and Home Production : A Regression Discontinuity approach », 2012 et E. Stancanelli et A. Van Soest, « Partners' Leisure Time Truly Together Upon Retirement », 2016.

72. C. Barnet-Verzat, A. Pailhé et A. Solaz, « Spending time together : the impact of children on couples' leisure synchronization », 2011, utilisent des définitions similaires du loisir partagé pour étudier les conséquences de la présence d'enfants dans la famille sur le temps de loisirs des parents.

dernière situation envisagée par E. Stancanelli et A. Van Soest⁷³ est celle de conjoints qui indiquent pratiquer un loisir (pas forcément le même) en même temps et dans un même lieu. À titre d'illustration, un conjoint peut regarder la télévision et l'autre lire un livre. Enfin, le temps de loisir individuel ou séparé est simplement défini comme le temps de loisir qui n'est pas partagé. Il dépend donc de la définition du loisir partagé retenue.

Tableau I : Description de l'échantillon de couples sélectionnés à partir de l'enquête Emploi du Temps 1998-1999

	Homme		Femme	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Âge (en années)	60,72	5,50	58,60	5,61
Avoir 60 ans et plus	57 %	0,49	43 %	0,47
À la retraite	64 %	0,48	67 %	0,47
En emploi	36 %	0,48	32 %	0,47
Niveau d'études : secondaire	12 %	0,32	10 %	0,30
Niveau d'études : supérieur	15 %	0,36	11 %	0,31
Caractéristiques des ménages				
	Moyenne		Écart-type	
Nombre d'enfants encore à la maison	0,15		0,51	
Concubinage	4 %		0,19	
Nombre d'observations	1043			

Source : Enquête Emploi du Temps 1998-1999 ; couples de femmes et d'hommes âgés de 50 à 70 ans.

Le tableau I présente quelques statistiques descriptives pour l'échantillon retenu. Environ 57 % des hommes et 43 % des femmes ont au moins soixante ans. En moyenne, le mari a deux ans de plus

73. E. Stancanelli et A. Van Soest, « Retirement and Home Production : A Regression Discontinuity approach », 2012 et E. Stancanelli et A. Van Soest, « Partners' Leisure Time Truly Together Upon Retirement », 2016.

que sa femme. Le pourcentage des hommes et des femmes en emploi est respectivement de 36 % et 32 %. La grande majorité des femmes et des hommes de l'échantillon n'a pas fait d'études supérieures. Le niveau d'études des hommes est en moyenne légèrement supérieur à celui de leur conjointe. Peu de couples de cet âge ont encore des enfants vivant à la maison. Ils sont en très grande majorité mariés.

3.2 ANALYSE DE L'EMPLOI DU TEMPS DES COUPLES

Si l'on regarde le tableau II et les statistiques concernant le loisir, on s'aperçoit que près de 99 % des individus de l'échantillon déclarent un temps de loisir individuel et, selon la définition appliquée, entre 94 % et 99 % un temps de loisir partagé. Avec la définition la plus stricte du loisir partagé, les conjoints profitent chaque jour en moyenne de près de deux heures de loisir commun. Les hommes bénéficient alors en moyenne de cinq heures de loisir séparé et les femmes d'un peu moins de quatre heures. Si l'on utilise la définition la plus large du loisir partagé, les femmes et les hommes profitent chaque jour en moyenne de quatre heures de loisir partagé. En conséquence, le temps de loisir individuel diminue. Il passe à presque quatre heures par jour pour les hommes et à deux heures et demie pour les femmes.

La majorité des femmes déclarent prendre en charge des tâches ménagères à raison de cinq heures par jour en moyenne, contre trois heures environ pour les hommes. Parmi eux, 13 % n'effectuent aucun travail ménager. Si l'on ne tient pas compte des semi-loisirs, le temps passé par les hommes à s'occuper des tâches ménagères chute fortement pour arriver à un peu plus d'une heure par jour. Une telle baisse n'est pas observée pour les femmes qui passent moins de temps à jardiner, réparer la maison et s'occuper des animaux que les hommes. Elles ne sont que 44 % à déclarer ce type

d'activités domestiques contre 62 % des hommes. Par contre, elles sont beaucoup plus nombreuses à préparer les repas. Environ 94 % des femmes et 30 % des hommes occupent une partie de leur temps à faire la cuisine. Le pourcentage de femmes et d'hommes de l'échantillon qui déclarent passer du temps à s'occuper d'autres personnes (enfants, autres adultes) est relativement faible. Il est de 22 % pour les femmes et de 15 % pour les hommes. En conséquence, le temps moyen passé à s'occuper d'autres personnes n'est que de 24 minutes par jour pour les femmes et de 18 minutes pour les hommes.

