

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Dossier

Retraite et vieillissement

Varia

Répartition de la consommation finale de
produits agroalimentaires en valeurs ajoutées

Thematic Section

Pensions and Ageing

Varia

Breakdown of Final Consumption of
Agrifood Products Into Values Added

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

La revue est en accès libre sur le site www.insee.fr.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site www.insee.fr, rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee website www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed online. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr.

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Carole BONNET (Institut national d'études démographiques)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Olivier GODECHOT (Sciences Po, CRIS, CNRS et AxPo)
Dominique GOUX (Insee)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Ivaylo PETEV (CREST, CNRS, ENSAE, Institut Polytechnique de Paris)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'Économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France)
Pauline GIVORD (Insee et CREST)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la Sorbonne et CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Fabrice LENGART

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Dominique GOUX

Rédacteur en chef adjoint / Deputy Editor in Chief:

Riyad ABBAS

Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

Traductions / Translations: RWS Language Solutions
Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG, Royaume-Uni
FLUENT PLANET

Château Rouge Wood Parc bâtiment C-D 274 ter/3,
Avenue de la Marne, 59700 Marcq-en-Baroeul, France

Maquette PAO / CAP: LUMINESS

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne, France

Impression / Printing: PARAGON TRANSACTION

39 rue des Rivières Saint-Agnan, 58200 Cosne-Cours-sur-Loire, France

Economie et Statistique / Economics and Statistics
Numéro 546 – 2025

RETRAITE ET VIEILLISSEMENT

- 3 Introduction – Inégalités sociales de santé et inégalités de genre en matière de retraite et de vieillissement**
Camille Chaserant et Ronan Mahieu
- 11 Le recours aux pensions d'invalidité selon les revenus du travail en début de carrière**
Anam Mohammad, Delphine Roy, Maxime Tô et Todor Tochev
- 39 Permettre aux personnes qui vivent moins longtemps de partir plus tôt à la retraite : quel bilan des réformes depuis les années 1970 ?**
Patrick Aubert
- 57 Quels mécanismes de redistribution du système de retraite entre femmes et hommes ? Une approche sur cycle de vie**
Frédérique Nortier-Ribordy

AGRICULTURE

- 79 La répartition de la consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées. Essai de comparaison européenne**
Philippe Boyer et Jean-Pierre Butault

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes,
et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Introduction – Inégalités sociales de santé et inégalités de genre en matière de retraite et de vieillissement

Introduction – Health and Gender Inequalities in Retirement and Ageing

Camille Chaserant* et Ronan Mahieu**

La troisième édition du Colloque international « Retraite et Vieillesse » coorganisé par la Direction des politiques sociales de la Caisse des dépôts et consignations, l'Institut des politiques publiques, et la Chaire « Économie sociale, protection et société » de l'Université Paris I Panthéon-Sorbonne s'est déroulée les 19 et 20 octobre 2023. Les trois articles qui suivent sont issus de communications présentées lors de cet événement. Elles partagent un intérêt commun pour les inégalités de santé et leur influence sur la fin de la carrière professionnelle et la retraite.

L'allongement de l'espérance de vie constitue, depuis le début des années 1990, un argument central dans les justifications des réformes des retraites en France. Les premières réformes, à l'instar de celle de 1993, répondaient avant tout à la nécessité d'assurer la viabilité financière du système face à l'arrivée massive à la retraite des générations du baby-boom et à la dégradation du ratio cotisants / pensionnés qui en découle. À partir de la réforme de 2003, l'objectif s'est progressivement déplacé vers la répartition des gains d'espérance de vie à 60 ans entre un allongement de la durée d'activité et le maintien d'une durée de retraite soutenable, afin de garantir l'équilibre du système tout en préservant l'équité intergénérationnelle (Aubert & Rabaté, 2014). Depuis la réforme de 2014, les durées absolue et relative de retraite sont devenues des indicateurs de suivi actualisés annuellement par le Conseil d'orientation des retraites (COR) et examinés par le Comité de suivi des retraites (CSR) (Blanchet, 2023).

Selon les projections du COR fondées sur le scénario central d'espérance de vie des dernières projections démographiques de l'Insee, les résultats en termes d'équité intergénérationnelle sont contrastés : la durée de la retraite exprimée en proportion de la durée de vie totale, après un maximum de 30 % atteint pour les générations du début des années 1950, devrait baisser jusqu'à 27 % pour les générations nées à la fin des années 1960 en raison notamment de l'allongement des études et de la précarisation des carrières. La durée de la retraite devrait à nouveau augmenter à partir des générations nées dans les années 1970, l'âge moyen à la liquidation se stabilisant aux alentours de 64,5 ans alors que les gains d'espérance de vie se poursuivraient, avec une espérance de vie respectivement de 93 et 90 ans pour les filles et les garçons nés en 2022 (Blanpain, 2022). Si cette tendance se confirme, elle pourrait en première approche justifier de nouvelles réformes visant à augmenter l'âge de la retraite pour ces générations. Cela étant,

* Chaire ESoPS, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne ; ** Caisse des Dépôts.
Correspondance : ronan.mahieu@caissedesdepots.fr

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Chaserant, C. & Mahieu, R. (2025). Introduction – Health and Gender Inequalities in Retirement and Ageing. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 546, 3–10. doi: 10.24187/ecostat.2025.546.2130

comme le souligne Blanchet (2023, p. 10), toute nouvelle réforme doit « donner bien plus d'attention aux inégalités de cette durée de retraite à l'intérieur des générations ». C'est précisément à cela que s'attachent les trois articles réunis dans ce dossier. Chacun examine, sous un angle spécifique, la manière dont les inégalités sociales, de santé et de genre, déterminent l'accès à la retraite, la durée de la retraite et les dynamiques redistributives du système de retraite.

Concilier un âge d'ouverture des droits à la retraite unique avec de fortes inégalités sociales de santé : l'impossible équation

La question des inégalités sociales face à la maladie ou à la mort et leur prise en compte explicite ou implicite par le système de retraites est tout sauf un sujet nouveau. Il y a plus d'un siècle, elle anime déjà les débats au moment du vote de la loi de 1910 créant un système de retraites ouvrières et paysannes géré par capitalisation (COR, 2022). Le législateur retient alors un âge d'ouverture des droits (AOD) à pension de 65 ans, jugé alors beaucoup trop élevé par rapport à la réalité de l'espérance de vie des publics auxquels le dispositif entend s'adresser : en 1900, la probabilité pour un individu âgé de 20 ans d'atteindre 65 ans n'excède pas 46 % pour les hommes – elle a même un peu régressé en un demi-siècle (49 % en 1850) – et est à peine supérieure pour les femmes (54 %). Et encore ces chiffres sont-ils relatifs à l'ensemble de la population : la probabilité de survie des catégories ouvrières est alors certainement bien plus faible.

Dans ces conditions, le nouveau dispositif apparaît moins comme créant un droit au repos que comme une garantie de revenu minimal pour la minorité atteignant un âge (65 ans) au-delà duquel il semble à peu près inenvisageable de poursuivre une activité professionnelle. Le slogan de la Confédération Générale du Travail « Non à la retraite pour les morts ! » fédère efficacement ceux qui réclament un AOD plus en rapport avec les conditions d'existence, notamment des ouvriers. Du reste, l'AOD est abaissé à 60 ans dès 1912. Pour autant, les débats mettent en évidence la difficulté (l'impossibilité ?) de trouver un AOD qui fournisse une réponse adaptée à la grande variété des situations individuelles, amenant certains à plaider pour la mise en place en parallèle d'un véritable risque invalidité – à l'instar de ce qui avait été entrepris dès 1889 en Allemagne – mais qui ne verra le jour en France qu'avec la loi sur les assurances sociales de 1928 (et sera généralisé en 1945). Citons Édouard Vaillant, alors député SFIO : « L'ouvrier des villes est vieux souvent à 40 ou 45 ans. Toute fixation d'âge est d'ailleurs arbitraire. Suffisante pour l'un, elle est insuffisante pour l'autre. C'est à l'invalidité que doit commencer la retraite. [...] Ainsi, en dehors des ressources budgétaires plus considérables à demander chaque année dans la loi de finances, une réforme urgente, nécessaire, c'est d'avoir une loi d'assurance contre l'invalidité. Ce n'est pas, je le répète, au moment où un homme atteint tel âge, fixé arbitrairement, quand même ce serait 50 ans, c'est au moment où ses forces diminuent, que doit commencer sa retraite. » (cité dans Candar & Dreux, 2011).

Bien sûr, le contexte démographique a considérablement changé en un peu plus d'un siècle. Déjà, lors de la création de la Sécurité sociale en 1945, la probabilité de survie à 65 ans d'un individu ayant 20 ans s'élève à environ 65 % pour un homme et approche les 80 % pour une femme (Vallin & Meslé, 2001). En 2022, elle est de 86 % : une augmentation de 40 points en un peu plus d'un siècle pour les hommes permise notamment par l'amélioration de l'hygiène, la vaccination et l'essor des antibiotiques qui ont fait chuter la mortalité prématurée (avant 65 ans) due aux maladies infectieuses. Mais si bénéficier de sa retraite est devenu la norme, les inégalités sociales d'espérance de vie – et donc indirectement de durée de la retraite – demeurent d'actualité. Et ce peut-être d'autant plus que les gains d'espérance de vie à 65 ans, après plusieurs décennies d'augmentation spectaculaire, sont maintenant de plus en plus faibles. La probabilité pour une femme âgée de 65 ans d'être encore en vie à 80 ans a par exemple bondi de 31 points (passant de 48 % à 79 %) entre 1950 et 2000, mais n'a augmenté que de 4 points entre 2000 et 2022, année où elle s'établit à 83 %.

À cette préoccupation quant aux inégalités sociales devant la durée passée à la retraite se greffe l'inquiétude quant à la capacité des salariés à se maintenir en emploi jusqu'à l'âge

de départ à la retraite à taux plein, lui-même retardé par l’allongement des études et les réformes successives des retraites. À cet égard, les vingt dernières années marquent une rupture importante : jusqu’au début des années 2000, les politiques publiques subventionnent au contraire les départs précoces, et sur la base de critères souvent peu liés à l’état de santé des personnes concernées. C’est le cas notamment des dispositifs sectoriels de préretraite (très répandus dans la sidérurgie et l’automobile) ou des dispositifs plus généraux fondés sur l’idée que les départs précoces des seniors faciliteraient l’insertion des jeunes sur le marché du travail (comme à la fin des années 1990 avec l’Allocation de remplacement pour l’emploi – ARPE).

L’inquiétude actuelle des salariés quant à leur capacité à « tenir » jusqu’à l’âge de départ à taux plein est motivée par des raisons diverses : les stéréotypes négatifs sur les seniors (pas assez adaptables, trop chers...) encore bien ancrés dans les mentalités, mais aussi les problèmes de santé (qu’ils soient ou non liés aux emplois occupés tout au long de la carrière) incompatibles avec une poursuite de l’activité sans a minima une adaptation des conditions de travail des salariés concernés. Or la fréquence des problèmes de santé augmente avec l’âge et présente toujours un gradient social marqué : les plus modestes souffrent plus fréquemment de maladies chroniques – conduisant avec l’avancée en âge à des polyopathologies – et de syndromes dépressifs (Bagein *et al.*, 2022). Dans ce contexte l’étude des inégalités sociales de santé et de leur articulation avec les dispositifs de fin de carrière professionnelle et de retraite présente un intérêt renouvelé.

Inégalités sociales de santé et invalidité

L’article d’**Anam Mohammad, Delphine Roy, Maxime Tô et Todor Tochev** aborde cette question des inégalités de santé, non du point de vue classique de l’espérance de vie, mais par le prisme du risque d’invalidité – la corrélation entre invalidité et espérance de vie réduite étant par ailleurs établie (Bulcourt *et al.*, 2022). L’étude mobilise à cet effet les échantillons interrégimes de cotisants (EIC) 2009 et 2017 de la Drees, enrichis par appariement avec le panel tous salariés (PTS) et l’échantillon démographique permanent (EDP). Ces données permettent un suivi longitudinal des carrières de l’ensemble des salariés (y compris ceux de la fonction publique) et donc de relier la survenue de l’invalidité avec le déroulement antérieur de leur carrière.

Les auteurs se concentrent sur l’occurrence de l’invalidité précoce, à savoir la probabilité pour des individus en vie à 35 ans de connaître un épisode d’invalidité avant l’âge de 60 ans. L’étude s’intéresse tout particulièrement au lien entre invalidité précoce et positionnement dans l’échelle des rémunérations avant 35 ans (appréhendée par les déciles de revenus du travail), tout en intégrant diverses variables de contrôle telles que le diplôme, la catégorie socioprofessionnelle et le secteur d’activité avant 35 ans, et deux indicateurs de fragilité évalués avant 35 ans : l’existence de périodes validées au titre du chômage d’une part, au titre d’arrêts maladie (ou maternité pour les femmes) d’autre part.

L’étude met en évidence un gradient marqué de la survenue précoce de l’invalidité selon la position dans l’échelle des rémunérations avant 35 ans. Pour les hommes comme pour les femmes, la probabilité d’entrer en invalidité avant 60 ans est presque 2,5 fois plus faible dans les deux déciles supérieurs que dans les déciles intermédiaires. Pour les seuls hommes, elle est jusqu’à 1,5 fois plus élevée dans les déciles inférieurs que dans les déciles intermédiaires. Le gradient persiste, bien qu’atténué, après prise en compte du diplôme, ainsi que de la catégorie socioprofessionnelle, du secteur d’activité et des indicateurs de fragilité observés avant 35 ans. En particulier les hommes ayant validé avant 35 ans des trimestres au titre de la maladie ont une probabilité 2,5 fois plus élevée que les autres de connaître une période d’invalidité avant 60 ans. Comme le notent les auteurs, ce résultat suggère que d’éventuelles caractéristiques inobservées de santé pourraient jouer simultanément sur la position dans la hiérarchie salariale à 35 ans et l’occurrence de l’invalidité précoce, de sorte que l’on ne peut conclure à un effet causal du niveau de revenus du travail individuel sur l’invalidité.

Les auteurs proposent en outre un éclairage supplémentaire en examinant comment ces résultats évoluent d’une génération à l’autre, et en fonction de la borne d’âge retenue

pour l'entrée en invalidité. Il en ressort notamment que le gradient d'occurrence de l'invalidité en fonction de la position dans la hiérarchie des rémunérations avant 35 ans est beaucoup plus marqué pour les entrées très précoces en invalidité. Alors que l'on n'observe pas de gradient significatif dans le bas de l'échelle des rémunérations si l'on se concentre sur les entrées en invalidité avant 60 ans, retenir un âge plus jeune d'entrée en invalidité fait apparaître un gradient social massif : pour les hommes la probabilité d'entrer en invalidité avant 40 ans est quatre fois plus élevée dans le premier que dans le cinquième décile, et pour les femmes elle est deux fois plus élevée. Par ailleurs, si l'on analyse les entrées en invalidité avant 40 ou 45 ans, pour les hommes comme pour les femmes, le surcroît de risque invalidité pour le premier décile par rapport au cinquième décile augmente significativement entre les générations 1950-1958 et 1967-1975.

Peut-être ces évolutions sont-elles à mettre en regard de celles de la pénibilité du travail. Depuis les années 1980, les indicateurs de pénibilité se dégradent, en particulier pour les moins bien rémunérés : la proportion de ceux qui portent des charges lourdes, restent longtemps dans une posture pénible, ou effectuent des mouvements douloureux au travail augmente entre 1984 et 2019 (Algava & Nass 2023). Les conditions de travail difficiles dans les métiers très féminisés de la santé, du médico-social et des services à la personne augmentent les risques psycho-sociaux, dont les effets sur la santé mentale et les risques d'accident du travail sont avérés (Boini *et al.*, 2024). Barnay & Defebvre (2021) montrent d'ailleurs que le départ à la retraite améliore l'état de santé, l'impact étant d'autant plus marqué que les salariés ont été exposés à des risques physiques et/ou psycho-sociaux dans leur carrière professionnelle.

L'accentuation du gradient d'entrée en invalidité précoce pour les générations les plus récentes pourrait annoncer une aggravation des inégalités sociales en termes d'espérance de vie. À cet égard il convient de noter que l'augmentation de l'entrée en invalidité spécifiquement aux âges élevés imputable aux réformes des retraites – telle que documentée par Solard (2016) sur un champ excluant la fonction publique et plus récemment par Joubert & Langevin (2025) chez les fonctionnaires territoriaux – ne peut pas en revanche être considérée comme annonciatrice d'une diminution de l'espérance de vie. Elle traduit plutôt un effet mécanique de report partiel vers l'invalidité de personnes à l'état de santé trop dégradé à 60 ans pour qu'elles poursuivent leur activité professionnelle, et qui ne peuvent plus bénéficier à 60 ans de leur pension de retraite du fait des réformes. Dans le même esprit, Caroli *et al.* (2023) mettent en évidence que le report de 60 à 62 ans de l'AOD en application de la réforme de 2010 a entraîné chez les premières générations concernées une augmentation entre 60 et 62 ans des absences pour maladie comme des consultations de spécialistes, et donc un impact haussier sur la dépense de santé.

Inégalités sociales d'espérance de vie et âge de la retraite

Le second article de ce dossier porte aussi sur la prise en compte des inégalités sociales de santé, mais cette fois-ci dans le cadre du système de retraite, dans un contexte de réformes visant à rétablir l'équilibre financier via notamment un report de l'AOD. Dans cet article, **Patrick Aubert** retrace tout d'abord avec soin l'évolution depuis 1945 des critères sur lesquels ont été fondés les dispositifs dérogatoires permettant le départ « à taux plein » avant l'âge inconditionnel du « taux plein », qui est demeuré égal à 65 ans de 1945 jusqu'à la réforme de 2010, qui le porte en quelques années à 67 ans¹. Cette démarche instructive met en évidence un jeu de balancier entre d'un côté les critères relatifs à la compatibilité de l'état de santé avec le maintien en emploi, et de l'autre, ceux relatifs à la durée de la carrière.

Le système mis en place en 1945 combine les deux approches. Le droit au départ au taux plein dès 60 ans est en effet ouvert aux « *assurés qui justifient d'au moins trente années d'assurance et qui ont exercé pendant au moins vingt années une activité particulièrement pénible de nature à provoquer l'usure prématurée de l'organisme ou sont reconnus inaptes* ».

1. L'usage des guillemets se justifie par le fait que l'emploi de cette expression ne s'est imposé que très progressivement, au gré des modifications apportées à la législation applicable au calcul des droits à pension.

au travail par la caisse d'assurance vieillesse »². Cette approche prévaut jusqu'aux années 1970 où le bénéfice du taux plein dès 60 ans est étendu. En 1971, la condition de durée d'assurance est supprimée pour les départs pour inaptitude. En 1975, le bénéfice du taux plein dès 60 ans est étendu aux « *travailleurs manuels salariés justifiant d'une longue durée d'assurance* », fixée initialement à 43 années puis revue à la baisse³. En 1977, il est accordé aux femmes ayant eu une carrière complète (37,5 années).

Les dérogations fondées principalement sur le critère de durée d'assurance sont dès lors promises à un bel avenir. L'ordonnance de 1982 réduit la durée d'assurance permettant le départ au taux plein dès 60 ans à 37,5 années pour tous. La réforme de 2003 allonge de nouveau la durée d'assurance requise pour bénéficier du taux plein, mais introduit le dispositif des « *carrières longues* » permettant de liquider ses droits plus tôt, même avant 60 ans, sur la base d'un double critère de durée minimale d'assurance et d'âge maximal d'entrée sur le marché du travail. L'utilisation de ces critères est motivée par un souci de réduction des inégalités sociales de durée de vie à la retraite, comme le souligne le rapport préalable à l'ordonnance de 1982.

Outre cette indispensable mise en perspective, l'apport majeur de l'article est d'étudier dans quelle mesure le présumé sous-jacent à ces évolutions réglementaires, à savoir que le recours à ces critères de durée d'assurance et d'âge d'entrée dans la vie active est pertinent pour réduire les inégalités sociales de durée de la retraite, est effectivement corroboré par les données statistiques. À cet effet, l'auteur recourt aux vagues successives des échantillons interrégimes de retraités de la Drees pour étudier le lien entre l'âge de début d'activité, l'âge d'atteinte du taux plein et l'espérance de vie pour les générations nées entre 1906 et 1950. L'auteur confirme ainsi empiriquement que les assurés ayant commencé à travailler tôt ont effectivement une espérance de vie plus faible. En revanche, aucun lien clair n'apparaît entre l'espérance de vie à 60 ans et l'âge d'atteinte du taux plein. En d'autres termes, les règles actuellement applicables au départ à la retraite à taux plein ne permettent pas réellement de contrebalancer les inégalités sociales d'espérance de vie. Ce résultat tient au fait que la durée d'assurance est un critère très imparfait pour tenir compte des disparités d'âge de début de carrière, dans la mesure notamment où toutes les carrières ne sont pas continues. Ainsi, parmi les femmes (chez lesquelles les carrières hachées sont plus fréquentes, notamment pour les peu diplômées dont l'espérance de vie est plus faible), celles qui peuvent partir en retraite plus tôt ont même en général une espérance de vie à 60 ans plus élevée que les autres.

Inégalités de genre et retraite

L'article de **Frédérique Nortier-Ribordy**, le troisième de ce dossier, utilise une approche par le cycle de vie pour évaluer la redistributivité du système de retraite entre les hommes et les femmes. En 2022, le montant moyen de la pension de droit direct des femmes demeure inférieur de 38 % à celui des hommes, malgré une réduction de cet écart au fil des générations. L'article permet de dépasser ce constat brut en intégrant l'impact des disparités en termes salariaux, d'âge de départ et de longévité entre hommes et femmes pour évaluer le retour sur contributions, ou taux de récupération, c'est-à-dire le rapport entre la somme actualisée des cotisations versées au long de la carrière professionnelle et celle des pensions perçues durant la retraite.

Ces taux de récupération sont estimés sur neuf cas-types de carrière au sein du secteur privé, qui diffèrent selon la catégorie socioprofessionnelle, le genre, la quotité de travail durant la carrière, d'éventuelles interruptions de carrière pour les femmes et, bien sûr, le salaire perçu. Tous sont supposés partir à la retraite à taux plein, soit au terme de la durée d'assurance nécessaire (43 ans pour les générations nées à partir de 1965), soit à l'âge d'annulation de la décote. La durée de leur retraite est obtenue comme leur espérance de vie à l'âge de liquidation. Les taux de récupération ainsi obtenus sont, à catégorie

2. Article 64 de l'ordonnance n°45/2454 du 19 octobre 1945 relative au régime des assurances sociales applicable aux assurés des professions non agricoles.

3. Il est dans le même temps étendu aux mères de famille ouvrières ayant élevé au moins trois enfants, non pas pour des raisons d'état de santé ou de durée d'assurance, mais par une politique familiale nataliste.

cadre/non-cadre donnée, systématiquement plus élevés pour les cas-types féminins que masculins : mais les écarts entre hommes et femmes sont beaucoup plus marqués pour les non-cadres que les cadres, avec notamment des taux de récupération très élevés (de l'ordre de 250 %) pour les femmes au Smic.

Tout l'intérêt de la démarche adoptée est d'identifier ce qui dans ces écarts est imputable aux dispositifs explicites de solidarité (minimum contributif, majorations de durée pour enfants, majoration du montant de pension pour les personnes ayant élevé au moins trois enfants, assurance vieillesse des parents au foyer – AVPF), et ce qui relève d'autres facteurs. F. Nortier-Ribordy montre en effet que le cœur du système de retraite, hors tout dispositif explicite de solidarité, organise une forte redistribution implicite des hommes vers les femmes via essentiellement deux canaux.

Les allègements de cotisations employeur sur les bas salaires constituent le premier canal : les femmes sont en effet sur-représentées parmi les salariés rémunérés autour du Smic (Dares, 2023) et tant leurs salaires que leurs évolutions de carrière sont plus faibles que pour les hommes. Les femmes sont dès lors globalement moins contributrices au système de retraite que les hommes, ce qui majore leurs taux de récupération. Autrement dit, la redistributivité du système de retraite envers les femmes reflète en grande partie les inégalités de genre sur le marché du travail.

La durée de vie à la retraite plus élevée des femmes représente le second canal – même si son impact sur la redistribution est inférieur à celui des inégalités sur le marché du travail : si l'âge moyen de liquidation des femmes est aujourd'hui encore un peu inférieur à celui des hommes (COR, 2024) leur espérance de vie à 65 ans est supérieure de 3,7 années à celle des hommes en 2024. La prise en compte des dispositifs explicites de solidarité accentue naturellement la redistribution vers les femmes, puisqu'ils leur bénéficient très majoritairement – à l'exception notable des majorations de pensions pour les personnes ayant élevé au moins trois enfants. L'article met notamment en évidence des taux de récupération extrêmement élevés (plus de 800 %) pour les femmes ayant connu une interruption de carrière longue et bénéficié de l'AVPF.

Toutefois, l'article ne prend pas en compte l'impact des réversions, comparativement généreuses en France même si les règles varient beaucoup entre régimes, rendant le dispositif peu lisible pour les assurés. Or, en 2022, 88 % des bénéficiaires d'une pension de réversion sont des femmes (Drees, 2024) : cette part écrasante des femmes est liée à des facteurs démographiques (plus grande longévité, âge en moyenne plus élevé des hommes au sein des couples) mais doit aussi aux conditions de ressources applicables en matière de réversion dans certains régimes, dont le régime général : ces conditions de ressources écartent davantage les veufs (qui ont des revenus individuels en moyenne plus élevés, qu'il s'agisse de revenus d'activité ou de pensions de retraite) que les veuves. La prise en compte des dispositifs de réversion accroîtrait donc encore l'écart de taux de récupération entre hommes et femmes. On peut toutefois s'interroger sur l'ampleur de cet impact des réversions à l'avenir, du fait à la fois de la baisse du nombre de mariages (le bénéfice de la réversion y étant conditionné) et de la diminution progressive de l'écart moyen de montant de pension de droit direct entre hommes et femmes (Di Porto & Ghernaout, 2020).

Enfin, si la plus grande longévité des femmes leur confère indiscutablement un avantage quantitatif si on l'appréhende via le prisme du taux de récupération, on peut se demander si le bénéfice de cette espérance de vie plus élevée est aussi net en termes de bien-être. La prévalence d'incapacités à partir de 65 ans est systématiquement plus élevée pour les femmes que pour les hommes (Deroyon, 2024) et le surcroît d'années de vie des femmes par rapport aux hommes est majoritairement vécu en mauvaise santé (Cambois, 2019). Les femmes et les hommes développent en effet des pathologies différentes, plus létales pour les hommes mais plus invalidantes pour les femmes. Ces différences face au vieillissement proviennent principalement d'inégalités de genre professionnelles et non professionnelles : les femmes sont sur-représentées dans les carrières peu qualifiées, faiblement ascendantes et interrompues, ce qui est significativement lié à des troubles mentaux et physiques plus fréquents (Cambois *et al.*, 2017). L'articulation entre la vie

professionnelle et la vie familiale leur incombe en outre très majoritairement (Pailhé *et al.*, 2022) ainsi que le rôle d'aïdant d'une personne proche en perte d'autonomie, avec des conséquences négatives sur leur propre santé (Toulemon, 2024). L'avantage comparatif conféré par une espérance de vie plus élevée s'apprécie aussi à l'aune des inégalités sociales de santé... □

BIBLIOGRAPHIE

- Algava, E. & Nass, S. (2023).** *35 ans d'évolutions des conditions de travail*. Datavisualisation DARES.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/donnees/35-ans-devolutions-des-conditions-de-travail>
- Aubert, P. & Rabaté, S. (2014).** Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ? *Économie et Statistique*, 474, 69–95.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377630?sommaire=1377636>
- Bagein, G., Costemalle, V., Deroyon, T., Hazo, J.-B., Naouri, D., Pesonel, E. & Vilain, A. (2022).** L'état de santé de la population en France. *Les dossiers de la Drees* N° 102, septembre.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2022-09/DD102EMB.pdf>
- Barnay, T. & Defebvre, E. (2021).** Retired at Last? Past Working Conditions and the Role of Retirement in Health Status. *Annals of Economics and Statistics*, 144, 39–74.
<https://doi.org/10.15609/annaconstat2009.144.0039>
- Blanchet, D. (2023).** Ageing, Pensions and Dependency – Introduction. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 3–12. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2023.538.2089>
- Blanpain, N. (2022).** Les filles nées en 2022 pourraient vivre en moyenne 93 ans, les garçons 90 ans. *Insee Première* N° 1927. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6655536>
- Boini, S., Colin, R., Langevin, V. & Gautier, M. A. (2024).** Effets des expositions psychosociales sur la santé des salariés. Mise à jour des connaissances épidémiologiques. INRS, *Références en santé au travail* N° 180, décembre. <https://www.inrs.fr/media.html?refINRS=TP+57>
- Bulcourt, M., Lemonnier, A. & Soulat, L. (2022).** Espérance de vie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers : un regard sur des emplois spécifiques. *Questions Politiques Sociales – Les études* N° 39, décembre.
<https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/sites/default/files/QPS39.pdf>
- Cambois, E. (2019).** Différences de genre face au vieillissement en bonne santé : une imbrication des dynamiques démographiques, des parcours de vie et des politiques publiques. *Questions de santé publique* N° 36, avril. <https://doi.org/10.1051/qsp/2019036>
- Cambois, E., Garrouste, C. & Pailhé, A. (2017).** Gender career divide and women's disadvantage in depressive symptoms and physical limitations in France. *SSM: Population Health*, 3, 81–88. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2016.12.008>
- Candar, G. & Dreux, G. (2011).** Le sens du mouvement : la loi sur les retraites ouvrières et payannes. Société d'études jaurésiennes – « Cahiers Jaurès » N° 199.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2022-12/Doc_06_Candar_Dreux.pdf
- Caroli, E., Pollak, C. & Roger, M. (2023).** The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 49–67. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2023.538.2092>
- COR (2022).** Cadrage statistique. Histoire de la retraite. *Document* N° 2. Séance plénière du 15 décembre 2022.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2022-12/Doc_02_Cadrage_Stat_0.pdf
- COR (2024).** Évolutions et perspectives des retraites en France. Rapport annuel, juin.
https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2024-06/RA_2024_finale.pdf
- Dares (2023).** La revalorisation du Smic au 1^{er} janvier 2023. Nouvelle hausse marquée du nombre de bénéficiaires. *Dares Résultats* N° 71.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/03a542ff7b4354f512c14ce0fe6b92ac/Dares_DR%20Revalorisation%20Smic%20au%201er%20janvier%202023.pdf

- Deroyon, T. (2024).** L'espérance de vie sans incapacité à 65 ans est de 12 ans pour les femmes et de 10,5 ans pour les hommes en 2023. Drees, *Études et résultats* N° 1323.
<https://www.drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2024-12/ER1323M.pdf>
- Di Porto, A. & Ghernaout, N. (2020).** La pension de réversion au régime général au fil des générations. *Retraite et société*, 83, 75–106.
https://www.statistiques-recherche.lassuranceretraite.fr/app/uploads/2020/09/RS83-Extrait-Di-Porto_Ghernaout-Pensions-de-reversion_retraite-societe.pdf
- Drees (2024).** *Les retraités et les retraites* – Édition 2024, Cheloudko, P., Marino, A. (dir.). Panorama de la Drees Social.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2024-10/RR24.pdf>
- Insee (2024).** Revenu, niveau de vie et pauvreté en 2021 – Enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS). *Insee Résultats*, mars. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/7766297>
- Pailhé, A., Solaz, A. & Wilner, L. (2022).** Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 3–25 (First published online: July 2022).
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2022.536.2086>
- Solard, G. (2016).** L'effet de la réforme de 2010 sur les pensions d'invalidité. *Les Dossiers de la Drees* N° 6, octobre.
- Toulemon, L. (2024).** Perte d'autonomie : quels effets sur la santé des proches aidants ? Analyses à partir de l'enquête CARE-Ménages. *Les dossiers de la Drees* N° 122, octobre.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2024-10/DD122.pdf>
- Vallin, J. & Meslé, F. (2001).** Tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècles et projections pour le XXI^e siècle. Ined, *Données statistiques* N° 4-2001.
https://www.ined.fr/Xtradocs/cdrom_vallin_mesle/texte.pdf
-

Le recours aux pensions d'invalidité selon les revenus du travail en début de carrière

How Does the Probability of Benefiting From a Disability Pension Vary With Early Career Earned Income?

Anam Mohammad*, Delphine Roy**, Maxime Tô***
et Todor Tochev**

Résumé – Cet article analyse le lien entre revenus du travail en début de carrière et risque de devenir bénéficiaire d'une pension d'invalidité à différents âges, à partir des échantillons interrégimes des cotisants (EIC, 2009-2017). Pour les hommes, nous mettons en évidence un gradient marqué : le risque d'invalidité est 1,5 fois plus élevé pour les premiers déciles par rapport à la médiane, et 2,5 fois plus faible pour le dernier décile. Ce gradient, moins prononcé chez les femmes, persiste après contrôle des caractéristiques socioprofessionnelles et de santé en début de carrière, même s'il est alors atténué. Les inégalités face à l'invalidité sont particulièrement fortes aux âges où elle est encore relativement rare (entre 40 et 50 ans) et se sont accentuées au fil des générations récentes, pour les hommes. La probabilité de bénéficier d'une pension d'invalidité de façon précoce semble donc être un indicateur pertinent d'inégalités de santé.

Abstract – *In this article, we analyse the links between earned income in the early years of an individual's career, and the risk that they will become beneficiaries of a disability pension at different points in later life, using the inter-pension schemes sample (EIC, 2009-2017). For men, we identify a clear gradient: the risk of benefiting from a disability pension is 1.5 times greater than the median for the lowest income deciles, and 2.5 times lower for the top decile. This gradient, which is less pronounced for women, remains present even when controlling for socio-professional status and health parameters in the early career, although it is attenuated. Inequality with regard to disability is particularly high at the ages when disability remains relatively rare (between the ages of 40 and 50), and has become more pronounced among more recent generations of men. The probability that an individual will receive a disability pension at an early age thus appears to be a relevant indicator of health inequality.*

JEL : J14, I14, H55

Mots-clés : invalidité, inégalités sociales de santé, retraite, protection sociale, revenu

Keywords: disability, health inequality, pension, social protection, income

* Institut des Politiques Publiques – DREES ; ** Institut des Politiques Publiques ; *** Institut des Politiques Publiques - Institute for Fiscal Studies – CREST.
Correspondance : maxime.to@ipp.eu

Nous remercions Patrick Aubert, Dominique Goux, Julie Labarthe, Anthony Marino, Pauline Meinzel, ainsi que les deux rapporteurs pour leurs commentaires et suggestions.

Reçu en janvier 2024, accepté en mai 2025.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Mohammad, A., Roy, D., Tô, M. & Tochev, T. (2025). How Does the Probability of Benefiting From a Disability Pension Vary With Early Career Earned Income? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 546, 11–37. doi: 10.24187/ecostat.2025.546.2131

Les liens entre inégalités de santé et inégalités de revenus font l'objet de débats importants dans la littérature économique et épidémiologique. Si la corrélation entre un état de santé dégradé et de faibles revenus est largement documentée, la nature et le sens de la causalité restent discutés (Deaton, 2002 ; Pickett & Wilkinson, 2015 ; Barnay & Jusot, 2018). Un mauvais état de santé peut en effet entraver l'insertion professionnelle et la progression des revenus, particulièrement dans le cas du handicap où cette relation apparaît marquée (Banks *et al.*, 2024 ; Minkler *et al.*, 2006 ; Enroth & Fors, 2021 ; Chatzitheochari *et al.*, 2022). Inversement, de faibles revenus peuvent constituer un frein à l'accès aux soins et, plus généralement, à l'adoption de comportements favorables à la santé.

Des recherches récentes ont mis en évidence la complexité des mécanismes causaux. Une partie de ces inégalités trouve son origine dès l'enfance (Case *et al.*, 2002 ; Apouey & Geoffard, 2015, 2016), voire à la naissance (Panico *et al.*, 2015 ; Panico & Tô, 2023) : la survenue précoce d'un handicap peut compromettre la poursuite d'études et l'accès à l'emploi. D'autre part, les individus aux revenus les plus faibles développent des maladies chroniques plus précocement, et les personnes atteintes de maladies chroniques connaissent plus souvent des trajectoires de revenus descendantes (Danesh *et al.*, 2024). Ces recherches ont également montré que l'impact des accidents sur la suite de la carrière était plus important pour les femmes que pour les hommes (Duguet & Le Clainche, 2014). Ces inégalités de santé se retrouvent dans les gradients d'espérance de vie selon le revenu, amplement documentés depuis les travaux de Chetty *et al.* (2016) aux États-Unis. En France, si ce gradient existe également (Blanpain, 2018 ; Mélard *et al.*, 2024), il apparaît moins prononcé.

L'étude des pensions d'invalidité offre une perspective particulièrement intéressante pour analyser ces inégalités de santé. En effet, l'attribution d'une pension d'invalidité, conditionnée à une incapacité de travail d'origine non professionnelle, constitue un marqueur objectif de l'état de santé. Cette mesure est d'autant plus pertinente que les personnes en situation d'invalidité connaissent une espérance de vie significativement réduite (Aubert, 2024), soulignant ainsi le caractère défavorable de cette situation sur le plan sanitaire. Notre article s'appuie sur les données de l'échantillon inter-régimes des cotisants (EIC) empilées de 2009 à 2017 pour examiner le lien entre le niveau de revenus individuels du travail entre 30 et 35 ans

et la probabilité de devenir bénéficiaire d'une pension d'invalidité à un âge ultérieur. Nous explorons en particulier quatre questions.

Premièrement, nous analysons le pouvoir prédictif du revenu du travail entre 30 et 35 ans sur la probabilité de bénéficier ultérieurement d'une pension d'invalidité, et décrivons comment cette probabilité varie avec le revenu. Deuxièmement, nous examinons dans quelle mesure ce lien entre revenus et probabilité d'invalidité, que nous appellerons dans la suite « gradient », est le reflet d'autres caractéristiques individuelles corrélées aux revenus, telles que le niveau de diplôme, la catégorie socioprofessionnelle ou le secteur d'activité¹. Troisièmement, nous étudions la dynamique d'évolution de ce gradient au cours de la vie active, afin de mieux comprendre à quels moments se creusent les inégalités face à l'invalidité. Enfin, nous analysons l'évolution de ce gradient au fil des générations récentes, apportant un éclairage sur la dynamique temporelle des inégalités de santé telles qu'elles se reflètent dans l'incapacité de travail reconnue par les pensions d'invalidité.

Nos résultats révèlent l'existence d'un gradient marqué, particulièrement prononcé chez les hommes, pour lesquels le risque de connaître l'invalidité est jusqu'à 1,5 fois plus élevé pour les premiers déciles de revenus par rapport à la médiane². Ce gradient persiste, quoique atténué, après la prise en compte des caractéristiques socioprofessionnelles. De manière frappante, les inégalités apparaissent particulièrement fortes aux âges relativement jeunes (40 à 45 ans) et tendent à s'atténuer aux âges plus élevés. Pour les hommes, elles tendent à s'accroître au fil des générations, notamment dans le bas de la distribution des revenus.

La suite de cet article est organisée de la manière suivante. Les sections 1 et 2 détaillent le contexte institutionnel et les données utilisées. La section 3 présente les méthodes empiriques utilisées et la section 4 les résultats, avant la conclusion.

1. De manière analogue à la littérature en santé publique et épidémiologie (voir, par exemple Marmot *et al.*, 1991), nous appelons « gradient » la relation épidémiologique entre revenus du travail et probabilité de connaître l'invalidité, c'est-à-dire le fait que le risque d'invalidité diffère selon le niveau de revenu.

2. Dans la suite de l'article, par simplification, on utilisera parfois « invalidité » pour signifier « bénéfice d'une pension d'invalidité ». Lorsqu'on voudra parler de l'état d'invalidité pris indépendamment de la perception d'une pension, c'est-à-dire au sens d'une « altération des fonctions qui entraîne une restriction d'activité », on parlera plutôt de handicap, afin de ne pas créer de confusion avec l'invalidité au sens institutionnel de « bénéfice d'une pension d'invalidité ».

1. Contexte institutionnel

Cet article contribue à décrire la population des bénéficiaires des pensions d'invalidité. Différentes études ont permis d'établir l'importance de ce dispositif dans les fins de carrières des travailleurs (Barnay, 2008) et l'augmentation de la prévalence de l'invalidité avec l'élévation des bornes d'âge du système des retraites (Aubert *et al.*, 2016 ; Rabaté & Rochut, 2020). Plusieurs publications de la Caisse nationale d'assurance vieillesse - CNAV (Di Porto, 2011 ; Couhin & Floderer, 2023) ont par ailleurs décrit le profil des retraités pour inaptitude. Le dispositif de la retraite au titre de l'inaptitude permet aux assurés du secteur privé reconnus inaptes au travail d'obtenir une retraite au taux plein dès l'âge légal, et cela, quelle que soit la durée d'assurance validée. La retraite pour inaptitude doit donc être distinguée de l'invalidité, même si la majorité (55 %) des retraités pour inaptitude sont des personnes ayant bénéficié de pensions d'invalidité et qui, à l'âge d'ouverture des droits à la retraite, bénéficient de la retraite pour inaptitude³. La retraite pour inaptitude ne concerne que les salariés du secteur privé, et notre étude couvre ainsi un champ plus large. Les fonctionnaires reconnus invalides perçoivent une pension de retraite servie par anticipation au titre de l'invalidité.