Tableau II : Participation aux activités de loisir et aux tâches ménagères des couples (en minutes par jour)

Nombre d'observations : 1 043	Femmes			Hommes		
	Taux de participation	Moyenne	Médiane	Taux de participation	Moyenne	Médiane
Loisir partagé (définition 1)	94 %	160	140	94 %	160	140
Loisir partagé (définition 2)	96 %	195	180	96 %	195	180
Loisir partagé (définition 3)	98 %	216	200	98 %	216	200
Loisir partagé (définition 4)	98 %	238	230	98 %	238	230
Loisir séparé (définition 1)	98 %	228	210	99 %	302	270
Loisir séparé (définition 2)	97 %	193	180	99 %	267	240
Loisir séparé (définition 3)	96 %	172	150	99 %	246	220
Loisir séparé (définition 4)	96 %	150	130	99 %	224	96
Tâches ménagères	99 %	311	310	87 %	184	160
Hors semi-loisirs	99 %	265	260	70 %	77	40
Récurrentes	96 %	145	140	51 %	37	10
Préparation des repas	94 %	82	80	30 %	11	0
Faire les courses	52 %	52	10	41 %	29	0
Semi-loisirs	44 %	46	0	62 %	107	60
Temps à s'occuper d'autrui	22 %	22	24	15 %	18	0

Source : Enquête Emploi du Temps 1998-1999 ; couples de femmes et d'hommes âgés de 50 à 70 ans.

**Tableau III : Emploi du temps en minutes par jour
des couples biactifs occupés et retraités**

Distribution	Couples biactifs occupés			Couples de retraités		
	25 %	Médiane	75 %	25 %	Médiane	75 %
Sommeil						
Femmes	470	510	560	510	560	600
Hommes	450	510	560	510	560	620
Loisir partagé						
Femmes	30	80	150	110	190	260
Hommes	30	80	150	110	190	260
Loisir séparé						
Femmes	60	110	200	60	130	210
Hommes	90	150	250	130	230	330
Tâches ménagères						
Femmes	110	230	360	240	330	420
Hommes	10	60	180	110	210	320

Source : Enquête Emploi du Temps 1998-1999 ; couples de femmes et d'hommes âgés de 50 à 70 ans.

Lecture : 25 % correspond au premier quartile et 75 % au troisième quartile de la distribution statistique du temps consacré aux tâches ménagères et aux activités de loisirs. Un homme en emploi sur quatre (25 % des hommes) dévoue moins de 10 minutes par jour aux tâches domestiques ; un homme en emploi sur quatre (le top 75 % de la distribution) y passe plus de 180 minutes ; 2 hommes en emploi sur 4 consacrent 1 heure par jour (60 minutes) aux tâches domestiques. À la retraite, un homme sur quatre consacre 110 minutes par jour aux travaux domestiques.

Le tableau III décrit l'emploi du temps des couples de retraités et de biactifs occupés. La retraite s'accompagne d'une hausse du temps de sommeil (de 50 minutes par jour pour un ménage sur deux), d'une hausse conséquente du temps de loisir et d'une forte augmentation du temps consacré aux tâches ménagères. Le temps

dédié aux loisirs partagés augmente de presque deux heures par jour pour un ménage sur deux. En ce qui concerne les activités de loisirs séparés, l'augmentation est nettement plus importante pour les hommes. Il en est de même pour les tâches domestiques. Un homme retraité sur deux passe une heure et demie de plus par jour à s'occuper des tâches ménagères qu'un homme actif. Cette augmentation provient principalement d'une plus forte implication des maris retraités dans les activités de semi-loisirs. La charge de travail domestique est toujours plus importante pour les femmes. À la retraite, une femme sur deux consacre plus de cinq heures par jour aux tâches domestiques. Qu'ils soient en emploi ou retraités, les hommes passent en général plus de temps aux activités de loisirs qu'aux tâches ménagères⁷⁴.

3.3 PROBABILITÉ D'ÊTRE RETRAITÉ ET COMPLÉMENTARITÉ DES LOISIRS DU COUPLE

Stancanelli et Van Soest⁷⁵ estiment que la retraite augmente le temps de loisir que l'homme passe sans son épouse entre environ trois heures et trois heures et quarante-cinq minutes par jour selon la définition du loisir retenue (voir tableau IV). Un effet similaire apparaît pour les femmes dont la retraite engendre une très forte augmentation de leur temps de loisir individuel, comprise entre

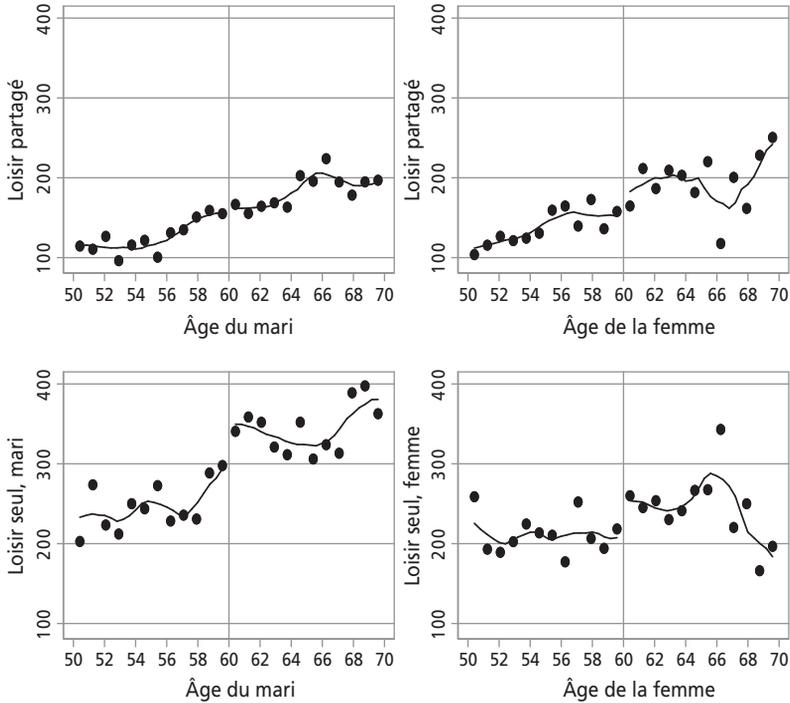
74. Nous trouvons des résultats similaires lorsque nous réduisons l'échantillon pour ne considérer que les personnes âgées de 57 à 63 ans et limiter ainsi les effets dus à l'âge et non au passage à la retraite.