Mis à part ces études sur le régime général, il existe en France peu d'analyses reliant le bénéfice d'une pension d'invalidité aux carrières des travailleurs⁴. Ce déficit est en partie lié à la difficulté d'accès aux données individuelles permettant une telle analyse, comme les données de l'EIC ou celles de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR). Ce manque apparaît comme particulièrement dommageable étant donné l'importance quantitative des pensions d'invalidité dans notre système de protection sociale : elles concernent près de 827 000 personnes en 2021, pour une dépense annuelle de plus de 8,2 milliards d'euros (Marc *et al.*, 2022). Pour une génération donnée, plus de 7 % des travailleurs passent par l'invalidité (Marino & Cheloudko, 2024), et cette part de la population est susceptible de s'accroître avec les réformes récentes du système des retraites (Aubert *et al.*, 2016).

1.1. L'invalidité, un risque couvert par une multitude de caisses, entre retraites et maladie

Les pensions d'invalidité sont des prestations de sécurité sociale versées aux assurés dont la capacité de travail est réduite de façon substantielle

et permanente, à la suite d'un accident ou d'une maladie d'origine non professionnelle. Les pathologies entraînant l'invalidité sont diverses. On y trouve les troubles de la santé mentale, les maladies du système ostéo-articulaire, les tumeurs malignes, les AVC, les accidents, etc. Les bénéficiaires d'une pension d'invalidité cumulent souvent plusieurs pathologies (Cour des comptes, 2019).

Une fois l'invalidité reconnue, celle-ci donne droit à une pension qui compense en partie la réduction ou la perte du revenu professionnel. En France, l'assurance invalidité a d'abord été créée pour les agents publics sous la forme de pensions de retraite anticipée, puis au sein de l'assurance maladie pour les salariés du secteur privé. Aujourd'hui, ces pensions sont versées par la Caisse nationale de l'assurance maladie (CNAM) pour les salariés du régime général ou par les caisses de retraites pour les fonctionnaires et les salariés affiliés à des régimes spéciaux.

D'après l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR), 843 000 personnes perçoivent une pension d'invalidité de droit direct fin 2022. 12,5 % d'entre eux sont de nouveaux bénéficiaires en 2022. La grande majorité des invalides (85,5 %) sont affiliés au régime général. Ils sont 9,5 % à percevoir une pension d'un régime de la fonction publique (fonction publique de l'État (FPE) civils ou militaires, Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales (CNRACL)). La répartition femmes-hommes des invalides est plutôt similaire à la structure par sexe dans chaque régime : la part des femmes parmi les invalides des régimes de la fonction publique (hors militaires) est plus élevée que celle des femmes parmi les invalides des régimes du secteur privé (63 % de femmes au sein de la FPEC et 69 % à la CNRACL, contre 56 % à la CNAM et 58 % à la caisse nationale des industries électriques et gazières (CNIÉG)) (Marino & Cheloudko, 2024).

3. Les autres départs à la retraite pour inaptitude concernent les bénéficiaires de l'allocation pour adulte handicapé (AAH), qui peuvent également demander une pension pour inaptitude à l'âge d'ouverture des droits, et d'autres personnes qui font la demande uniquement au moment de partir en retraite. Dans notre travail, nous n'observons pas l'AAH. Le bénéfice de l'invalidité et de l'AAH sont indépendants au sens où les individus peuvent percevoir l'un, l'autre, ou les deux. Les deux dispositifs répondent néanmoins à des exigences différentes en termes d'éligibilité : l'AAH est un minimum social, elle ne dépend que de conditions de revenu et de la reconnaissance d'un handicap entraînant une « restriction substantielle et durable d'accès à l'emploi », tandis que le bénéfice d'une pension d'invalidité est lié à des conditions contributives.

4. Dans le contexte des États-Unis, Meyer & Mok (2019) étudient dans quelle mesure le statut d'invalidité est lié à d'autres dimensions du bien-être telles que le revenu, la consommation et l'usage des périodes de loisir.

La couverture du risque invalidité par une multitude de régimes de retraite et la CNAM conduit à des situations diverses en termes de prise en charge. Comme indiqué précédemment, une différence notable est que dans le public, les fonctionnaires perçoivent une pension de retraite anticipée au titre de l'invalidité, tandis que dans le secteur privé, l'invalidité est un dispositif propre et les individus basculent à la retraite au titre de l'inaptitude au moment de l'âge d'ouverture des droits⁵.

Au régime général et dans les régimes alignés, la décision de mise en invalidité dépend de conditions d'éligibilité relatives à l'âge et à des conditions médicales et administratives. L'individu doit avoir un âge inférieur à son âge légal d'ouverture des droits à la retraite, il doit avoir perdu les deux tiers de sa capacité de travail et doit respecter des durées d'affiliation et de cotisation à sa caisse de retraite d'affiliation. Par exemple, au régime général, l'invalidé doit être affilié au régime général depuis au moins douze mois et avoir cotisé pour un salaire au moins égal à 2 030 fois le Smic horaire au cours des douze derniers mois ou avoir travaillé au moins 600 heures au cours des douze derniers mois.

Dans les régimes de la fonction publique (hors militaires), la décision de mise en invalidité dépend de conditions médicales, d'âge et de statut. Pour bénéficier d'une mise à la retraite pour invalidité, l'individu doit : être fonctionnaire titulaire ; avoir un âge inférieur à l'âge limite pour continuer à exercer ses fonctions ; se trouver dans l'incapacité permanente de continuer à exercer ses fonctions ; et ne pas pouvoir être reclassé dans un emploi compatible avec son état de santé. Dans les cas où l'incapacité n'empêche pas la reprise des fonctions, il existe l'allocation temporaire d'invalidité, qui est accordée pour cinq ans et peut être reconduite. Le médecin-conseil du régime apprécie les infirmités et la non-imputabilité au service, puis calcule le taux d'invalidité dont dépend le montant de la pension d'invalidité.

1.2. Principales caractéristiques des bénéficiaires de pensions d'invalidité en 2022

Une fois la décision de mise en invalidité prise par le médecin-conseil du régime, les invalides du secteur privé sont classés dans trois catégories selon leur degré d'invalidité. Le montant de la pension dépend de la catégorie. Le classement n'est toutefois pas définitif et peut changer en fonction de l'évolution de l'état de santé de la personne.

– Catégorie 1 : invalides capables d'exercer une activité rémunérée. Le montant de la pension est égal à 30 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière.

– Catégorie 2 : invalides absolument incapables d'exercer une activité rémunérée. Le montant de la pension est égal à 50 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière.

– Catégorie 3 : invalides absolument incapables d'exercer une activité rémunérée et qui sont dans l'obligation d'avoir recours à l'assistance d'une tierce personne pour effectuer les actes ordinaires de la vie courante. Le montant de la pension est également fixé à 50 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière, auquel s'ajoute la majoration pour tierce personne (MTP).

La majorité des invalides du secteur privé bénéficient d'une pension de catégorie 2 (73 %) et 25 % d'une pension de catégorie 1. Ces derniers peuvent donc continuer à exercer une activité professionnelle sous certaines conditions. Les 2 % restants perçoivent une pension de catégorie 3 et ont donc droit à la majoration pour tierce personne (MTP).

Ces proportions varient selon les régimes : les invalides sont légèrement moins nombreux à être en catégorie 2 à la MSA non-salariés (59 %) et à la CNIEG (69 %) comparé au régime général (71 %). Ces caisses ont, en revanche, un taux d'invalides de catégorie 1 plus élevé (39 % à la MSA non-salariés ou 30 % à la CNIEG, contre 27 % à la CNAM). Le taux d'invalides de catégorie 3, quant à lui, varie peu selon les régimes : de 1 % à 2 % (Marino & Cheloudko, 2024).

Les invalides de la fonction publique, quant à eux, ne sont pas classés selon ces trois catégories d'invalidité mais ont un taux d'invalidité calculé par le médecin conseil du régime.

1.3. Des montants de pension dispersés, qui dépendent avant tout de la catégorie d'invalidité

Les pensions d'invalidité ont des montants plancher et plafond par catégorie d'invalidité révisés chaque année par décret. Ils sont revalorisés au 1^{er} avril de chaque année, selon l'inflation. Au 1^{er} janvier 2024, le montant mensuel minimum de la pension est de 328,07 euros et les montants maximum sont de 1 159,20 euros pour les bénéficiaires d'une pension de catégorie 1, et de 1 932 euros pour les catégories 2 et 3.

5. La récente réforme des retraites adoptée en 2023 distingue l'âge légal de départ à la retraite au titre de l'inaptitude (62 ans) de l'âge légal pour le reste de la population (64 ans). Avant cette réforme, les deux âges étaient les mêmes.

Le montant annuel de la pension est égal à 50 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière, auquel s'ajoute éventuellement la majoration pour tierce personne (MTP). La MTP est une aide versée à certains invalides de la catégorie 3 afin de financer le recours à une tierce personne pour accomplir les actes de leur vie quotidienne. Au 1^{er} avril 2024, son montant s'élève à 1 226,60 euros par mois.

La pension d'invalidité est transformée automatiquement en pension de retraite pour inaptitude à l'âge légal d'ouverture des droits à la retraite (AOD), pour les personnes n'exerçant plus d'emploi. S'ils exercent une activité professionnelle, les invalides peuvent continuer à bénéficier de la pension au maximum jusqu'à l'âge de l'annulation de la décote. La retraite pour inaptitude au titre de l'invalidité permet d'obtenir une pension de retraite pour inaptitude calculée au taux plein dès l'AOD, même si la durée d'assurance n'est pas satisfaite.

Pour les anciens fonctionnaires, la formule de calcul est similaire à la formule de calcul de la retraite : 75 % du traitement observé au cours des six derniers mois d'activité que multiplie le coefficient de proratisation. Ce coefficient de proratisation est égal au ratio entre la durée cotisée dans le régime et la durée cible pour le taux plein. Il n'existe pas de montant minimum ou maximum pour les pensions d'invalidité versées par les régimes de la fonction publique. En revanche, lorsque le taux d'invalidité est supérieur ou égal à 60 %, il existe un montant minimum de pension qui correspond à 50 % du traitement utilisé pour le calcul de la pension. La pension d'invalidité étant identique à la pension de retraite dans le secteur public, il n'existe pas de transition au moment du passage de l'âge d'ouverture des droits.

Le montant moyen de pension d'invalidité (majoration pour tierce personne incluse) observé dans les données de l'EACR 2022 est de 840 euros par mois, tous régimes confondus, pour un montant médian de 680 euros. Dans les régimes du secteur privé, de manière attendue, plus le degré d'invalidité est élevé, plus le montant de pension l'est aussi. En 2022, au régime général, les pensionnés de la catégorie 1 bénéficient d'un montant de pension mensuel moyen de 610 euros ; ceux de la catégorie 2, de 910 euros ; et ceux de la catégorie 3, de 2 020 euros. À catégorie d'invalidité donnée, les montants moyens des pensions versées par le régime général et la MSA salariés sont assez proches. En revanche, les montants alloués par la CNIEG sont significativement plus élevés,

et ceux de la MSA non-salariés nettement inférieurs. Cela s'explique surtout par des rémunérations plus élevées à la CNIEG qu'à la MSA avant le passage à l'invalidité – les pensions étant calculées sur la base des anciens salaires perçus – mais également par des différences de calcul entre les régimes de la CNIEG et de la MSA (Marino & Cheloudko, 2024).

2. Données

2.1. L'échantillon interrégimes des cotisants

Les données utilisées correspondent à l'empilement des individus de l'ensemble des vagues des échantillons interrégimes des cotisants (EIC) de 2009 à 2017. L'EIC 2017 couvre les générations 1946 à 1994. L'utilisation des vagues précédentes de l'EIC permet d'observer l'ensemble des individus encore vivants en 2009, même s'ils sont décédés avant la vague de 2017.

Dans sa version la plus récente, cette base de données, collectée et diffusée par la DREES⁶, comprend les individus nés certains jours de certaines années et qui sont ou ont été affiliés à au moins un des principaux régimes de retraite français au cours de leur carrière. La date de naissance est donc le principal critère d'inclusion dans l'échantillon. Les jours de naissance utilisés varient selon l'année de naissance, faisant varier la part des générations incluses : elle est de 4,4 % pour une génération paire sur deux à partir de 1946 et de 2,2 % pour les autres générations paires à partir de 1952. Dans la mesure où les jours de naissance peuvent être considérés comme aléatoires, cet échantillon est donc représentatif des cotisants aux principaux régimes de retraites.

Pour chaque individu, les régimes de retraite versent à la base de données des informations concernant l'historique des périodes et revenus validés au titre de la retraite. Il est ainsi possible d'observer les emplois et les revenus du travail successifs des individus, ainsi que les trimestres validés au titre de l'emploi, du chômage, de la maladie ou de l'invalidité.

Ces informations permettent donc d'observer le moment où les individus deviennent bénéficiaires d'une pension d'invalidité, mais aussi de décrire les trajectoires individuelles. Les périodes de maladie correspondent à des arrêts maladie de plus de six semaines et permettent de repérer certaines fragilités antérieures à l'entrée

6. Voir <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sources-outils-et-enquetes/03-lechantillon-interregimes-de-cotisants-eic>

en invalidité, ayant donné lieu à ce type d'arrêts. Il convient néanmoins d'indiquer que ces périodes mesurent également les arrêts maternité qui sont administrativement enregistrés comme des périodes de « maladie ». L'interprétation de l'impact de ces variables est donc différente pour les hommes et les femmes.

L'EIC est, de plus, apparié avec deux bases de données permettant d'enrichir l'analyse : le panel tous salariés (PTS) et l'échantillon démographique permanent (EDP). Ces données permettent l'observation de caractéristiques additionnelles des individus : le PTS permet d'une part d'affiner les niveaux de salaires observés⁷ et d'autre part de disposer de la catégorie socioprofessionnelle et du secteur d'activité. L'EDP permet, de surcroît, d'observer le niveau de diplôme des individus. La mesure du niveau de diplôme n'est cependant qu'imparfaite pour deux raisons. Le critère d'échantillonnage de l'EDP repose tout d'abord sur des jours de naissance, tout comme l'EIC, mais ces jours diffèrent et l'appariement est donc incomplet⁸. En outre, le diplôme est observé dans l'EDP à partir des recensements exhaustifs et des enquêtes annuelles de recensement. Cette variable n'est donc pas observée pour les individus jamais recensés⁹. En conséquence, la part d'individus pour lesquels le diplôme est manquant est proche de 40 %. Afin de ne pas altérer la taille de l'échantillon tout en gardant la possibilité d'utiliser ces variables, nous avons choisi de conserver dans notre échantillon d'analyse l'ensemble des observations, en incluant dans l'analyse une modalité correspondant aux valeurs manquantes des variables explicatives.

2.2. Construction de l'échantillon d'analyse et des variables d'intérêt

Notre analyse porte sur la probabilité d'entrer en invalidité entre 35 et 60 ans, mesurée par la première occurrence dans les données d'un trimestre validé au titre de l'invalidité, et sur la corrélation de cette probabilité avec le décile de revenus du travail observé avant 35 ans.

Le choix de l'âge de 35 ans résulte d'un arbitrage entre, d'une part, le besoin de disposer d'une situation déjà suffisamment établie sur le marché du travail et d'un historique de carrière suffisamment long (pour les arrêts maladie par exemple), et, d'autre part, le risque d'avoir un nombre trop important d'entrées en invalidité avant l'âge choisi. On retient l'âge de 35 ans, qui est également le choix fait par Aubert (2024) comme situation de référence. Par ailleurs, les entrées en invalidité sont relativement peu fréquentes avant 35 ans : c'est le cas de 10,3 %

des pensionnés d'invalidité présents dans l'EIR 2016¹⁰. Ces entrées les plus précoces sont donc exclues de l'échantillon d'analyse.

Les données utilisées permettent d'inclure dans l'analyse, outre le sexe, l'âge et la génération, les éléments suivants : le niveau de diplôme, des éléments de situation professionnelle et de revenus entre 30 et 35 ans, et des indicateurs de fragilité du parcours (arrêts maladie et chômage avant 35 ans). La variable de revenus est calculée comme le décile de revenus du travail moyen observé conditionnellement au sexe et à la cohorte de naissance. Elle revêt ainsi un caractère relatif, positionnant l'individu dans la distribution des revenus de sa cohorte et de son sexe. Nous choisissons de prendre la moyenne des revenus entre 30 et 35 ans afin de lisser la variabilité existant dans les revenus.

2.3. Statistiques descriptives

L'échantillon d'analyse est composé de 174 984 hommes et 153 497 femmes, dont 7 965 hommes et 6 965 femmes non reconnus comme invalides à 35 ans et ayant bénéficié d'une pension d'invalidité plus tard dans leur carrière.

La figure I décrit la composition de l'échantillon d'analyse en termes de cohortes de naissance. L'échantillon comprend des individus nés entre 1950 et 1976. La différence de taille d'échantillon selon la cohorte de naissance reflète le fait que le nombre de jours de naissance inclus dans l'échantillon varie selon les années de naissance (voir section 2.1 ci-dessus).

Comme le montre la figure II, les générations les plus âgées au moment de l'observation (c'est-à-dire en 2017) sont naturellement surreprésentées parmi les personnes passées au moins une fois dans leur vie par le dispositif d'invalidité. En 2017, près de 9 % de la génération 1950 avait connu un épisode d'invalidité, cette proportion atteignant près de 12 % pour la génération 1956. Le taux d'invalidité pour la génération 1956 est plus élevé que celui de la génération 1950, potentiellement du fait de l'augmentation de l'âge d'ouverture des droits à la retraite, qui passe de 60 à 62 ans entre la génération 1950 et la génération 1955.

7. Dans les données de l'EIC, les données de salaires sont souvent plafonnées au plafond de la sécurité sociale. L'utilisation du PTS permet de déplafonner ces montants.

8. L'EDP concerne les individus nés les quatre premiers jours d'octobre et a été étendu aux quatre premiers jours de chaque trimestre en 2004.

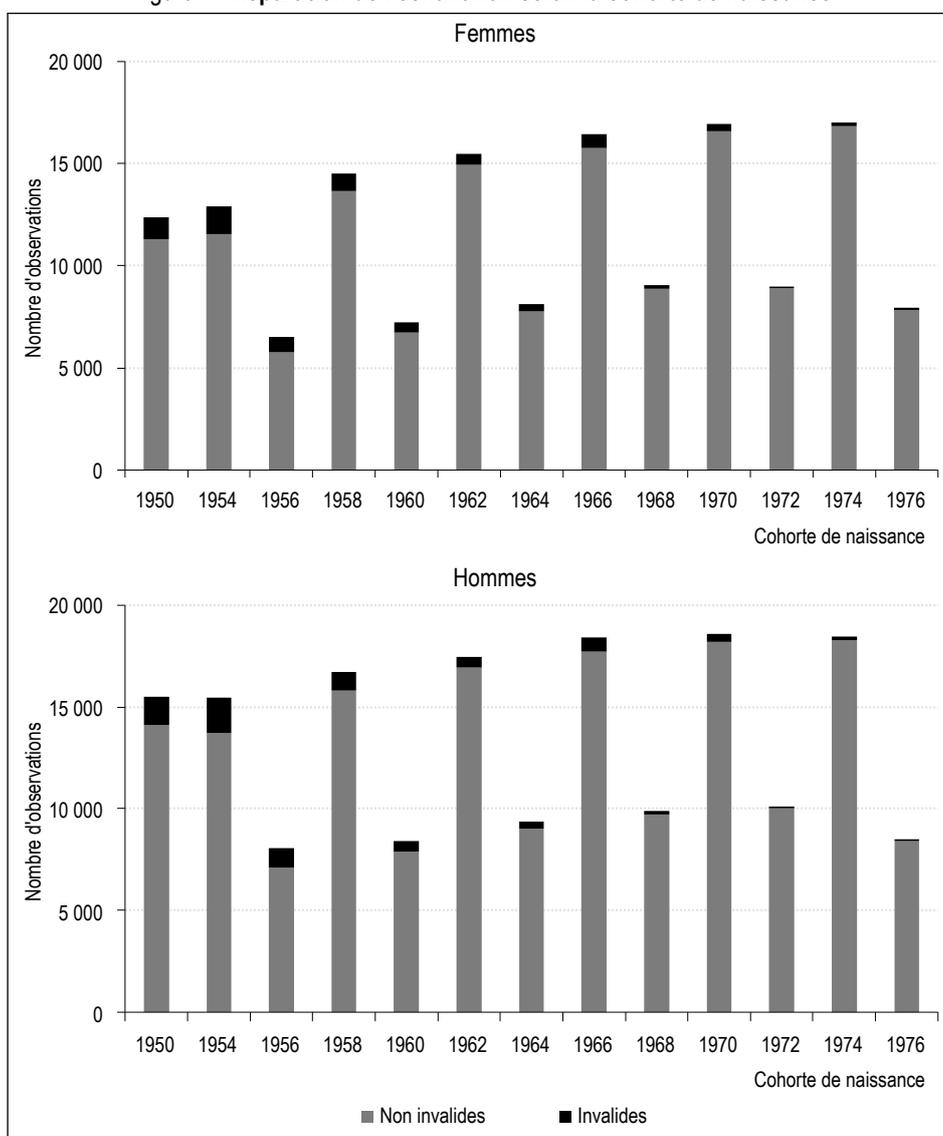
9. Lorsqu'un individu est recensé plusieurs fois, nous avons gardé l'information la plus récente sur le diplôme.

10. L'EIR 2016 collectait pour la première fois des informations sur l'ensemble des bénéficiaires de pensions d'invalidité, quel que soit leur âge.

Davantage de personnes sont donc susceptibles de connaître une situation d'invalidité avant de partir en retraite (Rabaté & Rochut, 2020). Les générations suivantes, n'ayant pas encore atteint 60 ans au moment de la collecte des données, affichent des taux d'invalidité plus faibles : environ 6 % pour les générations 1958 et 1960, cette proportion décroissant jusqu'à 1,5 % pour la génération 1976. Bien qu'il existe quelques différences, les taux d'invalidité restent relativement similaires entre les hommes et les femmes. Il convient d'indiquer que ces prévalences sont légèrement supérieures à celles observées par la DREES (Marino & Cheloudko, 2024). Cette différence s'explique principalement par le fait que la prévalence de l'invalidité est d'habitude mesurée au moment de la transition vers la

retraite. Or dans notre cas, nous incluons dans notre échantillon les personnes qui décèdent avant d'atteindre cet âge d'une part, et les personnes qui sortent de l'invalidité d'autre part. Les sorties de l'invalidité peuvent se faire pour différentes raisons : les personnes peuvent perdre le bénéfice en raison de l'amélioration de leur état de santé, ou dans le cas où leurs revenus du travail excèdent les montants maximum autorisés. Nous observons dans les données que 22,7 % des personnes entrant en invalidité à 35 ans connaissent au moins une année ultérieure où elles valident des trimestres d'emploi sans cumuler de trimestre d'invalidité. Cette part tombe à 15,7 % pour les personnes entrant en invalidité à 45 ans et à 5,9 % pour les personnes entrant à 55 ans.

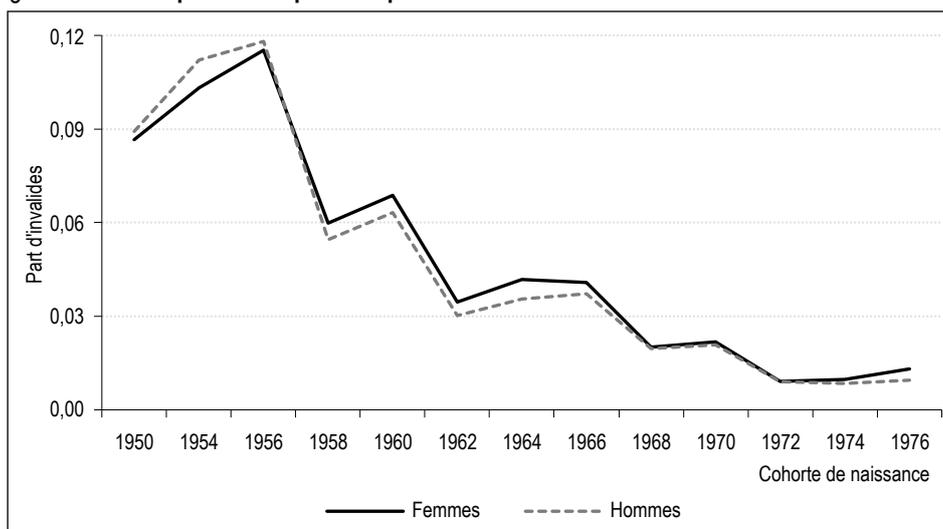
Figure I – Répartition de l'échantillon selon la cohorte de naissance



Lecture : la cohorte 1950 de l'échantillon comporte environ 124 000 femmes, dont 1 100 ont validé au moins un trimestre pour invalidité, et 155 000 hommes dont 1 400 ont validé au moins un trimestre pour invalidité.

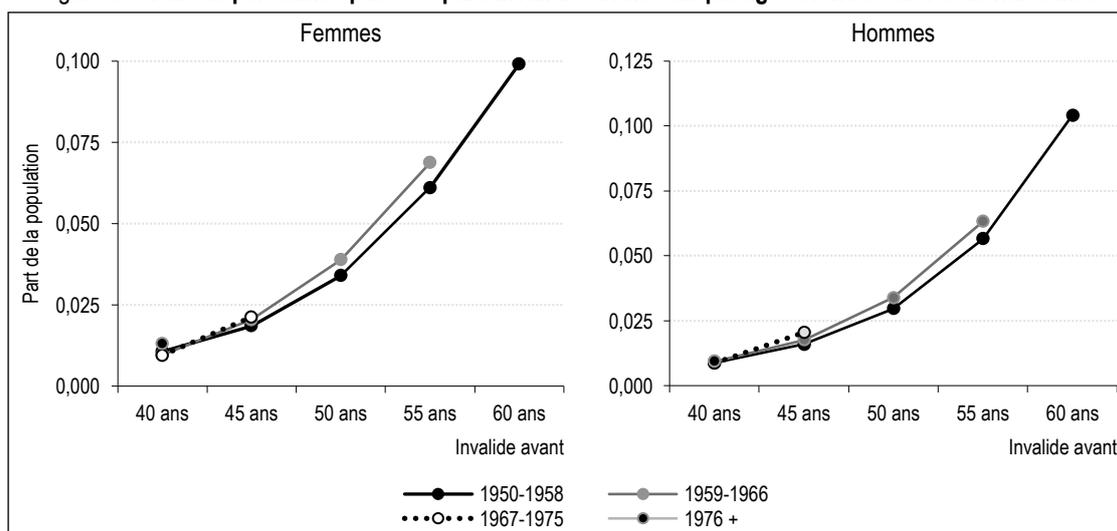
Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Figure II – Part de personnes passées par l'invalidité avant 2017 selon la cohorte de naissance



Lecture : parmi la cohorte née en 1950, 8,6 % des femmes et 8,9 % des hommes ont validé au moins un trimestre pour invalidité avant 2017. Ces proportions passent à 11,5 et 11,8 %, respectivement, pour la cohorte 1956 puis à 6,0 et 5,5 % pour la cohorte 1958.
Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Figure III – Part de personnes passées par l'invalidité avant chaque âge selon la cohorte de naissance



Lecture : 3,4 % des femmes de la génération 1950-58 et 3,9 % de celles de la génération 1959-1966 ont validé au moins un trimestre pour invalidité avant l'âge de 50 ans. Pour les hommes, ces proportions sont de 3,0 % parmi la génération 1950-1958 et 3,4 % parmi la génération 1959-1966.
Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Les différences de taux d'invalidité entre les cohortes de naissance s'expliquent essentiellement par leur observation à des âges différents. La figure III représente le taux d'invalidité pour les différentes générations conditionnellement à l'âge. On observe ainsi une augmentation tendancielle de la prévalence de l'invalidité au fil des générations, avec des hausses à tous les âges entre 45 et 55 ans entre les générations 1950-1958 et 1959-1966.

Le tableau 1 présente les caractéristiques moyennes des individus de notre échantillon, selon le sexe et selon qu'ils ont été bénéficiaires

ou non d'une pension d'invalidité avant l'âge de 60 ans.

Les statistiques descriptives révèlent des disparités marquées entre les personnes passées par l'invalidité et celles qui n'ont connu aucun épisode d'invalidité avant leurs 60 ans. On observe une surreprésentation des invalides dans les catégories socioprofessionnelles les moins qualifiées, notamment chez les hommes ouvriers (45,6 % d'ouvriers parmi les invalides contre 37,1 % parmi les non invalides), tandis que les cadres et professions intellectuelles supérieures sont nettement moins concernés par le passage

par l'invalidité (-13,1 points de cadres invalides que de cadres sans épisode d'invalidité pour les hommes, -8,2 points pour les femmes).

Cette stratification sociale se reflète également dans le niveau de diplôme, avec une surreprésentation des non-diplômés (+5,8 points pour les hommes et +4,1 points pour les femmes) et une sous-représentation des diplômés du supérieur (-11 points pour les hommes, -11,7 points pour les femmes) parmi les invalides. Les secteurs d'activité montrent des variations significatives, l'industrie comptant davantage d'invalides (particulièrement chez les femmes, +5,1 points), tandis que l'administration publique en compte moins (-4,9 points pour les hommes, -8,2 points pour les femmes).

La fragilité des parcours professionnels avant 35 ans apparaît comme un marqueur important, avec une présence accrue des épisodes de chômage (+5 points pour les hommes, +4,1 points pour les femmes) et surtout des arrêts maladie (+27,4 points pour les hommes, +14,1 points pour les femmes) parmi les futurs invalides. Il convient de préciser à nouveau ici que les trimestres maladie ne peuvent être distingués des trimestres maternité, ce qui explique la très forte présence de ce type d'évènement avant 35 ans pour les femmes.

L'échantillon présente finalement une proportion notable de valeurs manquantes, particulièrement pour la variable mesurant le niveau de diplôme (environ 40 %) pour les raisons évoquées précédemment. On note cependant que les proportions de valeurs manquantes du diplôme sont très peu

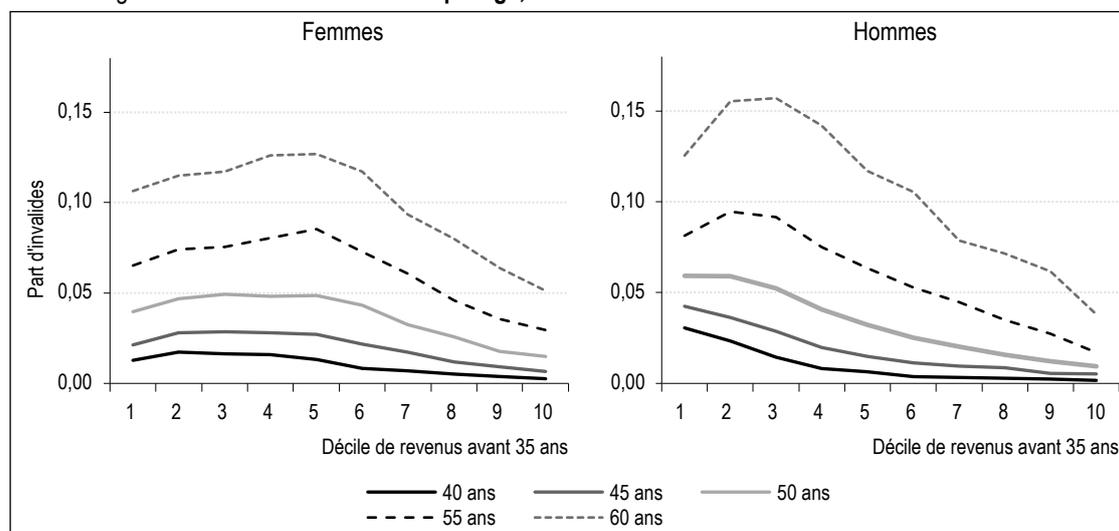
variables selon le sexe et l'invalidité, confirmant le caractère a priori aléatoire de ces valeurs manquantes.

Enfin, la figure IV montre la probabilité d'avoir connu l'invalidité selon trois dimensions principales : l'âge, le niveau de revenus et le sexe. Comme précédemment, la progression avec l'âge est visible, avec des taux qui restent contenus entre 0,2 % et 2,5 % à 40 ans, et atteignent des niveaux nettement plus élevés à 60 ans, variant de 3,8 % à plus de 16 % selon les catégories.

Cette progression avec l'âge s'accompagne d'un gradient social particulièrement marqué. Les premiers déciles de revenus présentent systématiquement des taux d'invalidité plus élevés que les déciles supérieurs, et cet écart tend à s'accroître avec l'âge. Ainsi, à 60 ans, le taux d'invalidité atteint 16 % pour les hommes du troisième décile, alors qu'il n'est que de 2,5 % environ pour ceux du dernier décile. Cette disparité suggère un effet cumulatif des inégalités sociales au cours de la carrière.

Les différences entre hommes et femmes apparaissent plus nuancées mais méritent d'être soulignées. Les écarts entre déciles de revenus semblent plus prononcés chez les hommes que chez les femmes, et les différences entre les cinq premiers déciles sont très faibles parmi les femmes. À 60 ans, les hommes des premiers déciles présentent des taux d'invalidité légèrement supérieurs à ceux des femmes (16 % contre environ 12 %), tandis que ces écarts s'estompent dans les déciles supérieurs.

Figure IV – Part d'invalides à chaque âge, selon le décile de revenus du travail avant 35 ans



Lecture : les femmes du 5^e décile des revenus du travail moyens mesurés entre 30 et 35 ans sont 1,3 % à avoir connu l'invalidité avant 40 ans, 4,9 % avant 50 ans, et 12,7 % avant 60 ans.

Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Tableau 1 – Statistiques descriptives

	Hommes			Femmes		
	Invalides	Non invalides	Différence	Invalides	Non invalides	Différence
CS avant 35 ans						
Agriculteurs	0,029	0,027	0,002	0,013	0,011	0,002
Artisans, commerçants	0,123	0,107	0,016	0,044	0,042	0,002
Cadres, prof. intellectuelles supérieures	0,050	0,181	-0,131	0,043	0,124	-0,082
Employés	0,122	0,129	-0,007	0,477	0,477	0,000
Ouvriers	0,456	0,371	0,085	0,183	0,117	0,067
Professions intermédiaires	0,087	0,162	-0,076	0,109	0,200	-0,091
Manquant	0,134	0,023	0,111	0,131	0,029	0,102
Secteur d'activité avant 35 ans						
Activités de services	0,026	0,035	-0,008	0,051	0,076	-0,025
Activités scientifiques et techniques	0,118	0,122	-0,003	0,128	0,118	0,010
Administration publique	0,114	0,163	-0,049	0,314	0,396	-0,082
Autres	0,056	0,082	-0,026	0,075	0,079	-0,003
Commerce	0,242	0,248	-0,006	0,220	0,197	0,024
Construction	0,133	0,098	0,034	0,008	0,012	-0,004
Industrie	0,236	0,212	0,025	0,152	0,100	0,051
Manquant	0,075	0,041	0,035	0,052	0,023	0,029
Diplôme						
Aucun diplôme	0,150	0,091	0,058	0,117	0,076	0,041
Niveau inférieur au bac	0,321	0,252	0,070	0,308	0,215	0,093
Baccalauréat	0,061	0,090	-0,029	0,087	0,112	-0,025
Études supérieures	0,054	0,163	-0,110	0,088	0,204	-0,117
Manquant	0,415	0,404	0,011	0,400	0,393	0,007
Évènement avant 35 ans						
Chômage	0,548	0,498	0,050	0,574	0,533	0,041
Maladie/maternité	0,446	0,172	0,274	0,733	0,592	0,141
Nombre d'observations	7 965	167 019		6 965	146 532	

Ces résultats mettent ainsi en évidence l'existence d'un gradient d'invalidité selon les revenus du travail avant 35 ans important, et qui apparaît dès l'âge de 40 ans. Ces résultats descriptifs mélangent néanmoins potentiellement des effets âge et des effets cohortes qu'il conviendra de distinguer par la suite.

3. Stratégie empirique

L'interprétation du lien statistique entre revenus du travail avant 35 ans et probabilité de connaître l'invalidité est complexifiée par l'existence de variables corrélées aux revenus du travail telles que la profession, le niveau de diplôme ou l'état de santé, qui peuvent agir comme variables confondantes. Au-delà de la première analyse descriptive, notre analyse empirique a pour objectif de vérifier si le lien observé entre niveau de revenus et

invalidité à différents âges persiste en contrôlant ces variables. Sans prétendre établir un lien de causalité, cette approche permet de minimiser l'influence directe des autres variables observées, et de voir dans quelle mesure elles atténuent le gradient initial.

Nous modélisons le fait de bénéficier pour la première fois du dispositif d'invalidité avant un âge donné. Pour atténuer les problèmes de causalité inverse, nous utilisons comme variables explicatives les revenus observés en début de carrière ainsi que les variables de contrôle mesurées avant 35 ans.

Nous formalisons le modèle à partir de Y_{ia} la variable indicatrice égale à 1 si l'individu i est observé au moins une fois en situation d'invalidité avant l'âge a . Cette variable dépend du signe de la variable latente Y_{ia}^* :

$$Y_{ia}^* = \sum_{k=1}^{10} 1\{D_i = k\} \delta_{ka} + X_i \beta_a + \varepsilon_{ia}$$

où D_i désigne le décile de revenus du travail observé avant l'âge de 35 ans, et X_i est un ensemble de variables de contrôle qui varie selon les spécifications. Nous faisons en outre l'hypothèse que ε_{ia} suit une loi logistique : le modèle estimé est donc un modèle *logit*.

Les paramètres δ_{ka} sont les logarithmes de rapports de risques relatifs (log odds ratio) d'être invalide à l'âge a entre les personnes appartenant à différents déciles de revenus avant 35 ans. Si le signe et la significativité de ces coefficients est informatif concernant les différences de risque entre groupes de population, ils demeurent difficilement interprétables. Nous utilisons donc des risques relatifs entre groupes de population :

$$RR(k, k', a) = \frac{\sum_i \hat{P}(Y_{ia} = 1 | D_i = k, X_i)}{\sum_i \hat{P}(Y_{ia} = 1 | D_i = k', X_i)}$$

qui est égal au ratio entre la moyenne des probabilités prédites d'invalidité si les individus appartaient tous au groupe k et celle obtenue s'ils appartaient tous au groupe k' . Les deux moyennes sont prises sur l'ensemble de la population pour tenir compte de la composition de la population. En pratique, sauf exception (voir figure VII-A), nous rapportons les risques à celui du groupe médian ($k' = 5$).

Nous distinguons enfin quatre spécifications :

(i) la première spécification n'inclut que les variables de décile de revenus du travail avant 35 ans, et ne comprend donc aucune variable de contrôle. Cette spécification permet de retrouver le gradient d'invalidité brut ;

(ii) dans la deuxième spécification, nous ajoutons le fait d'avoir connu des épisodes donnant droit à des trimestres maladie ou maternité ou de chômage avant l'âge de 35 ans. Ces variables de contrôle permettent de capter l'hétérogénéité qui pourrait être imputable à des situations prédéterminées ;

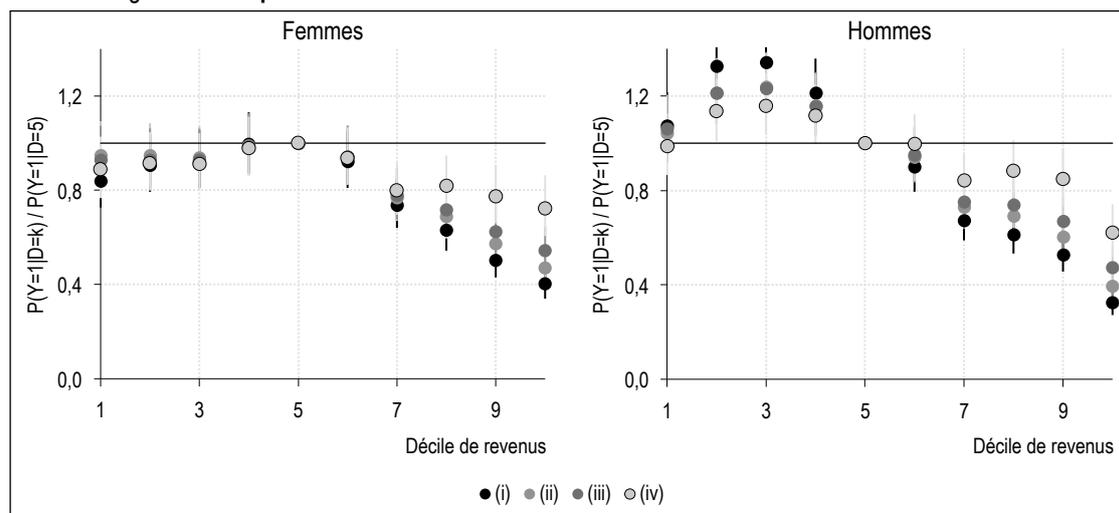
(iii) la troisième spécification contrôle le niveau de diplôme des individus en plus des variables décrites précédemment ;

(iv) cette spécification ajoute le secteur d'activité et la catégorie socioprofessionnelle (à 1 chiffre) avant 35 ans.