75. E. Stancanelli et A. Van Soest, « Retirement and Home Production : A Regression Discontinuity approach », 2012 et E. Stancanelli et A. Van Soest, « Partners' Leisure Time Truly Together Upon Retirement », 2016.

trois heures et cinq heures par jour. Le corollaire à ces fortes hausses de temps de loisirs séparés est l'absence d'effet de la retraite sur le loisir partagé. Le seul effet significatif de la probabilité d'être retraité sur le temps de loisir partagé apparaît lors du départ à la retraite de l'épouse. Le graphique 8 présente le temps dévoué aux activités de loisir ensemble (loisir partagé) ou séparé par les conjoints, en illustrant ces faits visuellement. Cette absence d'impact provient peut-être de la composition de l'échantillon utilisé qui inclut un nombre conséquent de familles avec des femmes au foyer. Il est possible que les comportements de loisirs de ces ménages soient différents de ceux où les conjoints ont une activité professionnelle avant d'être retraités. Lorsque ces ménages sont exclus de l'analyse, les estimations du modèle font apparaître un effet positif de la retraite des femmes sur le loisir partagé. Il augmente d'un peu moins de deux heures à plus de trois heures par jour selon la définition adoptée. En revanche, la retraite du mari ne semble pas avoir d'effet sur le loisir partagé. Il affecte cependant fortement le temps de loisir individuel de l'homme. Celui-ci augmente d'environ quatre heures par jour toutes choses égales par ailleurs. De la même manière, le temps de loisir individuel des femmes connaît une hausse comprise entre deux heures et demie et quatre heures par jour lorsqu'elles partent à la retraite.

Finalement, le fait d'être à la retraite a des effets contrastés sur les temps de loisir des conjoints. Lorsque le mari est retraité, cela entraîne une hausse importante de son temps de loisir individuel mais ne s'avère pas avoir d'influence sur le temps de loisir que les conjoints partagent ensemble. Quand la femme est retraitée, cela engendre un accroissement conséquent du temps qu'elle alloue au loisir individuel mais aussi une augmentation du temps de loisir partagé par les conjoints.

Graphique 8 : Temps dévolu aux activités de loisir par les couples de seniors



Note : d'après E. Stancanelli et A. Van Soest (*op. cit.*). Les graphiques présentent le temps consacré aux activités de loisir par les couples de seniors, en distinguant les activités de loisir ensemble (loisir partagé) des activités de loisirs séparés du mari et de la femme dans les couples de seniors, âgés de 50 à 70 ans. Le temps de loisir est mesuré en minutes par jour. La ligne verticale à 60 ans illustre la stratégie empirique des auteurs, fondée sur l'augmentation de la probabilité d'être retraité à 60 ans (approche par variable instrumentale). Pour les quatre graphiques, l'âge est exprimé en années (pour les estimations économétriques, l'âge est spécifié en mois). Les points correspondent au temps moyen consacré aux loisirs pour chaque âge, calculé à partir des données brutes, les traits pleins aux probabilités estimées. Les observations utilisées proviennent des enquêtes Emploi du Temps 1998-99. La définition de loisir partagé retenue est la plus large (voir texte).

Tableau IV : Estimation des effets d'être à la retraite sur les temps de loisir des conjoints

	Loisir séparé de la femme	Loisir séparé de l'homme	Loisir partagé
	Variation en minutes par jour	Variation en minutes par jour	Variation en minutes par jour
<i>Loisir partagé 1 : même activité de loisir, même intervalle de temps, en compagnie d'un membre de la famille</i>			
Retraite de la femme	+ 178,9	Aucune	+ 118,8*
Retraite de l'homme	Aucune	+ 205,7	Aucune
<i>Loisir partagé 2 : même activité de loisir, même intervalle de temps, même lieu</i>			
Retraite de la femme	+ 161,2	- 165,2	+ 136,5*
Retraite de l'homme	Aucune	+242,7	Aucune
<i>Loisir partagé 3 : même activité de loisir, même lieu</i>			
Retraite de la femme	+ 156,8	- 169,7	+ 140,9
Retraite de l'homme	Aucune	+ 221,7	Aucune
<i>Loisir partagé 4 : même intervalle de temps, même lieu, loisir possiblement différent</i>			
Retraite de la femme	+ 108,7	- 217,7	+ 188,9
Retraite de l'homme	Aucune	+ 252,1	Aucune

Source : d'après E. Stancanelli et A. Van Soest (*op. cit.*). Les chiffres indiqués correspondent à des variations significatives aux seuils de 1 % ou 5 %, les chiffres marqués d'un astérisque à des variations significatives au seuil de 10 %. Échantillon de 732 observations : les couples pour lesquels les femmes sont au chômage ou inactives (hors retraitées) ont été exclus.