4. Résultats

La figure V présente les principaux résultats de notre estimation, distinguant les risques relatifs d'invalidité avant 60 ans selon le genre. On retient la limite de 60 ans car elle correspond à l'âge auquel, pour une grande partie de l'échantillon, les pensions d'invalidité sont automatiquement converties en pensions de retraite. Les risques relatifs présentés dans la figure sont obtenus à partir des résultats de régression présentés dans les tableaux 2 pour les hommes et 3 pour les femmes.

Figure V – Risque relatif d'invalidité avant 60 ans selon le décile de revenus avant 35 ans



Note : ces graphiques présentent les résultats des estimations des modèles logistiques présentés dans la section 3. Les points représentent les coefficients des variables indicatrices de chaque décile de revenus du travail entre 30 et 35 ans. Les barres verticales représentent les intervalles de confiance.

Lecture : le risque relatif de connaître l'invalidité avant 60 ans d'une femme du dixième décile est 0,4 fois celui d'une femme du cinquième décile sans variables de contrôle (spécification i) ; il est 0,7 fois celui d'une femme du cinquième décile une fois toutes les variables de contrôles ajoutées (spécification iv).

Champ : cohortes ayant atteint 60 ans ou plus en 2017 (générations 1950, 1954 et 1956).

Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Tableau 2 – Probabilité d'être invalide avant 60 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,020*** (0,049)	-2,364*** (0,053)	-3,015*** (0,093)	-3,601*** (0,120)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	0,080 (0,073)	0,047 (0,074)	0,070 (0,074)	-0,016 (0,079)
2	0,326*** (0,067)	0,225*** (0,068)	0,226** (0,069)	0,150* (0,071)
3	0,340*** (0,066)	0,251*** (0,067)	0,245*** (0,068)	0,176* (0,069)
4	0,220*** (0,067)	0,173* (0,068)	0,168* (0,068)	0,131 (0,069)
6	-0,120 (0,071)	-0,069 (0,072)	-0,060 (0,072)	-0,006 (0,073)
7	-0,438*** (0,076)	-0,359*** (0,077)	-0,326*** (0,077)	-0,202** (0,078)
8	-0,541*** (0,078)	-0,418*** (0,079)	-0,344*** (0,080)	-0,147 (0,082)
9	-0,699*** (0,082)	-0,568*** (0,083)	-0,454*** (0,083)	-0,193* (0,086)
10	-1,211*** (0,096)	-1,021*** (0,097)	-0,831*** (0,099)	-0,548*** (0,103)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,900*** (0,092)	0,532*** (0,098)
Inférieur au bac			0,696*** (0,083)	0,383*** (0,089)
Baccalauréat			0,470*** (0,104)	0,285** (0,107)
Manquant			0,619*** (0,081)	0,285*** (0,086)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,540*** (0,125)
Artisans, commerçants				0,441*** (0,072)
Cadres				-0,252** (0,092)
Employés				0,320*** (0,079)
Ouvriers				0,407*** (0,064)
Manquant				1,358*** (0,076)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				0,421*** (0,115)
Activités scientifiques et techniques				0,404*** (0,079)
Commerce				0,513*** (0,066)
Construction				0,732*** (0,075)
Industrie				0,548*** (0,068)
Autres				0,376*** (0,088)
Manquant				0,536*** (0,083)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,213*** (0,037)	0,234*** (0,037)	0,251*** (0,038)
Maladie/maternité		0,952*** (0,036)	0,917*** (0,036)	0,863*** (0,037)
Logvraisemblance	-12 695,37	-12 337,97	-12 280,07	-11 963,52
AIC	25 410,74	24 699,95	24 592,15	23 985,05
BIC	25 496,46	24 802,81	24 729,30	24 233,64

4.1. Un gradient d'invalidité marqué

4.1.1. Gradients bruts d'entrée en invalidité : des effets semblables à ceux sur la mortalité

L'analyse confirme tout d'abord ce que révélait la figure IV, à savoir un gradient de risque d'invalidité décroissant avec les revenus du travail, particulièrement marqué chez les hommes. Les

hommes des trois premiers déciles de la distribution des revenus (mesurés entre 30 et 35 ans) présentent un risque d'invalidité environ 1,2 fois supérieur à celui des hommes proches de la médiane. À l'autre extrémité de la distribution, les hommes des deux déciles supérieurs ont un risque 2,5 fois moindre d'entrer en invalidité avant 60 ans.

Tableau 3 – Probabilité d'être invalide avant 60 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-1,928*** (0,053)	-2,428*** (0,063)	-2,958*** (0,094)	-3,276*** (0,108)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,198* (0,083)	-0,062 (0,084)	-0,083 (0,084)	-0,138 (0,086)
2	-0,112 (0,077)	-0,059 (0,078)	-0,083 (0,078)	-0,103 (0,080)
3	-0,090 (0,077)	-0,073 (0,077)	-0,084 (0,077)	-0,106 (0,079)
4	-0,006 (0,075)	-0,012 (0,075)	-0,016 (0,076)	-0,025 (0,076)
6	-0,091 (0,076)	-0,068 (0,076)	-0,067 (0,076)	-0,075 (0,077)
7	-0,344*** (0,080)	-0,294*** (0,080)	-0,283*** (0,080)	-0,257** (0,081)
8	-0,515*** (0,083)	-0,417*** (0,084)	-0,374*** (0,084)	-0,229** (0,085)
9	-0,755*** (0,088)	-0,618*** (0,089)	-0,527*** (0,090)	-0,294** (0,093)
10	-0,990*** (0,095)	-0,828*** (0,096)	-0,676*** (0,097)	-0,370*** (0,102)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,822*** (0,096)	0,402*** (0,102)
Inférieur au bac			0,643*** (0,081)	0,312*** (0,087)
Baccalauréat			0,391*** (0,100)	0,200 (0,103)
Manquant			0,501*** (0,079)	0,205* (0,083)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,691*** (0,162)
Artisans, commerçants				0,328*** (0,099)
Cadres				-0,361*** (0,108)
Employés				0,316*** (0,067)
Ouvriers				0,683*** (0,083)
Manquant				1,166*** (0,081)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,024 (0,092)
Activités scientifiques et techniques				0,269*** (0,069)
Commerce				0,306*** (0,057)
Construction				-0,193 (0,224)
Industrie				0,309*** (0,064)
Autres				0,317*** (0,076)
Manquant				0,249** (0,085)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,204*** (0,040)	0,221*** (0,040)	0,246*** (0,041)
Maladie/maternité		0,561*** (0,042)	0,538*** (0,042)	0,512*** (0,043)
Logvraisemblance	-10 147,94	-10 029,51	-9 981,81	-9 748,89
AIC	20 315,87	20 083,02	19 995,63	19 555,78
BIC	20 399,54	20 183,42	20 129,50	19 798,41

Pour les femmes, le gradient apparaît moins prononcé, principalement en raison d'un effet très atténué dans le bas de la distribution : en deçà du 6^e décile, le risque d'invalidité reste relativement stable. En revanche, dans le haut de la distribution, les risques relatifs (par rapport au 5^e décile) s'avèrent comparables à ceux observés chez les hommes.

Cette configuration rappelle les résultats établis sur le lien entre revenu individuel et espérance de vie (Blanpain, 2018 ; Mélard *et al.*, 2024). La relation plus faible observée chez les femmes, particulièrement dans le bas de la distribution, s'explique généralement par une plus forte proportion de femmes sans revenu individuel du travail, sans que cela ne reflète nécessairement

un faible niveau de vie, du fait de la mise en commun des ressources au sein des couples. La mortalité comme l'invalidité étant pour partie conséquences d'un état de santé dégradé, il n'est pas surprenant de retrouver ce résultat ici.

4.1.2. Les chocs de santé et les épisodes de chômage avant 35 ans sont liés à l'invalidité

Notre analyse intègre ensuite des indicateurs d'épisodes de chômage ou d'arrêts maladie longs (au moins deux mois) ou maternité avant 35 ans, permettant de capter indirectement l'état de santé initial des individus. Cette approche vise à traiter le problème de causalité inverse bien identifié dans les mesures d'inégalité de santé (Goldman, 2001). Il convient de noter que les arrêts maladie considérés correspondent à des incapacités d'au moins 60 jours, signalant des chocs potentiellement importants, même si l'information est beaucoup moins précise pour les femmes du fait de l'inclusion des congés maternité dans cette même variable.

L'inclusion de ces variables (modèle ii) produit des effets différenciés selon le niveau de revenus et le sexe. Dans le haut de la distribution, l'effet est modéré : pour les femmes, le risque relatif (figure V) du 10^e décile passe progressivement de 0,40 à 0,47¹¹, tandis que pour les hommes, la réduction est similaire, de 0,33 à 0,40. Dans le bas de la distribution masculine, l'effet est marqué : le risque relatif du 2^e décile par rapport au 5^e décile diminue de 1,32 à 1,21. Ainsi, le contrôle par les marqueurs de fragilité n'atténue que partiellement le gradient d'invalidité initialement observé.

4.1.3. Bien que les pensions d'invalidité soient conditionnées à un handicap d'origine non professionnelle, en bénéficiaire est lié à la catégorie socioprofessionnelle et au secteur d'activité

La pension d'invalidité étant liée à une incapacité de travail d'origine non professionnelle, nous avons examiné dans quelle mesure le gradient observé s'explique néanmoins par des caractéristiques individuelles telles que la catégorie socioprofessionnelle, le niveau de diplôme ou le secteur d'activité. Cette démarche est motivée par une importante littérature documentant les différences sociales dans les comportements à risque (Khlal *et al.*, 2020) et l'impact des conditions de travail sur les chocs de santé (Kivimäki *et al.*, 2012) et sur l'entrée en invalidité (Albertsen *et al.*, 2007).

La probabilité de connaître l'invalidité est très liée à la position sociale telle que mesurée par

la catégorie socioprofessionnelle (CS) : les hommes cadres ont un risque relatif plus faible que les professions intermédiaires (leur risque est 0,8 fois celui des professions intermédiaires), tandis que les employés (risque 1,4 fois celui des professions intermédiaires), les ouvriers (1,5), et enfin les agriculteurs (1,7) ont un risque plus élevé, à décile de revenu, niveau de diplôme et secteur d'activité égaux¹². L'absence d'information sur la CS (modalité « Manquant ») dans les sources statistiques (ici la base tous salariés (BTS) appariée avec l'EDP) est liée à un risque d'invalidité 3,6 fois plus élevé. Cette absence d'information sur la CS dans la BTS signale peut-être un emploi peu stable qui serait lié au statut d'invalidité (les problèmes de santé à l'origine de l'invalidité pouvant également être à l'origine d'un lien plus ténu à l'emploi).

Enfin, les secteurs d'activité de l'industrie et de la construction sont associés à des risques respectivement 1,7 et 2 fois plus élevés que ceux de l'administration publique, et ici encore, la modalité « manquante » est associée à un risque plus élevé (multiplié par 1,7).

Il n'est, ici encore, pas possible de tirer de ces corrélations une conclusion quant à un lien causal entre conditions d'emploi et invalidité, et donc à une potentielle origine professionnelle de l'invalidité. La CS en particulier est une variable de stratification sociale qui regroupe des individus ayant des caractéristiques communes dans l'espace social, au-delà du revenu et du diplôme, et peut donc impliquer des attitudes communes, en matière de comportement de santé par exemple. Le secteur d'activité est peut-être davantage lié aux conditions de travail, mais il peut également être lié à d'autres facteurs non observés qui accroîtraient ou diminueraient le risque d'invalidité, du fait de conditions de vie ou de comportements hors travail.

4.1.4. Diplôme, CS et secteur d'activité atténuent l'effet du revenu sans le faire disparaître

Ainsi, l'inclusion de ces variables de contrôle atténue le lien entre revenu et risque d'invalidité, particulièrement dans le haut de la distribution. Pour les hommes, le risque relatif du 10^e décile par rapport au 5^e passe de 2,5 à 2,1 en ajoutant le niveau de diplôme (modèle iii) puis à 1,6 en ajoutant le secteur d'activité et la catégorie socioprofessionnelle (modèle iv). Pour les

11. En inversant la relation, les individus du 10^e décile ont ainsi 2,50 fois moins de chance d'entrer en invalidité que ceux du 5^e décile selon le modèle (i) et 2,13 fois moins selon le modèle (ii).

12. Ces risques relatifs sont calculés pour une personne de référence à partir des coefficients du tableau 2.

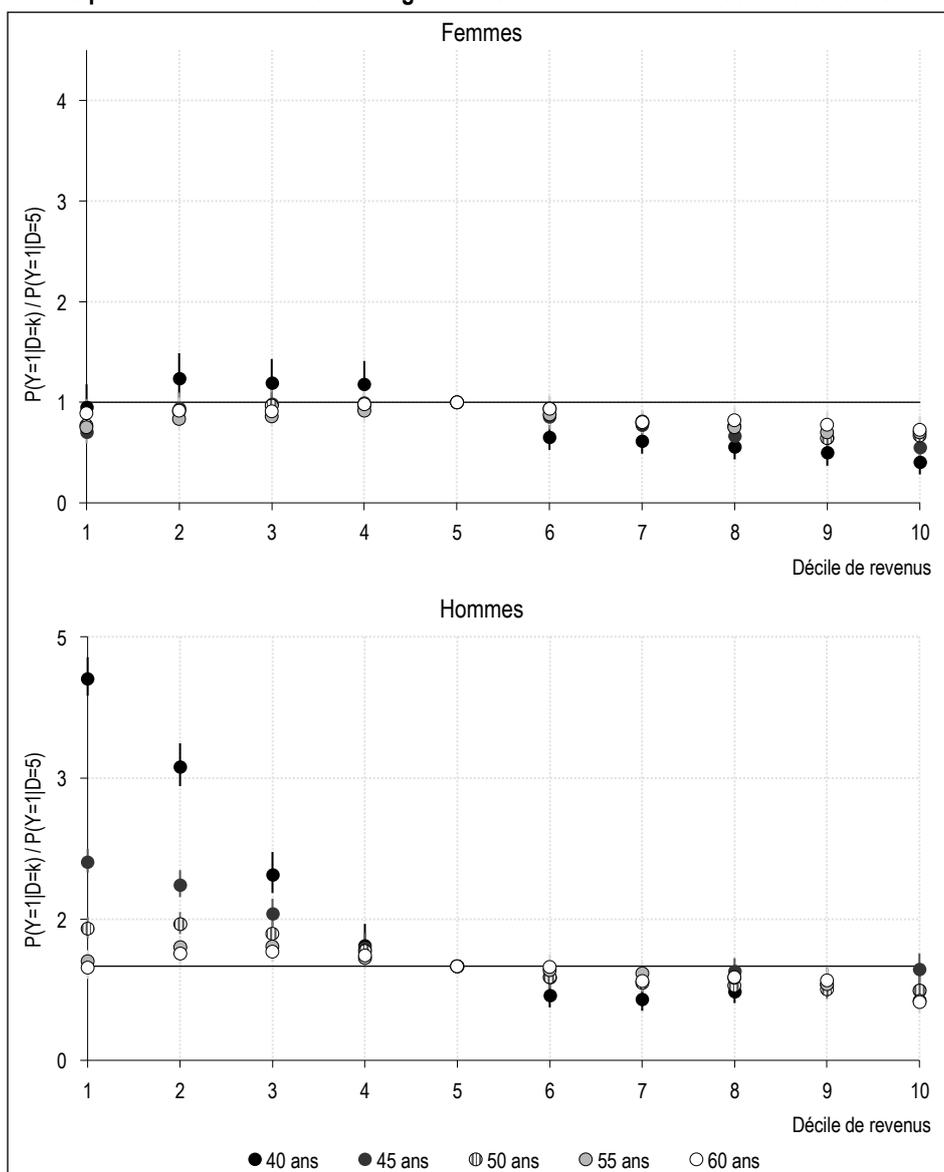
femmes, ce même écart se réduit de 2,1 à 1,4. Plus généralement, le gradient apparaît plus plat entre le 5^e et le 10^e décile, reflétant une moindre importance du revenu dans le haut de la distribution une fois que l'on contrôle des caractéristiques de l'emploi avant 35 ans.

En revanche, dans le bas de la distribution, l'ajout de ces variables de contrôle n'a qu'un impact limité, tant chez les femmes (où le gradient reste plat) que chez les hommes. La comparaison des différentes spécifications révèle que les variables liées à l'emploi ont l'impact le plus significatif,

le diplôme ne jouant qu'un rôle marginal dans la réduction du gradient. Ce résultat montre que même si elle assure contre une incapacité de travail d'origine non-professionnelle, l'invalidité reste très corrélée à la profession et au secteur d'activité, et ce même lorsque l'on contrôle du niveau de diplôme.

Cette analyse révèle ainsi des mécanismes différents selon le niveau de revenus : chez les hommes, les variables de catégorie socioprofessionnelle et de secteur d'activité expliquent davantage le gradient dans le haut

Figure VI – Risque relatif d'invalidité selon l'âge d'entrée en invalidité et le décile de revenus avant 35 ans



Note : ces graphiques présentent les résultats des estimations du modèle (iv) décrit dans la section 3. Les points représentent les coefficients des variables indicatrices de chaque décile de revenus du travail entre 30 et 35 ans. Les barres verticales représentent les intervalles de confiance. Lecture : le risque relatif de connaître l'invalidité avant 40 ans, pour un homme du premier décile de revenus du travail avant 35 ans, est 4 fois celui d'un homme du cinquième décile (point noir). Son risque d'invalidité avant 50 ans n'est que 1,4 fois plus élevé (point rayé), et leurs risques de connaître l'invalidité avant 60 ans ne sont pas différents (point blanc). Champ : Cohortes 1950 à 1976. Les coefficients pour un âge donné sont estimés sur les cohortes ayant atteint ou dépassé cet âge en 2017. Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

de la distribution, tandis que les indicateurs de fragilité sont plus déterminants dans le bas de la distribution.