3.4. QUE NOUS APPRENNENT CES ESTIMATIONS ?

On trouve une faible augmentation du temps de loisir partagé lorsque la femme est retraitée et aucune variation lorsque le mari est retraité. Cela suggère un manque de coordination de la prise de retraite des conjoints et s'explique par la différence d'âge au sein du couple. En effet, la femme est en moyenne plus jeune que son mari, elle part donc à la retraite 2 ans après son mari.

Si nous reprenons les effets croisés de la réforme de 1993 que nous avons trouvés précédemment, lorsque la femme voit son départ à la retraite reporté par la réforme de 1993, la probabilité que le mari

soit à la retraite ne diminue que très faiblement. En revanche, la probabilité que la femme prenne sa retraite ne change pas lorsque le mari est concerné par la réforme, ce qui s'explique également par le fait que la femme est souvent la plus jeune du couple. Il est par ailleurs aussi possible que la complémentarité des loisirs du couple soit plus faible pour les couples de seniors. Toutes choses confondues, les enfants ayant désormais quitté le domicile familial, il est moins important de coordonner les rythmes de travail et loisir pour les conjoints seniors.

3.5 LES CONJOINTS EXPRIMENT-ILS LE SOUHAIT DE PARTIR À LA RETRAITE ENSEMBLE ?

Afin de mieux comprendre si le manque de coordination des décisions de retraite des conjoints est subi, dû par exemple à l'individualisation des comptes de retraites, ou choisi, nous avons examiné les réponses des Français à l'enquête « Motivations de départ à la retraite ». Cette enquête résulte d'une collaboration entre la Caisse nationale d'assurance vieillesse (CNAV), le secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (COR), la direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et la direction de la Sécurité sociale (DSS). La première vague de l'enquête a été réalisée en 2010 et portait sur les assurés partis à la retraite entre juillet 2008 et juin 2009. Environ trois mille personnes ont été interrogées. Or, seul 18 % des retraités participant à cette vague de l'enquête « Motivations de départ à la retraite » ont répondu que le fait d'avoir un conjoint qui partait ou qui était déjà à la retraite avait joué dans leur décision de départ (voir le tableau V). N. Maestas⁷⁶ rapporte

76. N. Maestas, « Labor, Love and Leisure : Complementarity and the Timing of Retirement by Working Couples », 2001.

au contraire qu'aux États-Unis, 62 % des hommes se disent prêts à partir à la retraite à condition que leur épouse en fasse autant.

Cela résulte sans doute de facteurs institutionnels et culturels qui diffèrent entre les États-Unis et la France. En particulier, aux États-Unis, il existe un supplément de pension de retraite très important pour l'épouse dépendante qui pourrait inciter la femme à partir à la retraite avant le taux plein. Cela s'applique également au mari qui part à la retraite avant le taux plein et bénéficie du supplément familial de retraite de sa femme. Dans le cas de la France, les pensions de retraite sont individuelles et partir avant le taux plein est coûteux. Il est donc difficile de conclure que les conjoints ne partent pas ensemble à la retraite parce qu'ils ne le souhaitent pas. Les comportements observés peuvent simplement refléter la réponse de chacun des conjoints aux incitations du système de pension actuel, individualisé. Peut-être réagiraient-ils différemment si un système de pension proche du système américain venait à être implanté.

Pour conclure, les conjoints français ne semblent pas tenir compte du statut d'emploi de leur conjoint lorsqu'ils décident de partir à la retraite. La décision de retraite paraît être une décision individuelle plutôt qu'une décision du couple. Les époux français ne semblent pas souhaiter partir à la retraite avant d'avoir le taux plein, quelle que soit la situation d'emploi de leur conjoint, ce qui paraît tout à fait raisonnable au vu de la contrainte budgétaire du couple, en dépit d'une moindre complémentarité des loisirs.

Tableau V : Les motivations du départ à la retraite des retraités en emploi avant de partir

	A beau- coup joué	A assez joué	A peu joué	N'a pas joué du tout
Motifs liés au droit à pension				
Vous aviez atteint l'âge vous permettant d'obtenir une retraite à taux plein	49 %	22 %	5 %	24 %
Vous aviez atteint l'âge de 60 ans	37 %	14 %	5 %	44 %
Vous aviez atteint un niveau de pension suffisant	16 %	21 %	12 %	51 %
Vous aviez peur que vos droits à la retraite diminuent du fait d'une nouvelle réforme	17 %	13 %	8 %	62 %
Cela ne vous empêche pas de continuer à travailler ou de reprendre un emploi	11 %	11 %	9 %	69 %
Votre pension de retraite est plus élevée que les autres allocations auxquelles vous avez droit	4 %	4 %	7 %	84 %
Vous manquez d'informations sur les possibilités de partir plus tôt ou plus tard	5 %	4 %	6 %	84 %
Motifs liés au travail				
Vous éprouviez un sentiment de lassitude par rapport au travail	23 %	17 %	10 %	50 %
Vous aviez des problèmes de santé qui rendaient le travail difficile	15 %	8 %	6 %	71 %
Vous n'étiez pas satisfait de vos conditions de travail	12 %	9 %	7 %	72 %
Vous subissiez dans votre travail des pressions qui vous ont poussé à partir	12 %	8 %	6 %	73 %
À cause de la fatigue occasionnée par les déplacements domicile/travail	11 %	7 %	8 %	74 %
L'emploi que vous occupiez ne vous offrait plus de perspectives de formation ou d'évolution	12 %	9 %	5 %	74 %
Aucune proposition d'adaptation du poste ne vous était offerte	9 %	6 %	4 %	82 %
Vous avez été licencié ou mis à la retraite d'office	9 %	3 %	2 %	86 %
Motifs personnels				
Vous souhaitez profiter de votre retraite le plus longtemps possible	47 %	21 %	7 %	26 %
Vous aviez d'autres projets personnels	7 %	12 %	8 %	72 %
Votre conjoint partait ou était déjà à la retraite	12 %	6 %	3 %	78 %
Vous aviez des obligations familiales	7 %	7 %	4 %	81 %

Source : d'après Études et Résultats n° 741 (2011), DREES, Graphique 1, page 3.

Conclusion

La littérature économique nord-américaine suggère que les conjoints biactifs coordonnent leur départ à la retraite. La complémentarité des loisirs, l'envie de passer du temps ensemble, seraient l'un des moteurs du désir des couples de partir à la retraite ensemble. Cependant, nombre d'études théoriques et empiriques récentes trouvent d'importantes asymétries de comportement par genre. Le débat n'est donc pas clos.

En France, la large majorité de la population active vit en couple et 80 % des couples sont biactifs. Cependant, les études françaises dans le domaine des décisions d'emploi et de retraite des conjoints restent rares. En partant de la réforme des retraites de 1993, cet opuscule montre que le départ retardé des femmes à la retraite, lorsqu'elles sont touchées par la réforme, a eu aussi, quoique faiblement, un effet d'entraînement sur la décision du 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 affectée. Cela 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. L'envie de partager des activités de loisirs ensemble serait à l'origine de cet effet d'entraînement selon la littérature économique. Cependant il n'y avait aucune validation empirique proprement dite de cette hypothèse, avant notre étude.

Nous nous sommes donc intéressés à la relation entre retraite et temps de loisirs partagé, pour mesurer la complémentarité des loisirs des couples à la retraite. À l'aide des données de l'Enquête emplois du temps de l'INSEE qui collectent pour un échantillon représentatif de la population française un cahier journalier des activités menées tout au long d'une journée (choisie par l'enquêteur), nous

avons pu distinguer les heures consacrées aux activités de loisir de chaque conjoint (loisirs séparés), du temps de loisir partagé, passé ensemble. Nous avons conclu que les conjoints biactifs consacrent 80 minutes par jour aux activités de loisir partagé (y compris le repas) contre 180 minutes pour les couples retraités. Cela pourrait suggérer une forte complémentarité des loisirs des couples retraités, relativement aux couples biactifs. Si tel était le cas, toutefois, le départ à la retraite d'un conjoint devrait affecter celui de l'autre. Il ne semble pas que ce soit le cas. Peu de conjoints biactifs partent à la retraite ensemble. La femme, étant souvent la plus jeune du couple, est la dernière à partir à la retraite (en moyenne, le mari est deux ans plus âgé que la femme). Les données montrent qu'elle n'anticipe pas son départ à la retraite pour profiter avec son mari. Le loisir partagé n'est donc pas suffisamment désirable pour affecter ses décisions professionnelles.

Il en ressort que les politiques publiques en matière de retraite n'auraient qu'un faible impact sur la manière dont les conjoints français coordonnent leurs activités d'emploi et de loisirs. Il est probable que la complémentarité des loisirs joue un rôle moindre dans la coordination du temps de travail des couples seniors, lorsque les enfants ont quitté le domicile familial. Quoiqu'il en soit, il ressort que les politiques de retraites individuelle ont peu d'effets indirects sur le conjoint des individus directement touchés par une mesure de retraite donnée. Elles provoquent peu de distorsions du comportement économique des conjoints, ce qui nous paraît une très bonne nouvelle pour les décideurs publics.