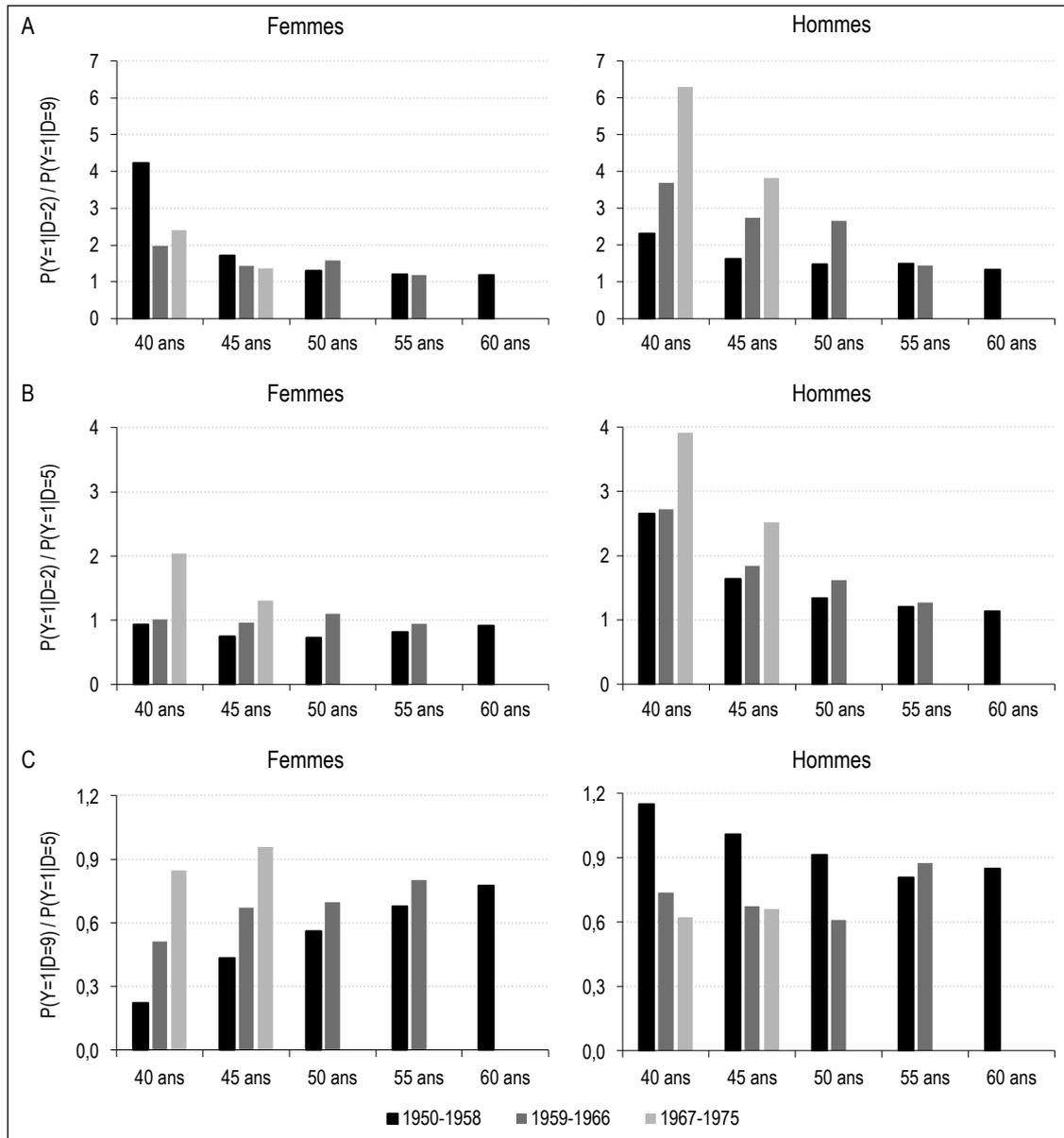
Dans l'ensemble, l'ajout de variables de contrôle dans les régressions atténue donc les différences de risque d'invalidité selon les revenus individuels, mais n'affecte pas le résultat initial montrant un risque plus élevé d'entrée en invalidité pour les individus aux revenus du travail les plus faibles en début de carrière, surtout pour les

hommes, et un risque moindre pour les individus aux revenus les plus élevés en début de carrière, pour les femmes comme pour les hommes.

4.2. Évolution dans le temps du lien entre revenus du travail et risque d'invalidité

Les résultats présentés précédemment montrent l'existence d'un lien négatif entre le risque d'invalidité et le niveau des revenus du travail avant 35 ans et ce, même après l'inclusion de

Figure VII – Risque relatif d'invalidité selon l'âge d'entrée en invalidité, le décile de revenus avant 35 ans et la génération



Note : ces graphiques présentent les résultats des estimations du modèle (iv) décrit dans la section 3. Les barres verticales représentent les risques relatifs estimés, et chaque couleur une génération. Le graphique A compare les risques du deuxième décile au neuvième, le graphique B compare le deuxième décile au cinquième, et le graphique C le neuvième décile au cinquième.

Lecture : le risque de connaître l'invalidité avant 40 ans, pour un homme du deuxième décile de revenus du travail avant 35 ans, est 2,3 fois celui d'un homme du neuvième décile pour la génération 1950-1958. Cet écart passe à 3,7 pour la génération 1959-1966 et à 6,3 pour la génération 1967-1975.

Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

différentes variables explicatives. Ce résultat est obtenu en analysant la probabilité d'être invalide et en utilisant l'ensemble des individus observés dans notre échantillon, quelle que soit leur année de naissance. Nous nous penchons à présent sur l'hétérogénéité de cet effet selon deux dimensions : l'âge de la survenue de l'invalidité d'une part et la cohorte de naissance d'autre part. L'ensemble des analyses repose sur le modèle utilisant l'ensemble des variables de contrôle (modèle iv)¹³.

4.2.1. Évolution selon l'âge

La figure VI révèle une évolution marquée du gradient selon l'âge. Pour les hommes du premier décile, le risque relatif d'invalidité par rapport au 5^e décile diminue fortement avec l'âge, passant de 4,06 à 40 ans à 2,1 à 45 ans, puis à 1,4 à 50 ans, 1,05 à 55 ans, et enfin légèrement en dessous de 1 à 60 ans. En revanche, dans le haut de la distribution, le gradient reste relativement plus stable avec l'âge, avec des risques relatifs qui varient entre 1 et 1,6 selon l'âge. Chez les femmes le risque relatif varie beaucoup moins avec l'âge en bas de la distribution. Le risque relatif est néanmoins de moins en moins important pour les déciles élevés lorsque l'âge augmente.

4.2.2. Évolution générationnelle

Nous analysons finalement l'évolution de la probabilité d'avoir connu l'invalidité avant un âge donné, selon la cohorte. Pour ce faire, nous estimons des coefficients par cohortes et à différents âges. La figure VII montre le risque relatif entre les déciles 2 et 9 (partie A du graphique), qui peut être décomposé comme le produit des risques relatifs entre les déciles 2 et 5 d'une part (partie B) et 5 et 9 d'autre part (partie C).

Cette analyse révèle des tendances distinctes selon le sexe. Pour les femmes, la réduction du rapport des risques avec l'âge s'observe pour toutes les générations. L'évolution n'est pas monotone entre générations, avec une baisse du gradient à 40 ans entre les générations 1950-1958 et 1959-1966, suivie d'une hausse pour la génération 1967-1975.

Pour les hommes, le gradient croît fortement au fil des générations. Le risque relatif du 2^e décile par rapport au 9^e décile passe d'environ 2 pour les générations 1950-1958 à plus de 6 pour les générations 1967-1975. Cette augmentation persiste à 45 et 50 ans pour les cohortes observables à ces âges. L'absence d'inégalités à 55 ans suggère une survenue plus précoce des invalidités, mais sans augmentation sur l'ensemble de la carrière.

La décomposition entre bas (graphique B, D2 vs D5) et haut (graphique C, D9 vs D5) de la distribution montre que l'accroissement des écarts aux âges jeunes (40-45 ans) est principalement tiré par le bas de la distribution chez les hommes. Ce résultat souligne l'importance croissante des inégalités précoces dans le phénomène d'invalidité, particulièrement pour les hommes aux revenus les plus modestes.

* *
*

Cette étude analyse la probabilité de passage par le statut d'invalidité en fonction des revenus du travail en début de carrière à partir des données de l'échantillon interrégimes des cotisants. Nous montrons l'existence d'un gradient marqué, particulièrement prononcé chez les hommes, pour lesquels le risque d'invalidité est jusqu'à 1,5 fois plus élevé pour les premiers déciles de revenus par rapport à la médiane. Ce gradient persiste, bien qu'atténué, après la prise en compte des caractéristiques socioprofessionnelles, du niveau de diplôme et des indicateurs de fragilité avant 35 ans que sont les trimestres validés pour chômage ou arrêt maladie. On observe en particulier un risque plus élevé de passage par l'invalidité pour les hommes aux revenus les plus modestes, et un risque moindre pour les personnes aux revenus du travail élevés, tant parmi les hommes que les femmes.

La prise en compte de ces variables de contrôle ne permet néanmoins pas de conclure à un effet causal du niveau de revenu individuel sur la probabilité de connaître l'invalidité. La possibilité d'une causalité inverse ne peut être écartée. Des caractéristiques inobservées de santé pourraient en effet affecter simultanément les revenus du travail en début de carrière et le risque ultérieur d'invalidité.

Pour les hommes, on observe un renforcement du lien statistique entre les revenus et la probabilité de connaître l'invalidité en début de carrière, au fil des générations. Cet accroissement est observé jusqu'à 50 ans, et il est principalement dû à l'augmentation de la prévalence dans le bas de la distribution des revenus. Cela fait écho aux travaux sur la perte d'autonomie qui ont montré que les inégalités face à celle-ci étaient surtout marquées aux âges jeunes (perte d'autonomie entre 60 et 75 ans). La probabilité

13. Les coefficients estimés des régressions sont présentés en annexe dans les tableaux A5, A6, A7 et A8 pour les femmes et A1, A2, A3 et A4 pour les hommes.

de connaître l'invalidité, la dépendance ou la mortalité précoce¹⁴ semble donc particulièrement révélatrices des inégalités sociales de santé et de conditions de vie, davantage peut-être que les écarts d'âge moyen lors de la survenue de ces événements. Après 50 ans, la comparaison des générations observées à ces âges ne révèle pas de changement dans le lien entre revenu et prévalence de l'invalidité.

Couplé avec le fait que les personnes invalides ont une plus faible espérance de vie (Aubert, 2024), et que les gains récents d'espérance de vie sont principalement obtenus à des âges avancés et ne bénéficient donc pas aux personnes qui meurent précocement (Dahl *et al.*, 2024), il est probable que cet accroissement du gradient d'invalidité aux âges jeunes contribue dans les

années à venir à l'accroissement du gradient d'espérance de vie à la naissance.

L'existence d'une inégalité devant la probabilité de connaître l'invalidité selon les revenus pose finalement la question des politiques qui pourraient être mises en place pour limiter ce risque. L'existence de ce gradient dès le milieu de carrière, à des âges relativement jeunes (40, 45 ans), devrait inciter à renforcer les efforts de prévention en direction des salariés aux revenus les plus faibles ou précaires en début de carrière. □

14. Bouhia (2008) montre qu'une part significative des chômeurs (24,8 %) et des inactifs (30,4 %) entre 30 et 35 ans décède avant 60 ans, contre 11,7 % dans l'ensemble de la population pour les générations entre 1940 et 1945.

BIBLIOGRAPHIE

- Albertsen, K., Lund, T., Christensen, K. B., Kristensen, T. S. & Villadsen, E. (2007).** Predictors of disability pension over a 10-year period for men and women. *Scandinavian Journal of Public Health*, 35(1), 78–85. <https://doi.org/10.1080/14034940600858474>
- Apouey, B. & Geoffard, P.-Y. (2015).** The health status gradient and intergenerational transfer of health during childhood. *Economie & Statistique*. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10529>
- Apouey, B. & Geoffard, P.-Y. (2016).** Parents' education and child body weight in France: The trajectory of the gradient in the early years. *Economics & Human Biology*, 20(C), 70–89. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2015.10.005>
- Aubert, P. (2024).** Permettre aux personnes qui vivent moins longtemps de partir plus tôt à la retraite : quel bilan des réformes depuis les années 1970 ? Technical report.
- Aubert, P., Kuhn, L., Solard, G., Pollak, C. & Jess, N. (2016).** Invalidité et minima sociaux : quels effets du passage de la retraite de 60 à 62 ans ? *Les dossiers de la DREES* N° 6. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd06.pdf>
- Banks, J., Karjalainen, H. & Waters, T. (2024).** Inequalities in Disability. *Oxford Open Economics*, 3(Supplement_1), i529–i548. <https://doi.org/10.1093/ooec/odad091>
- Barnay, T. (2008).** Chômage et invalidité après 50 ans : deux dispositifs alternatifs de sortie de l'emploi pour les seniors en mauvaise santé ? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 411, 47–63. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377102?sommaire=1377106>
- Barnay, T. & Jusot, F. (2018).** *Travail et santé*. Conseil d'orientation des retraites, Document N° 3. Presses de Sciences Po. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4550.pdf>
- Blanpain, N. (2018).** L'espérance de vie par niveau de vie - méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1801, 1–47. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3322051>
- Bouhia, R. (2008).** Mourir avant 60 ans, le destin de 12 % des hommes et 5 % des femmes d'une génération de salariés du privé. Insee, coll. *Références*, France, portrait social - édition 2008, 175–193. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372953?sommaire=1372956>
- Case, A., Lubotsky, D. & Paxson, C. (2002).** Economic status and health in childhood: The origins of the gradient. *American Economic Review*, 92(5), 1308–1334. <https://doi.org/10.1257/000282802762024520>

- Chatzitheochari, S., Velthuis, S. & Connelly, R. (2022).** Childhood disability, social class and social mobility: A neglected relationship. *The British Journal of Sociology*, 73(5), 959–966.
<https://doi.org/10.1111/1468-4446.12974>
- Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Lin, S., Scuderi, B., Turner, N., Bergeron, A. & Cutler, D. (2016).** The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001–2014. *JAMA*, 315(16), 1750–1766.
<https://doi.org/10.1001/jama.2016.4226>
- Couhin, J. & Floderer, S. (2023).** Quel est le profil des nouveaux retraités qui obtiennent une pension au titre de l'inaptitude au régime général en 2021 ? une exploitation à partir des données du RNCPS. Cnav - *Etude*, 2023-014.
https://www.statistiques-recherche.lassuranceretraite.fr/app/uploads/2023/04/inaptitude-2021_dispositifs-retraite.pdf
- Cour des comptes, A. (2019).** Les pensions d'invalidité : une modernisation indispensable au service d'un accompagnement renforcé des assurés. Rapport sur la sécurité sociale, chapitre IV.
- Dahl, G. B., Kreiner, C. T., Nielsen, T. H. & Serena, B. L. (2024).** Understanding the Rise in Life Expectancy Inequality. *Review of Economics and Statistics*, 106(2), 566–575. https://doi.org/10.1162/rest_a_01148
- Danesh, K., Kolstad, J. T., Parker, W. D. & Spinnewijn, J. (2024).** The Chronic Disease Index: Analyzing Health Inequalities Over the Lifecycle. NBER, *Working Paper 32577*. <https://doi.org/10.3386/w32577>
- Deaton, A. (2002).** Policy Implications of the Gradient of Health and Wealth. *Health Affairs*, 21(2), 13–30.
<https://doi.org/10.1377/hlthaff.21.2.13>
- Di Porto, A. (2011).** Les retraites pour inaptitude comparaison avec les retraites « normales ». *Les cahiers de la CNAV* N° 3.
https://www.statistiques-recherche.lassuranceretraite.fr/app/uploads/2011/06/Cahiers-Cnav-03_cahier-cnav.pdf
- Duguet, E. & Le Clairche, C. (2014).** The Effect of Non-Work Related Health Events on Career Outcomes: An Evaluation in the French Labor Market. *Revue d'économie politique*, 124(3), 437–465.
<https://doi.org/10.3917/redp.243.0437>
- Goldman, N. (2001).** Social inequalities in health: disentangling the underlying mechanisms. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 954(1), 118–139.
<https://nyaspubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1749-6632.2001.tb02750.x?sid=nlm%3Apubmed>
- Khlat, M., Van Cleemput, O., Bricard, D. & Legleye, S. (2020).** Use of tobacco, alcohol and cannabis in late adolescence: roles of family living arrangement and socioeconomic group. *BMC Public Health*, 20(1), 1–9.
<https://doi.org/10.1186/s12889-020-09476-w>
- Kivimäki, M., Nyberg, S. T., Batty, G. D., Fransson, E. I., Heikkilä, K., Alfredsson, L., Bjorner, J. B., Borritz, M., Burr, H., Casini, A., Clays, E., De Bacquer, D., Dragano, N., ..., Zins, M., Steptoe, A. & Theorell, T. (2012).** Job strain as a risk factor for coronary heart disease: a collaborative meta-analysis of individual participant data. *The Lancet*, 380(9852), 1491–1497. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(12\)60994-5](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(12)60994-5)
- Marc, C., Lefebvre, G. & Portela, M. (2022).** La protection sociale en France et en Europe en 2021. *Panorama de la DREES*. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2023-05/CPS23MAJ0523.pdf>
- Marino, A. & Cheloudko, P. (2024).** Les retraités et les retraites. *Panorama de la DREES*.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2024-10/RR24.pdf>
- Marmot, M., Smith, G., Stansfeld, S., Patel, C., North, F., Head, J., White, I., Brunner, E. & Feeney, A. (1991).** Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *Lancet*, 337, 1387–1393.
[https://doi.org/10.1016/0140-6736\(91\)93068-k](https://doi.org/10.1016/0140-6736(91)93068-k)
- Meyer, B. D. & Mok, W. K. (2019).** Disability, earnings, income and consumption. *Journal of Public Economics*, 171, 51–69. Trans-Atlantic Public Economics Seminar 2016. <https://doi.org/10.1016/j.jpube.2018.06.011>
- Minkler, M., Fuller-Thomson, E. & Guralnik, J. M. (2006).** Gradient of disability across the socioeconomic spectrum in the United States. *New England Journal of Medicine*, 355(7), 695–703.
<https://doi.org/10.1056/nejmsa044316>
- Mélar, A., Rabaté, S. & Tô, M. (2024).** Hidden redistribution in lifetime earnings: the role of differential mortality. IFS, *Working Paper 24/44*.
<https://ifs.org.uk/sites/default/files/2024-10/WP202444-Hidden-redistribution-in-lifetime-earnings-the-role-of-differential-mortality.pdf>
- Panico, L. & Tô, M. (2023).** A distributional decomposition of birthweight differences by maternal education: A comparison of France and the UK. *The Journal of Economic Inequality*, 1–27.
<https://doi.org/10.1007/s10888-023-09570-0>

Panico, L., Tô, M. & Thévenon, O. (2015). La fréquence des naissances de petit poids : quelle influence a le niveau d’instruction des mères ? Ined, *Population & Sociétés*, 523, 1–4. [https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/23849/population.societes.2015.523.naissance.petit.poid.instruction.meres.fr.fr.pdf](https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/23849/population.societes.2015.523.naissance.petit.poid.influence.instruction.meres.fr.fr.pdf)

Pickett, K. E. & Wilkinson, R. G. (2015). Income inequality and health: A causal review. *Social Science and Medicine*, 128, 316–326. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.12.031>

Rabaté, S. & Rochut, J. (2020). Employment and substitution effects of raising the statutory retirement age in France. *Journal of Pension Economics & Finance*, 19(3), 293–308. <https://doi.org/10.1017/S1474747218000392>

ANNEXE

TABLEAUX DE RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS

Tableau A1 – Probabilité d'être invalide avant 40 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-5,078*** (0,094)	-6,280*** (0,109)	-6,349*** (0,145)	-6,511*** (0,180)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	1,621*** (0,107)	1,821*** (0,110)	1,828*** (0,111)	1,482*** (0,116)
2	1,347*** (0,107)	1,378*** (0,110)	1,382*** (0,111)	1,196*** (0,114)
3	0,863*** (0,113)	0,833*** (0,115)	0,837*** (0,115)	0,709*** (0,117)
4	0,297* (0,125)	0,238 (0,126)	0,238 (0,126)	0,203 (0,127)
6	-0,513*** (0,154)	-0,402** (0,155)	-0,398* (0,155)	-0,382* (0,155)
7	-0,692*** (0,163)	-0,496** (0,164)	-0,487** (0,164)	-0,438** (0,164)
8	-0,804*** (0,169)	-0,427* (0,170)	-0,407* (0,171)	-0,317 (0,173)
9	-0,927*** (0,177)	-0,416* (0,178)	-0,382* (0,180)	-0,223 (0,184)
10	-1,319*** (0,206)	-0,603** (0,209)	-0,550* (0,214)	-0,300 (0,230)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,256* (0,121)	0,143 (0,126)
Inférieur au bac			0,094 (0,114)	-0,011 (0,118)
Baccalauréat			0,142 (0,137)	0,040 (0,139)
Manquant			-0,019 (0,110)	-0,201 (0,116)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,029 (0,209)
Artisans, commerçants				0,252 (0,131)
Cadres				-0,488* (0,193)
Employés				0,486*** (0,121)
Ouvriers				0,002 (0,114)
Manquant				1,735*** (0,129)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,126 (0,155)
Activités scientifiques et techniques				-0,122 (0,101)
Commerce				0,018 (0,088)
Construction				-0,153 (0,115)
Industrie				0,101 (0,101)
Autres				0,262 (0,136)
Manquant				0,712*** (0,116)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		-0,138* (0,062)	-0,137* (0,062)	0,018 (0,064)
Maladie/maternité		2,498*** (0,062)	2,486*** (0,063)	2,461*** (0,064)
Logvraisemblance	-8 267,27	-7 227,24	-7 220,13	-6 891,18
AIC	16 554,54	14 478,49	14 472,26	13 840,36
BIC	16 655,26	14 599,36	14 633,42	14 132,46