Enfin, nous tenons à souligner que nos estimations ne sont pas parfaites. Nous ne connaissons pas l'âge de départ à la retraite des conjoints mais nous travaillons avec des données de stock de travailleurs et de retraités, faute d'autres données disponibles en France pour étudier ces questions. La méthodologie que nous adoptons

permet de pallier au manque d'information sur la durée des cotisations dans la base de données, en se concentrant sur la discontinuité de la probabilité d'être retraité pour les générations affectées par la réforme, mais elle ne rend compte que des effets immédiats de la réforme. Afin d'affiner l'analyse, des données administratives appariées pour les individus du ménage seraient nécessaires, mais elles ne sont pas disponibles actuellement en France. D'autres pays de l'OCDE, tels que, par exemple la Norvège, le Danemark, la Suisse, ou les Pays-Bas, mettent désormais à disposition des chercheurs des données administratives permettant de relier les membres du ménage ; la France suivra sans doute prochainement.

Bibliographie

- Aguiar, Mark, et Eric Hurst, « Consumption versus Expenditure », *Journal of Political Economy*, 113(5), 2005, p. 919-948.
- Aguiar, Mark, et Erik Hurst, « Measuring Trends in Leisure : The Allocation of Time over Five Decades », *Quarterly Journal of Economics*, 122, 2007, p. 969-1006.
- An Mark Y., Bent Jesper Christensen, et Nabanita Datta Gupta, « Multivariate mixed proportional hazard modelling of the joint retirement of married couples », *Journal of Applied Econometrics*, 19 (6), 2004, p. 687-704.
- Apps, Patricia, et Ray Rees, « *Public Economics and the Household* », New York, Cambridge University Press, 2009.
- Atalay, Kadiret, et Garry F. Barrett, « The Impact of Age Pension Eligibility Age on Retirement and Program Dependence : Evidence from an Australian Experiment », *Review of Economics and Statistics*, 97 (1), 2015, p. 71-87.
- Baker, Michael, « The Retirement Behavior of Married Couples : Evidence from the Spouse's Allowance », *Journal of Human Resources*, 37 (1), 2002, p. 1-34.
- Banks, James, Richard Blundell, et María Casanova Rivas, « The dynamics of retirement behavior in couples : Reduced-form evidence from England and the US », Mimeo, 2010.
- Barnet-Verzat, Cécile, Ariane Pailhé, et Anne Solaz, « Spending time together : the impact of children on couples' leisure synchronization », *Review of Economics of the Household*, 9 (4), 2011, p. 465-486.
- Battistin, Erich, Agar Brugiavini, Enrico Rettore, et Guglielmo Weber, « The Retirement Consumption Puzzle : Evidence from a Regression Discontinuity Approach », *American Economic Review*, 99 (5), 2009, p. 2209-2226.
- Becker, Gary S., « A Theory of the Allocation of Time », *The Economic Journal*, Vol. 75, 299, 1965, p. 493-517.
- Blanchet, Didier, et Ronan Mahieu, « Une analyse micro-économétrique des comportements de retrait d'activité », *Épargne et retraite*, 2001, p. 9-31.

- Blau, David M. « Social security and the labor supply of older married couples », *Labour Economics*, 4, 1997, p. 373-418.
- Blau, David M., « Labor Force Dynamics of Older Married Couples », *Journal of Labor Economics*, 16 (3), 1998, p. 595-629.
- Blau, David M., et Donna B. Gilleskie, « Health insurance and retirement of married couples », *Journal of Applied Econometrics*, 21, 2006, p. 935-953.
- Bloemen, Hans, Stefan Hochguertel, et Jochem Zweerink, « Joint Retirement of Couples : Evidence from a Natural Experiment », IZA DP n° 8861, 2015.
- Bloemen, Hans, et Elena Stancanelli, « Toyboys or Supergirls ? An analysis of partners' employment outcomes when she outearns him », *Review of the Economics of the Household*, August, 2013, p. 1-30.
- Bommier, Antoine, Thierry Magnac, et Muriel Roger, « Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques », *Revue française d'économie*, 1 (1), 2001, p. 79-124.
- Bozio, Antoine, *Réformes des retraites : estimation sur données françaises*, thèse de doctorat, École des Hautes Études en Sciences Sociales, 2006.
- Bozio, Antoine, « Impact evaluation of the 1993 French pension reform on retirement age » in *Pensions : An International Journal*, 13 (4), 2008, p. 207-212.
- Bratsberg, Bernt, et Elena Stancanelli, « Partial retirement and partners' labor supply : Learning from a Norwegian retirement reform », Mimeo, 2018.
- Casanova, Maria, « Happy Together : A Structural Model of Couples' Joint Retirement Choices », Mimeo, 2010.
- Chiappori, Pierre-André, « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, 56 (1), 1988, p. 63-89.
- Chiappori, Pierre-André, Martin Browning, et Yoram Weiss, *Economics of the Family (Cambridge Survey of Economic Literature)*, New York, Cambridge University Press, 2014.
- Chiappori, Pierre-André, Sonia Oreffice et Climent Quintana-Domeque, « Fatter Attraction : Anthropometric and Socioeconomic Matching on the Marriage Market », Mimeo, 2010.

- Coile, Courtney C., « Retirement incentives and couples' retirement decisions », *Topics in Economic Analysis & Policy*, 4 (1), 2004, p. 1-28.
- Coles, Melvyn G., et Marco Francesconi (2011), « On the Emergence of Toyboys : The Timing of Marriage with Aging and Uncertain Careers », *International Economic Review*, Vol. 52, Issue 3, 2011, p. 825-853.
- Costa, Dora, et Mathew E. Kahn, « Power Couples : Changes in The Locational Choice of the College Educated, 1940-1990 », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115 (4), 2000, p. 1287-1315.
- Cribb Jonathan, Carl Emmerson, et Gemma Tetlow, « Retiring Together ? Complementarities in Spousal Labour Supply and Pension Reform », Mimeo, 2016.
- Del Boca, Daniela, Silvia Pasqua, et Chiara Pronzato, « An Empirical Analysis of the Effects of Social Policies on Fertility, Labour Market Participation and Earnings of European Women », in *Social Policies, Labour Markets and Motherhood : a Comparative Analysis of European Countries*, D. Del Boca et C. Wetzels (eds.), Cambridge University Press, 2007.
- Del Boca, Daniela, Silvia Pasqua, et Chiara Pronzato, « Motherhood and market work decisions in institutional context : a European perspective », *Oxford Economic Papers*, vol. 61 (suppl 1), 2009, p. i147-i171.
- Gerard, François, et Lena Nekby, « Spousal Joint Retirement : A Reform Approach to Identifying Spillover Effects », Mimeo, 2012.
- Goux, Dominique, Eric Maurin, et Barbara Petrongolo, « Worktime Regulations and Spousal Labor Supply », *American Economic Review*, 104(1), 2014, p. 252-276.
- Gustman, Alan, et Thomas Steinmeier, « Social Security, pensions and retirement behavior within the family », *Journal of Applied Econometrics*, 19 (6), 2004, p. 723-737.
- Gustman, Alan, et Thomas Steinmeier, « Integrating retirement models », NBER Working Paper 15607, 2009.
- Haddad, Lawrence, et John Hoddinott, « Does Female Income Share Influence Household Expenditure ? Evidence from Cote-d'Ivoire », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57 (1), 1995, p. 77-96.

- Hallberg, Daniel, « Synchronous Leisure, Jointness and Household Labor Supply », *Labour Economics*, 10, 2003, p. 185-203.
- Hamermesh, Daniel S., « Togetherness : Spouses' Synchronous Leisure, and the Impact of Children », NBER Working Papers 7455, 2000.
- Hamermesh, Daniel S. (2002), « Timing, Togetherness and Time Windfalls », *Journal of Population Economics*, 15, 2002, p. 601-623.
- Krueger, Alan B., et Jörn-Steffen Pischke, « The Effect of Social Security on Labor Supply : A Cohort Analysis of the Notch Generation », *Journal of Labor Economics*, 10 (4), 1992, p. 412-437.
- Lalive, Rafael, et Stephan Staubli, « How Does Raising Women's Full Retirement Age Affect Labor Supply, Income, and Mortality ? », NBER Retirement Research Center Paper n° NB 14-09, 2015.
- Lee, David S., et Thomas Lemieux, « Regression Discontinuity Designs in Economics », *Journal of Economic Literature*, 48, 2010, p. 281-355.
- Leuthold, Jane H., « An Empirical Study of Formula Transfers and the Work Decision of the Poor », *Journal of Human Resources*, 3 (3), 1968, p. 312-323.
- Lundberg, S., et Robert A. Pollak, « Separate-Spheres Bargaining and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, Vol 101, 1993, p. 988-1010.
- Lundberg Shelly, Robert Pollak, et Terence J. Wales, « Do Husbands and Wives Pool Their Resources ? Evidence from the United Kingdom Child Benefit », *Journal of Human Resources*, 32 (3), 1997, p. 463-480.
- Maestas, Nicole, « Labor, Love and Leisure : Complementarity and the Timing of Retirement by Working Couples », Working Paper University of California, Berkeley, 2001.
- Manser, Marylin, et Murray Brown M., « Marriage and Household Decision-Making : a Bargaining Analysis », *International Economic Review*, 21 (1), 1980, p. 32-43.
- McElroy, Marjorie B., et Mary Jean Horney, « Nash-bargained household decisions : toward a generalization of the theory of demand », *International Economic Review*, 22 (2), 1981, p. 333-349.