Tableau A2 – Probabilité d'être invalide avant 45 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-4,190*** (0,069)	-5,021*** (0,078)	-5,371*** (0,118)	-5,805*** (0,149)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	1,075*** (0,084)	1,170*** (0,086)	1,175*** (0,086)	0,802*** (0,091)
2	0,905*** (0,083)	0,882*** (0,085)	0,883*** (0,085)	0,668*** (0,088)
3	0,675*** (0,086)	0,603*** (0,087)	0,605*** (0,087)	0,473*** (0,088)
4	0,291** (0,092)	0,234* (0,093)	0,232* (0,093)	0,189* (0,093)
6	-0,267* (0,105)	-0,176 (0,106)	-0,165 (0,106)	-0,132 (0,106)
7	-0,459*** (0,110)	-0,299** (0,111)	-0,274* (0,112)	-0,179 (0,112)
8	-0,577*** (0,114)	-0,293* (0,116)	-0,239* (0,116)	-0,058 (0,118)
9	-0,967*** (0,130)	-0,592*** (0,132)	-0,501*** (0,134)	-0,224 (0,137)
10	-1,061*** (0,135)	-0,538*** (0,138)	-0,406** (0,142)	-0,031 (0,151)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,579*** (0,105)	0,362*** (0,108)
Inférieur au bac			0,354*** (0,099)	0,169 (0,101)
Baccalauréat			0,310* (0,121)	0,157 (0,122)
Manquant			0,321*** (0,096)	0,049 (0,099)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,415** (0,159)
Artisans, commerçants				0,501*** (0,105)
Cadres				-0,497*** (0,149)
Employés				0,715*** (0,102)
Ouvriers				0,317*** (0,093)
Manquant				2,128*** (0,104)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,013 (0,131)
Activités scientifiques et techniques				0,136 (0,084)
Commerce				0,085 (0,075)
Construction				-0,005 (0,093)
Industrie				0,215** (0,081)
Autres				0,254* (0,111)
Manquant				0,628*** (0,094)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,132** (0,048)	0,137** (0,048)	0,262*** (0,049)
Maladie/maternité		1,782*** (0,044)	1,758*** (0,044)	1,715*** (0,045)
Logvraisemblance	-11 598,79	-10 717,60	-10 699,93	-10 166,14
AIC	23 217,59	21 459,20	21 431,87	20 390,28
BIC	23 315,93	21 577,21	21 589,22	20 675,48

Tableau A3 – Probabilité d'être invalide avant 50 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-3,407*** (0,053)	-4,039*** (0,060)	-4,539*** (0,099)	-5,029*** (0,128)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	0,642*** (0,070)	0,687*** (0,071)	0,693*** (0,072)	0,370*** (0,077)
2	0,635*** (0,068)	0,598*** (0,069)	0,597*** (0,069)	0,408*** (0,072)
3	0,510*** (0,068)	0,433*** (0,070)	0,434*** (0,070)	0,323*** (0,071)
4	0,252*** (0,072)	0,201** (0,073)	0,196** (0,073)	0,163* (0,073)
6	-0,256** (0,080)	-0,187* (0,081)	-0,175* (0,081)	-0,133 (0,081)
7	-0,477*** (0,086)	-0,340*** (0,087)	-0,309*** (0,087)	-0,205* (0,087)
8	-0,722*** (0,092)	-0,505*** (0,093)	-0,436*** (0,094)	-0,246* (0,096)
9	-0,990*** (0,101)	-0,709*** (0,102)	-0,595*** (0,103)	-0,301** (0,105)
10	-1,249*** (0,111)	-0,858*** (0,113)	-0,694*** (0,116)	-0,318* (0,123)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,727*** (0,093)	0,460*** (0,096)
Inférieur au bac			0,496*** (0,087)	0,278** (0,090)
Baccalauréat			0,329** (0,108)	0,165 (0,110)
Manquant			0,505*** (0,084)	0,211* (0,088)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,514*** (0,127)
Artisans, commerçants				0,461*** (0,086)
Cadres				-0,420*** (0,118)
Employés				0,613*** (0,086)
Ouvriers				0,398*** (0,075)
Manquant				2,052*** (0,085)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				0,021 (0,116)
Activités scientifiques et techniques				0,255*** (0,073)
Commerce				0,151* (0,065)
Construction				0,127 (0,078)
Industrie				0,318*** (0,068)
Autres				0,261** (0,094)
Manquant				0,597*** (0,081)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,202*** (0,038)	0,209*** (0,039)	0,306*** (0,039)
Maladie/maternité		1,420*** (0,036)	1,393*** (0,036)	1,339*** (0,037)
Logvraisemblance	-14 812,11	-14 018,03	-13 981,49	-13 348,36
AIC	29 644,21	28 060,07	27 994,99	26 754,72
BIC	29 740,24	28 175,30	28 148,63	27 033,20

Tableau A4 – Probabilité d'être invalide avant 55 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,690*** (0,050)	-3,165*** (0,056)	-3,782*** (0,098)	-4,313*** (0,125)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	0,266*** (0,072)	0,274*** (0,073)	0,292*** (0,073)	0,057 (0,079)
2	0,432*** (0,067)	0,363*** (0,068)	0,365*** (0,069)	0,213** (0,071)
3	0,394*** (0,066)	0,315*** (0,068)	0,312*** (0,068)	0,217** (0,070)
4	0,182** (0,069)	0,128 (0,070)	0,123 (0,070)	0,093 (0,070)
6	-0,196** (0,075)	-0,124 (0,076)	-0,110 (0,076)	-0,045 (0,076)
7	-0,369*** (0,078)	-0,255** (0,079)	-0,216** (0,079)	-0,084 (0,080)
8	-0,622*** (0,084)	-0,456*** (0,085)	-0,378*** (0,085)	-0,146 (0,087)
9	-0,887*** (0,091)	-0,684*** (0,092)	-0,553*** (0,093)	-0,231* (0,095)
10	-1,364*** (0,107)	-1,085*** (0,109)	-0,890*** (0,111)	-0,508*** (0,117)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,911*** (0,093)	0,550*** (0,098)
Inférieur au bac			0,631*** (0,087)	0,332*** (0,091)
Baccalauréat			0,443*** (0,108)	0,236* (0,110)
Manquant			0,582*** (0,085)	0,223* (0,089)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,732*** (0,119)
Artisans, commerçants				0,487*** (0,080)
Cadres				-0,418*** (0,109)
Employés				0,456*** (0,084)
Ouvriers				0,473*** (0,070)
Manquant				1,867*** (0,080)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				0,328** (0,113)
Activités scientifiques et techniques				0,220** (0,078)
Commerce				0,244*** (0,066)
Construction				0,441*** (0,076)
Industrie				0,424*** (0,067)
Autres				0,307*** (0,091)
Manquant				0,522*** (0,081)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,195*** (0,037)	0,210*** (0,037)	0,266*** (0,038)
Maladie/maternité		1,185*** (0,036)	1,152*** (0,036)	1,092*** (0,037)
Logvraisemblance	-13 675,62	-13 124,22	-13 066,97	-12 537,81
AIC	27 371,24	26 272,43	26 165,94	25 133,62
BIC	27 461,93	26 381,26	26 311,04	25 396,62

Tableau A5 – Probabilité d'être invalide avant 40 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-4,308*** (0,070)	-5,597*** (0,106)	-5,684*** (0,124)	-6,162*** (0,146)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,026 (0,106)	0,212* (0,107)	0,191, (0,107)	-0,050 (0,112)
2	0,270** (0,094)	0,359*** (0,094)	0,343*** (0,094)	0,222* (0,096)
3	0,215* (0,094)	0,243* (0,094)	0,234* (0,095)	0,182 (0,096)
4	0,185 (0,095)	0,188* (0,095)	0,184 (0,095)	0,169 (0,095)
6	-0,488*** (0,112)	-0,465*** (0,113)	-0,458*** (0,113)	-0,435*** (0,113)
7	-0,680*** (0,119)	-0,586*** (0,120)	-0,572*** (0,120)	-0,497*** (0,120)
8	-0,958*** (0,131)	-0,768*** (0,133)	-0,740*** (0,133)	-0,597*** (0,134)
9	-1,307*** (0,149)	-0,991*** (0,152)	-0,952*** (0,152)	-0,710*** (0,158)
10	-1,651*** (0,171)	-1,307*** (0,174)	-1,264*** (0,174)	-0,916*** (0,189)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,233* (0,106)	-0,060 (0,112)
Inférieur au bac			0,130 (0,087)	-0,089 (0,091)
Baccalauréat			-0,088 (0,109)	-0,200 (0,110)
Manquant			0,086 (0,082)	-0,143 (0,086)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				-0,198 (0,337)
Artisans, commerçants				0,022 (0,175)
Cadres				-0,345* (0,169)
Employés				0,331*** (0,100)
Ouvriers				0,333** (0,126)
Manquant				2,185*** (0,118)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,073 (0,114)
Activités scientifiques et techniques				0,167 (0,091)
Commerce				0,130 (0,074)
Construction				-0,854* (0,384)
Industrie				0,239* (0,098)
Autres				0,407*** (0,107)
Manquant				0,653*** (0,115)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,176** (0,060)	0,183** (0,060)	0,307*** (0,060)
Maladie/maternité		1,425*** (0,080)	1,427*** (0,080)	1,476*** (0,081)
Logvraisemblance	-8 409,04	-8 160,42	-8 155,34	-7 753,15
AIC	16 838,08	16 344,84	16 342,68	15 564,30
BIC	16 937,50	16 464,14	16 501,75	15 852,60

Tableau A6 – Probabilité d'être invalide avant 45 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-3,575*** (0,056)	-4,499*** (0,077)	-4,800*** (0,100)	-5,374*** (0,119)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,260** (0,090)	-0,074 (0,091)	-0,099 (0,091)	-0,366*** (0,095)
2	0,034 (0,079)	0,106 (0,079)	0,086 (0,079)	-0,064 (0,082)
3	0,049 (0,078)	0,070 (0,078)	0,056 (0,078)	-0,017 (0,080)
4	0,028 (0,078)	0,030 (0,078)	0,024 (0,078)	-0,003 (0,079)
6	-0,233** (0,083)	-0,212* (0,084)	-0,203* (0,084)	-0,167* (0,084)
7	-0,468*** (0,089)	-0,387*** (0,089)	-0,365*** (0,090)	-0,273** (0,090)
8	-0,827*** (0,099)	-0,659*** (0,100)	-0,611*** (0,101)	-0,431*** (0,102)
9	-1,088*** (0,109)	-0,835*** (0,111)	-0,757*** (0,111)	-0,455*** (0,115)
10	-1,438*** (0,124)	-1,131*** (0,126)	-1,022*** (0,127)	-0,617*** (0,137)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,462*** (0,093)	0,132 (0,099)
Inférieur au bac			0,343*** (0,078)	0,089 (0,083)
Baccalauréat			0,156 (0,097)	0,007 (0,099)
Manquant			0,325*** (0,074)	0,064 (0,078)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,275 (0,230)
Artisans, commerçants				0,197 (0,136)
Cadres				-0,288* (0,135)
Employés				0,485*** (0,084)
Ouvriers				0,539*** (0,103)
Manquant				2,255*** (0,097)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,078 (0,095)
Activités scientifiques et techniques				0,301*** (0,071)
Commerce				0,126* (0,061)
Construction				-0,659* (0,285)
Industrie				0,171* (0,076)
Autres				0,264** (0,089)
Manquant				0,589*** (0,093)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,272*** (0,047)	0,281*** (0,047)	0,385*** (0,048)
Maladie/maternité		0,949*** (0,054)	0,945*** (0,055)	0,988*** (0,056)
Logvraisemblance	-11 448,54	-11 224,04	-11 207,60	-10 620,46
AIC	22 917,08	22 472,07	22 447,21	21 298,93
BIC	23 013,99	22 588,37	22 602,27	21 579,98

Tableau A7 – Probabilité d'être invalide avant 50 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,969*** (0,048)	-3,644*** (0,061)	-3,998*** (0,083)	-4,430*** (0,097)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,221** (0,076)	-0,075 (0,076)	-0,101 (0,076)	-0,276*** (0,080)
2	-0,042 (0,069)	0,016 (0,069)	-0,007 (0,069)	-0,104 (0,071)
3	0,010 (0,067)	0,027 (0,068)	0,011 (0,068)	-0,034 (0,069)
4	-0,010 (0,067)	-0,009 (0,068)	-0,017 (0,068)	-0,037 (0,068)
6	-0,129 (0,069)	-0,105 (0,069)	-0,098 (0,070)	-0,075 (0,070)
7	-0,418*** (0,074)	-0,349*** (0,075)	-0,327*** (0,075)	-0,250*** (0,075)
8	-0,659*** (0,080)	-0,517*** (0,081)	-0,463*** (0,081)	-0,292*** (0,082)
9	-1,052*** (0,091)	-0,846*** (0,092)	-0,754*** (0,093)	-0,468*** (0,096)
10	-1,222*** (0,096)	-0,976*** (0,098)	-0,842*** (0,099)	-0,434*** (0,107)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,606*** (0,080)	0,238** (0,084)
Inférieur au bac			0,407*** (0,069)	0,119 (0,073)
Baccalauréat			0,214* (0,085)	0,047 (0,087)
Manquant			0,341*** (0,066)	0,059 (0,069)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,325 (0,176)
Artisans, commerçants				0,203 (0,106)
Cadres				-0,442*** (0,111)
Employés				0,365*** (0,067)
Ouvriers				0,567*** (0,082)
Manquant				1,952*** (0,079)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,116 (0,083)
Activités scientifiques et techniques				0,247*** (0,061)
Commerce				0,248*** (0,051)
Construction				-0,410 (0,220)
Industrie				0,265*** (0,061)
Autres				0,229** (0,075)
Manquant				0,353*** (0,081)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,297*** (0,038)	0,308*** (0,038)	0,378*** (0,039)
Maladie/maternité		0,643*** (0,041)	0,636*** (0,042)	0,652*** (0,043)
Logvraisemblance	-14 416,24	-14 228,41	-14 194,90	-13 593,34
AIC	28 852,48	28 480,82	28 421,80	27 244,68
BIC	28 946,94	28 594,18	28 572,94	27 518,63

Tableau A8 – Probabilité d'être invalide avant 55 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,371*** (0,048)	-2,933*** (0,060)	-3,458*** (0,088)	-3,887*** (0,104)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,290*** (0,078)	-0,153 (0,079)	-0,182* (0,079)	-0,314*** (0,082)
2	-0,152* (0,072)	-0,101 (0,072)	-0,129 (0,072)	-0,203** (0,074)
3	-0,134 (0,071)	-0,114 (0,071)	-0,132 (0,072)	-0,170* (0,073)
4	-0,065 (0,070)	-0,067 (0,070)	-0,080 (0,070)	-0,098 (0,071)
6	-0,171* (0,071)	-0,153* (0,071)	-0,150* (0,071)	-0,145* (0,072)
7	-0,367*** (0,074)	-0,315*** (0,075)	-0,299*** (0,075)	-0,236** (0,075)
8	-0,663*** (0,080)	-0,551*** (0,081)	-0,500*** (0,081)	-0,321*** (0,082)
9	-0,932*** (0,087)	-0,772*** (0,088)	-0,675*** (0,089)	-0,395*** (0,091)
10	-1,121*** (0,093)	-0,927*** (0,094)	-0,759*** (0,096)	-0,399*** (0,102)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,828*** (0,087)	0,394*** (0,093)
Inférieur au bac			0,624*** (0,076)	0,294*** (0,081)
Baccalauréat			0,400*** (0,093)	0,215* (0,096)
Manquant			0,503*** (0,074)	0,184* (0,078)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,589*** (0,166)
Artisans, commerçants				0,374*** (0,100)
Cadres				-0,405*** (0,113)
Employés				0,358*** (0,068)
Ouvriers				0,740*** (0,081)
Manquant				1,687*** (0,078)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,043 (0,088)
Activités scientifiques et techniques				0,325*** (0,064)
Commerce				0,292*** (0,054)
Construction				-0,146 (0,211)
Industrie				0,286*** (0,061)
Autres				0,339*** (0,074)
Manquant				0,299*** (0,080)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,213*** (0,038)	0,226*** (0,038)	0,268*** (0,039)
Maladie/maternité		0,608*** (0,041)	0,586*** (0,041)	0,581*** (0,043)
Logvraisemblance	-12 300,37	-12 151,67	-12 096,58	-11 630,28
AIC	24 620,75	24 327,35	24 225,17	23 318,56
BIC	24 709,63	24 434,01	24 367,38	23 576,32

Permettre aux personnes qui vivent moins longtemps de partir plus tôt à la retraite : quel bilan des réformes depuis les années 1970 ?

Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?

Patrick Aubert*

Résumé – Les réformes mises en œuvre depuis les années 1970 ont fortement étendu les possibilités de partir à la retraite au taux plein de façon anticipée, avec l'idée que cela bénéficierait aux assurés dont l'espérance de vie était supposée la plus courte. Ces possibilités concernaient initialement les assurés reconnus inaptes au travail, mais elles s'appuient maintenant principalement sur le fait d'avoir eu une carrière complète, ce critère visant à avantager les personnes ayant commencé à travailler plus jeunes, supposées en moins bonne santé. Toutefois, si l'espérance de vie à 60 ans de ces dernières s'avère effectivement plus basse, cette relation ne s'observe que pour les débuts de carrière avant 20 ans pour les hommes et avant 18 ans pour les femmes. En pratique, on n'observe pas de relation croissante entre l'espérance de vie à 60 ans et l'âge auquel le système de retraite permet de partir à la retraite à taux plein. Parmi les femmes, la relation semble même décroissante.

Abstract – *The reforms that have been implemented in France since the 1970s have greatly increased the options for retiring early with a full-rate pension, the idea being that this would benefit those individuals presumed to have the shortest life expectancies. These options were initially aimed at individuals who had been declared unfit for work, but they are now largely based on having worked a full career, with this criterion intended to benefit persons who started working at a younger age, who are presumed to be in poorer health. However, although the life expectancy at 60 years of age of this latter group is indeed lower, this trend is only observed for those who started their careers before the age of 20 for men and 18 for women. In practice, no positive relationship can be observed between life expectancy at 60 years of age and the age at which a person is entitled to retire with a full-rate pension. Among women, the relationship even appears to be negative.*

JEL: J26

Mots-clés : réforme des retraites, retraite anticipée, âge de départ, durée de carrière, espérance de vie

Keywords: pension reform, early retirement, retirement age, length of career, life expectancy

* Institut des politiques publiques (IPP). Correspondance : patrick.aubert@ipp.eu

L'auteur remercie les membres du pôle retraite de l'IPP, les participants aux divers séminaires et colloques dans lesquels l'étude a été présentée, et les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs commentaires et suggestions. Les résultats présentés dans cette étude n'engagent que son auteur.

Reçu en février 2024, accepté en septembre 2024.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Aubert, P. (2025). Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 546, 39–57. doi: 10.24187/ecostat.2025.546.2132

Le système de retraite français mis en place en 1945 avait pour principe de laisser aux assurés sociaux une « liberté de choix »¹ du moment de leur départ à la retraite, à partir d'un âge minimal fixé à 60 ans. Ce système prévoyait en pratique une modulation du montant de pension selon l'âge de départ, de façon à compenser l'impact d'un départ plus ou moins tardif sur la durée de perception de la pension. Un départ à un âge plus élevé, associé par conséquent à une durée de retraite plus courte, impliquait un montant de retraite plus élevé, tandis qu'un départ anticipé se traduisait par une retraite plus basse de façon à contrebalancer l'allongement de la durée de retraite liée à cette anticipation. Concrètement, la modulation prenait la forme, pour le calcul de la pension dans les régimes de retraite de base, de la multiplication par un taux de liquidation dépendant de l'âge. Ce taux était fixé, en 1945, à 20 % en cas de départ à l'âge minimal de 60 ans, augmenté de 4 points du pourcentage pour chaque année de report du départ à la retraite au-delà de cet âge. Un tel barème n'était pas strictement égal à un barème actuariel², mais s'en approchait : par exemple, un départ à la retraite à 64 ans plutôt qu'à 65 ans impliquait un abattement de 10 %, soit à peu près (même si un peu plus que) le gain de durée de retraite lié à cette anticipation du départ, égal à environ 8 %.

Toutefois, en complément de ces principes généraux de neutralité actuarielle, le système de retraite prévoyait également dès son origine des dispositions dérogatoires permettant d'anticiper le départ à la retraite pour certains

assurés considérés comme sujets à une « usure prématurée de l'organisme ». Cette possibilité se manifestait en pratique par le fait de disposer dès l'âge minimal de 60 ans du taux de liquidation considéré comme « plein », normalement octroyé à 65 ans seulement, permettant ainsi d'obtenir un même niveau de pension (à durée de carrière et niveau de salaire donné) en partant 5 ans plus tôt à la retraite.