- Mastrogiacomio, Mauro, Rob Alessie, et Maarten Lindeboom, « Retirement behaviour of Dutch ederly households », *Journal of Applied Econometrics*, 19, 2004, p. 777-793.
- Mavromaras, Kostas, et Rong Zhu, « Labour force participation of older men in Australia : the role of spousal participation », *Oxford Economic Review*, 67 (2), 2015, p. 310-333.
- Michaud, Pierre-Carl, et Frederic Vermeulen, « A collective labor supply model with complementarities in leisure : Identification and estimation by means of panel data », *Labour Economics*, 18 (2), 2011, p. 159-167.
- Moreau, Nicolas, et Elena Stancanelli, « Household Consumption at Retirement : a Regression Discontinuity Study on French Data », *Annales d'Économie et de Statistique*, 115-117, 2015, p. 253-276.
- Pencavel, John, « Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands », *American Economic Review*, Vol. 88, n° 2, 1998, p. 326-329.
- Pozzoli, Dario, et Marco Ranzani, « Old European Couples' Retirement Decisions : the Role of Love and Money », Working Paper n° 09-2, 2009.
- Rust, John, et Christopher Phelan, « How Social Security and Medicare Affect Retirement Behaviour in a World of Incomplete Markets », *Econometrica*, 65, 1997, p. 781-831.
- Schirle, Tammy, « Why Have the Labor Force Participation Rates of Older Men Increased since the Mid-1990s ? », *Journal of Labor Economics*, 26 (4), 2008, p. 549-594.
- Sédillot, Béatrice, et Emmanuelle Walraet, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Économie et Statistique*, 357-358, 2002, p. 79-102.
- Selin, Håkan, « What happens to the husband's retirement decision when the wife's retirement incentives change ? », *International Tax Public Finance*, 24, 2017, p. 432-458.
- Stancanelli, Elena, « Evaluating the impact of the French Tax Credit on the employment rate of women », *Journal of Public Economics*, 92 (10-11), 2008, p. 2036-47.

- Stancanelli, Elena, « Couples' Retirement under Individual Pension Design : a Regression Discontinuity Study for France », *Labour Economics*, 49, 2017, p. 14-26.
- Stancanelli, Elena, et Arthur Van Soest, « Partners' Leisure Time Truly Together Upon Retirement », *IZA Journal of Labor Policy*, 5-12. <https://doi.org/10.1186/s40173-016-0068-7>, 2016
- Stancanelli, Elena, et Arthur Van Soest, « Retirement and Home Production : A Regression Discontinuity approach », *American Economic Review*, 102 (3), 2012, p. 600-605.
- Stock, James H., et David Wise, « Pensions, the Option Value of Work and Retirement », *Econometrica*, 58, 1990, p. 1151-1180.
- Zhiyang, Jia, « Labor Supply of Retiring Couples and Heterogeneity in Household Decision Making Structure », *Review of the Economics of the Household*, 3 (2), 2005, p. 215-233.

Liste des graphiques, tableaux et encadrés

Graphiques

Graphique 1 : Taux d'emploi des femmes âgées de 15 à 64 ans (1970-2016)	10
Graphique 2 : Évolution du taux d'emploi des femmes et des hommes de 55 à 59 ans de 1970 à 2016. Comparaison Allemagne, États-Unis et France	11
Graphique 3 : Les conjoints ont une activité rémunérée dans une majorité des familles (OCDE 2008).	13
Graphique 4 : Différence d'âge entre époux chez les couples seniors français	34
Graphique 5 : Probabilité d'être retraité des hommes et des femmes à 60 et 55 ans	38
Graphique 6 : Effets estimés de la réforme de 1993 sur les probabilités d'être retraité des époux	42
Graphique 7 : Probabilité d'être retraité des conjoints après la réforme fictive de 1992	45
Graphique 8 : Temps dévolu aux activités de loisir par les couples de seniors	65

Tableaux

Tableau 2.I : Réforme de 1993, effets directs et d'entraînement sur les probabilités d'être retraité des conjoints	46
Tableau 2.II : Effets directs et indirects de la réforme sur la probabilité de départ à la retraite	49
Tableau 3.I : Description de l'échantillon de couples sélectionnés à partir de l'enquête Emploi du Temps 1998-1999	59

Tableau 3.II : Participation aux activités de loisir et aux tâches ménagères des couples (en minutes par jour)	61
Tableau 3.III : Emploi du temps en minutes par jour des couples biactifs occupés et retraités	62
Tableau 3.IV : Estimation des effets d'être à la retraite sur les temps de loisir des conjoints	66
Tableau 3.V : Les motivations du départ à la retraite des retraités en emploi avant de partir	69

Encadrés

Encadré 1 : De l'approche unitaire aux représentations non unitaires de la famille	
--	--

ORGANIGRAMME DU CEPREMAP

Président : Benoît Cœuré
Directeur : Daniel Cohen
Directrice adjointe : Claudia Senik

OBSERVATOIRE MACROÉCONOMIE

Jean-Olivier Hairault
François Langot
Gilles Saint-Paul
Thomas Brand
(directeur exécutif)

BIEN-ÊTRE, EMPLOI ET POLITIQUES PUBLIQUES

Observatoire bien-être

Yann Algan
Andrew Clark
Claudia Senik
Mathieu Perona
(directeur exécutif)

Travail et emploi

Luc Behaghel
Philippe Askenazy
Dominique Meurs

Économie publique et redistribution

Maya Bacache-Beauvallet
Antoine Bozio
Brigitte Dormont

MONDIALISATION, DÉVELOPPEMENT ET ENVIRONNEMENT

Mondialisation
Miren Lafourcade
Développement
Sylvie Lambert
Environnement
Katheline Schubert

Groupe Inde-Chine
Guilhem Cassan
Maelys de la Rupelle
Clément Imbert
Oliver Vanden Eynde
Thomas Vendryes

Mise en pages
TyPAO sarl
75011 Paris

Imprimerie xxxx
N° d'impression : *****
Dépôt légal : mai 2019