Ces dispositions ont été progressivement élargies par la suite, par l'extension des dispositifs existants et par la création de nouveaux dispositifs d'anticipation, d'abord de l'obtention du taux plein de retraite, mais ensuite également de l'âge minimal d'ouverture des droits (encadré 1). Initialement dérogatoires, elles sont devenues nettement majoritaires, au point qu'un départ au taux plein dès l'âge minimal d'ouverture des droits (c'est-à-dire à 60 ans jusqu'en 2010, puis à 62 ans après la réforme de 2010, et à terme à 64 ans après pleine montée en charge de la réforme de 2023) est souvent vu aujourd'hui comme la situation « normale » de départ à la retraite. Il reste néanmoins que l'âge *inconditionnel* du départ à la retraite au taux plein n'a

1. Cette expression est utilisée ici avec la définition qui lui a été donnée lors de la réforme des retraites de 2003 : par liberté de choix, on entend le fait pour un assuré de ne pas être pénalisé financièrement s'il choisit de partir à la retraite plus tard, et, symétriquement, de ne pas recevoir un avantage, en termes de montant cumulé des retraites, au fait de partir le plus tôt possible.

2. C'est-à-dire un barème de calcul de la retraite tel que la minoration ou la majoration de pension selon l'âge vise à compenser l'effet d'une anticipation ou d'un ajournement du départ à la retraite sur le montant total de pensions (versées sur toute la période de retraite). Avec un tel barème, la somme des pensions en espérance mathématique (compte tenu des probabilités de décéder à chaque âge et des revalorisations des pensions) est, à effort contributif donné, identique quel que soit l'âge de départ.

ENCADRÉ 1 – 40 ans de réformes visant à permettre à certains assurés de partir plus tôt à la retraite

Dès l'origine, l'ordonnance de 1945 « fixant le régime des assurances sociales applicable aux assurés des professions non agricoles » prévoit la possibilité, pour certains assurés, de partir à la retraite dès 60 ans avec le taux de liquidation normalement octroyé à 65 ans. La dérogation prévue alors constitue la base du régime actuel de taux plein au titre de l'inaptitude au travail, mais à la différence près qu'elle est plus restrictive, car elle en conditionne le bénéfice à un seuil de durée d'assurance totale d'au moins 30 ans. Le dispositif a ainsi pour condition le *cumul* des facteurs qui permettent aujourd'hui, chacun de façon séparée, de partir de façon anticipée à la retraite : l'inaptitude au travail constatée au moment du départ à la retraite ou l'exposition à des critères de pénibilité pendant la carrière, et le fait d'avoir eu une carrière complète (c'est-à-dire d'avoir validé au cours de sa carrière un nombre de trimestres au moins égal à une durée légale dite « requise pour le taux plein »). Ce n'est que par la loi de 1971 « portant amélioration des pensions de vieillesse du régime général de sécurité sociale et du régime des travailleurs salariés agricoles » que le champ de la retraite pour inaptitude sera étendu, cette loi supprimant la condition de durée et la référence à la pénibilité des métiers comme cause des incapacités.

La loi de 1975 « relative aux conditions d'accès à la retraite de certains travailleurs manuels » étend aux « *travailleurs manuels salariés justifiant d'une longue durée d'assurance* » les possibilités de bénéficier avant l'âge de 65 ans du taux de liquidation normalement applicable à cet âge. Ses décrets d'application fixent la durée d'assurance requise à 43 ans, puis 42 ans et enfin 41 ans. La loi introduit ainsi pour la première fois le critère de durée comme condition d'anticipation du taux plein, même si elle conserve encore une seconde condition sur la nature « manuelle » du travail. On peut noter, en outre, que la durée d'assurance requise était alors fixée avec un seuil plus élevé que la durée légale d'une carrière complète, utilisée pour le calcul du montant de pension (soit 37,5 ans à l'issue de la loi de 1971). →

ENCADRÉ 1 – (suite)

La loi de 1975 prévoit aussi un deuxième cas d'anticipation, à destination des mères de famille ouvrières ayant élevé au moins trois enfants. Les dispositions visant les femmes sont nettement étendues par la loi de 1977 « tendant à accorder aux femmes assurées au régime général de sécurité sociale, atteignant l'âge de soixante ans, la pension de vieillesse aux taux normalement applicable à soixante-cinq ans » qui prévoit cette fois-ci l'anticipation du taux plein pour toutes les femmes à carrière complète (37 années et demi à l'époque).

L'ordonnance de 1982 « relative à l'abaissement de l'âge de la retraite des assurés du régime général et du régime des assurances sociales agricoles » entend changer la focale, en définissant comme situation de référence ce qui était auparavant vu comme un cadre dérogatoire d'anticipation. Alors que l'ordonnance de 1945 définissait le taux de liquidation comme un taux minimal en cas de départ à 60 ans, majoré par le biais de coefficients d'ajournements en cas de départ plus tardif, celle de 1982 (entrée en vigueur de 1983, et donc qualifiée de « réforme de 1983 » dans la suite du texte) introduit officiellement la notion de « taux plein » comme taux de référence (égal à 50 % du salaire de référence), complété par des coefficients de minoration (aujourd'hui qualifiés de décote) calculés en fonction du nombre d'annuités manquantes pour les salariés qui, à soixante ans, ne réunissent pas la durée d'assurance de 150 trimestres. Malgré ce changement d'optique, il reste que c'est toujours l'âge de 65 ans qui définit la possibilité inconditionnelle d'obtention du taux plein de retraite. Même si l'obtention du taux plein dès 60 ans au titre de la durée validée ne constitue pas officiellement un dispositif d'anticipation – la loi le présentant plutôt dorénavant comme le cas général – on peut donc toujours le considérer comme tel par opposition à la situation inconditionnelle d'obtention du taux plein.

Si les réformes de 1975 à 1983 ont mis en avant le critère de durée validée pour justifier l'anticipation du taux plein sans le conditionner à la constatation administrative d'une inaptitude, c'est toujours au nom de l'état de santé supposé dégradé des catégories sociales qui bénéficieraient de la réforme qu'elles le font. Par exemple, le rapport préalable à l'ordonnance de 1982 met en avant le fait qu'« *ouvriers et employés, entrés tôt dans la vie active, versent plus longtemps des cotisations pour se constituer une retraite et bénéficient moins durablement de leur pension [...] la présente ordonnance contribuera à réduire ces inégalités sociales* » Pour autant, le législateur ne s'inscrivait pas dans un schéma actuariel, dans lequel on aurait cherché à moduler le rendement d'une année cotisée pour la retraite selon les caractéristiques de carrière. C'est surtout la vision normative que le départ à la retraite doit pouvoir se faire une fois la carrière complète validée qui paraît fonder le projet.

L'anticipation du départ à la retraite visée par les réformes des retraites jusqu'à celle de 1983 consistait à permettre de bénéficier du taux plein avant l'âge de 65 ans, mais sans aller en deçà de l'âge minimal de droit commun, fixé à 60 ans en 1945. Dans les réformes votées à partir des années 2000, ce n'est plus sur l'anticipation du taux plein, mais sur l'abaissement de cet âge minimal que portent les évolutions réglementaires. La réforme de retraites de 2003 crée ainsi le dispositif de départ anticipé pour longue carrière, permettant un départ au taux plein à partir de 56 ans. Comme l'indique le qualificatif de carrière *longue*, ce dispositif est conditionné à un seuil de durée d'assurance plus élevé que celui qui permet de bénéficier du taux plein dès l'âge de 60 ans : le premier est ainsi majoré de huit trimestres par rapport au second, soit une durée requise de 42 ans, contre 40 ans pour l'obtention du taux plein à 60 ans pour la génération qui atteint cet âge en 2003. Deux autres conditions sont en outre requises, l'une portant sur une durée *cotisée* minimale (c'est-à-dire la durée d'assurance réduite aux seuls trimestres validés au titre de périodes d'emploi, ainsi qu'à quelques autres trimestres en nombre très restreint) et l'autre sur l'âge de début de carrière. Le dispositif de retraite anticipée pour carrière longue a été modifié par la suite (restriction en 2008 puis, à l'inverse, extension en 2012 et en 2023), mais ces modifications ont conservé les caractéristiques initiales, notamment le fait d'être conditionné à une durée cotisée minimale (restant donc plus restrictive que la durée d'assurance totale, même si quelques trimestres acquis à d'autres titres que l'emploi sont dorénavant comptabilisés dans cette durée cotisée) ainsi qu'à un âge de début de carrière.

Les réformes depuis celles de 2003 ont par ailleurs créé divers dispositifs visant plus spécifiquement les assurés handicapés, reconnus inaptes au travail ou ayant exercé des métiers pénibles, par exemple les dispositifs de retraite anticipée pour handicap (à partir de 55 ans) créé en 2003 et ceux pour incapacité permanente ou pour les bénéficiaires de l'allocation des travailleurs de l'amiante (tous deux à partir de 60 ans) créé en 2010, ou encore le dispositif de prise en compte de la pénibilité créé en 2014. La réforme des retraites de 2023 a par ailleurs maintenu à 62 ans l'âge minimal de départ pour les assurés inaptes ou ex-invalides, alors qu'elle relevait progressivement l'âge minimal de droit commun à 64 ans.

en réalité jamais été abaissé en France. Il est resté égal à 65 ans jusqu'en 2010, puis a été augmenté à 67 ans, et c'est bien toujours *sous certaines conditions seulement* qu'un départ au taux plein avant cet âge est autorisé.

Si les dispositifs d'anticipation ont fortement évolué depuis 1945, ils partagent tous le fait que leurs conditions s'appuient sur l'un au moins des trois grands motifs présents dès l'origine : la reconnaissance administrative d'une incapacité

à travailler, l'exercice en cours de carrière d'activités pénibles reconnues comme susceptibles d'entraîner une usure prématurée, ou encore le fait d'avoir travaillé longtemps. Les réformes qui ont créé ou élargi les dispositifs d'anticipation basés sur ces critères ont toujours, de façon plus ou moins affirmée, justifié ceux-ci par le lien entre ces derniers et un état de santé dégradé ou une moindre espérance de vie. Cependant, dans l'exposé de ces réformes, ce lien n'est resté apprécié que de façon qualitative. En d'autres

termes, la création ou l'extension des dispositifs d'anticipation étaient fréquemment, dans les exposés des motifs, justifiées par la durée de retraite plus courte ou passée en moins bonne santé de leurs bénéficiaires présumés, mais les projets de réforme ne se sont jamais appuyés sur des évaluations ex-ante de ces écarts de durée de retraite, pour vérifier que l'anticipation permise était bien de même ampleur que les écarts d'espérance de vie ou d'espérance de vie en santé *effectivement constatés* en fonction des critères retenus pour définir l'anticipation du départ à la retraite.

Ce lien reste également assez peu étudié dans la littérature scientifique. Si de nombreuses analyses ont été consacrées aux écarts de mortalité et d'espérance de vie entre catégories sociales, celles-ci ne s'intéressent pas, en règle générale, aux critères qui déterminent, dans le système de retraite français, l'âge de départ à la retraite à taux plein (encadré 2). La présente étude vise donc à évaluer précisément le lien entre les conditions d'obtention d'une retraite à taux plein et les écarts de mortalité. Elle revient

ainsi sur l'ensemble des dispositifs qui ont été créés ou réformés depuis les années 1970, afin d'en proposer une évaluation au regard des inégalités de durée de retraite qui découlent des corrélations entre la mortalité et les caractéristiques retenues dans les barèmes de retraite pour déterminer l'âge de départ. Elle s'appuie pour cela sur les échantillons interrégimes de retraités (EIR) de la DREES, qui permettent un suivi des caractéristiques de retraite au fil des générations sur près de 50 années. La première partie introduit les données mobilisées ainsi que les principaux indicateurs et notions discutés dans l'analyse. La seconde partie décrit ensuite l'évolution des départs anticipés à la retraite au fil des générations. La suivante présente l'estimation des écarts d'espérance de vie en fonction des critères qui déterminent l'obtention du taux plein de retraite, afin d'évaluer dans quelle mesure ces critères permettent, ou non, de compenser ces écarts et d'atténuer les inégalités de durée de retraite³.

3. Des résultats complémentaires à ceux présentés et discutés ici sont disponibles dans une version en document de travail de cette étude (Aubert, 2024).

ENCADRÉ 2 – Espérance de vie et caractéristiques de retraite en France : que nous apprend la littérature scientifique ?

Le lien entre l'espérance de vie et l'âge auquel le système de retraite français permet de partir à la retraite reste assez peu étudié dans la littérature scientifique. En effet, si de nombreuses analyses ont été consacrées aux écarts de mortalité entre catégories sociales, celles-ci ne s'intéressent pas, en règle générale, aux critères réglementaires précis qui déterminent l'âge de départ à la retraite à taux plein. Dans la littérature internationale, les recherches portent pour la plupart sur les inégalités selon le niveau des revenus. Pour la France, Blanpain (2018) met en lumière un écart d'espérance de vie substantiel (jusqu'à treize années) entre les plus aisés et les plus modestes, plus marqué parmi les hommes que parmi les femmes. De nombreuses études françaises ont par ailleurs mis en lumière les écarts d'espérance de vie selon la catégorie socioprofessionnelle, les professions ou encore le diplôme (par exemple Blanpain, 2024). À 35 ans, l'espérance de vie des cadres est ainsi supérieure à celle des ouvriers d'environ six ans chez les hommes et d'environ trois ans chez les femmes, cet écart ayant peu évolué depuis les années 1970. Il est en outre encore plus marqué si l'on considère l'espérance de vie sans incapacité (Cambois *et al.*, 2008).

Si ces résultats sont connus et bien étayés, ils ne renseignent cependant qu'assez peu sur l'adéquation entre les disparités d'âge de départ à la retraite au taux plein dans le système français et les écarts d'espérance de vie, car il n'y a pas de lien clair entre niveau de revenu ou catégorie sociale et atteinte du taux plein. De nombreux retraités cadres ont par exemple pu partir à la retraite dès 60 ans, tandis que certains ouvriers ou employés ont dû, du fait d'une carrière incomplète, attendre 65 ans pour obtenir le taux plein. Certaines analyses ont porté sur les disparités d'espérance de vie selon les caractéristiques de retraite, mais elles sont plus rares. Sur le champ du régime général, Goujon (2019) estime des écarts d'espérance de vie marqués (quatre à six ans selon le sexe) entre les bénéficiaires d'une pension « normale » et les bénéficiaires d'une pension pour inaptitude ou d'une pension d'ex-invalide. Ils ne détaillent cependant pas les écarts d'espérance de vie parmi les bénéficiaires de pensions normales, selon l'âge d'atteinte du taux plein ou la durée de carrière. Plusieurs études récentes ont par ailleurs été menées sur les champs des retraités de la fonction publique (Buisson & Senghor, 2016 ; Bulcourt *et al.*, 2022), mais avec encore une fois un angle d'analyse selon la catégorie de fonctionnaires ou selon la profession. Sur le champ tous régimes confondus, Aubert & Christel-Andrieux (2010) et Andrieux & Chantel (2013) vont un peu plus loin, en détaillant les disparités d'espérance de vie et de durée de retraite selon la durée d'assurance validée pour la retraite. Ils montrent que ces disparités sont d'ampleur plus modérées que l'écart entre les deux bornes d'âges légaux de la retraite (c'est-à-dire 60 ans et 65 ans pour les générations étudiées) et que, si on observe effectivement une corrélation négative entre espérance de vie et durée de carrière, c'est uniquement parmi les carrières les plus longues (au-delà de 40 ans), la corrélation s'avérant à l'inverse positive parmi les carrières de 40 ans ou moins. À partir de données sur le régime général, Secrétariat Général du COR (2014) aboutit à des résultats similaires, en situant le point d'inflexion à partir duquel la corrélation entre espérance de vie et durée de carrière devient négative à 42 ans plutôt que 40 ans. Là encore, ces résultats restent cependant encore insuffisants pour apprécier l'adéquation entre les barèmes du taux plein dans le système de retraite et les écarts de mortalité, parce qu'ils ne détaillent pas ces derniers selon *tous* les déterminants du taux plein.

1. Données et indicateurs

1.1. L'échantillon utilisé

Les résultats présentés dans cet article sont établis à partir des données de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR), construit par la DREES. Cet échantillon est constitué par le rapprochement et l'harmonisation de données administratives issues des systèmes d'information de la quasi-totalité des organismes de retraite obligatoire (régimes de base, régimes spéciaux et régimes complémentaires légalement obligatoires). Le champ de l'analyse est ainsi celui de l'ensemble des retraités vivant en France, tous régimes confondus – une analyse de robustesse étant toutefois disponible dans l'Annexe en ligne S3 sur le champ hors assurés de la fonction publique et des régimes spéciaux, eu égard aux spécificités de règles de ces régimes en termes d'âge de départ à la retraite (lien vers l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

L'EIR contient des informations sur les montants de pension et leurs composantes dans chaque régime de retraite, mais aussi sur les déterminants de ces montants : âges et circonstances de liquidation des droits, durées et points validés pour la retraite, salaire de référence, etc. Les individus retenus dans l'échantillon sont sélectionnés en fonction de leur année de naissance. Toutes les générations (ou années de naissance) de retraités ne sont toutefois pas retenues : parmi les plus âgées, seules une sur deux ou une sur trois (selon la tranche d'âge) sont observées. Les résultats ne pourront donc être présentés ci-après que sur certaines générations, observées dans l'EIR.

La première vague de l'EIR a porté sur la situation des retraités au 31 décembre 1988, et de nouvelles vagues ont ensuite été collectées à un rythme quadriennal, jusqu'à celle portant sur la situation fin 2016 (la vague relative à la situation fin 2020 étant en cours de finalisation à la date de rédaction de cet article). Les informations contenues et le champ de l'échantillon (en termes notamment de générations sélectionnées) ont été régulièrement étendus au fil du temps, si bien que le nombre d'observations a régulièrement augmenté. L'EIR de 1988 portait ainsi sur 20 000 retraités, tandis que la vague 2016 en compte près de 650 000.

Le suivi de la mortalité des retraités observés dans l'EIR est possible grâce à l'information fournie par l'Insee sur le mois et l'année de décès à partir des données du Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP), complétée par des informations sur les décédés

transmis par les caisses de retraite. Dans cette étude, on utilise les observations de mortalité sur les dix dernières années disponibles, soit entre 2012 et 2021. L'estimation des différences d'espérances de vie selon les caractéristiques de retraite est réalisée sur le champ des retraités de droit direct, résidant en France et nés en 1950 ou avant (cette génération étant retenue car c'est la dernière qui puisse être considérée comme quasiment entièrement partie à la retraite dans la dernière vague disponible de l'EIR au moment de la réalisation de l'étude, i.e. 2016). Les données de l'EIR permettent de calculer directement des quotients de mortalité par année, sexe et âge, mais, s'agissant d'un échantillon de la population seulement, ceux-ci s'avèrent souvent bruités. En outre, du fait des critères de sélection des générations dans l'échantillon, tous les âges ne sont pas observés pour toutes les années, car l'EIR ne retient qu'une génération sur deux ou une sur trois parmi les plus âgées. Les quotients de mortalité par caractéristique de retraite sont donc lissés avant le calcul des espérances de vie (voir Annexe en ligne S1).

1.2. Le suivi des évolutions au fil des générations

Comparer les caractéristiques de retraite d'une génération à l'autre ne peut pas se faire sur le champ des retraités encore en vie à une date donnée, car à une telle date toutes les générations ne sont pas observées au même âge. Or, pour une génération donnée, les caractéristiques de la population des retraités évoluent au fil des âges d'observation, car la mortalité dépend elle-même des caractéristiques de retraite. Dans cette étude, les comparaisons sont donc menées sur le champ de l'ensemble des personnes de chaque génération résidentes en France et ayant liquidé un droit direct de retraite, quelle que soit leur date de décès (pourvu que celui-ci soit survenu après le départ à la retraite).

En pratique, on retient toutes les personnes observées dans au moins une vague de l'EIR dès lors qu'elles ont liquidé un droit direct de retraite, qu'elles soient encore en vie ou non dans la dernière vague disponible. En outre, une correction est apportée pour les générations entrées dans le champ de l'EIR tardivement, qui n'ont donc pas été observées dès leurs âges de départ à la retraite. La génération la plus ancienne observée, née en 1906, avait par exemple 82 ans au moment de la première vague de l'EIR (portant sur les retraités en fin d'année 1988), et les caractéristiques des retraités nés en 1906 mais décédés avant leurs 82 ans ne sont donc pas connues. Ce biais, lié à la constitution

de l'échantillon, est corrigé en repondérant chaque retraité par l'inverse de la probabilité qu'il avait de décéder entre l'âge de départ à la retraite et l'âge à la première observation dans l'EIR. On surpondère ainsi les retraités qui, au regard de leurs caractéristiques, avaient le risque le plus élevé de décéder avant d'être observés dans l'EIR, de façon à ce que la répartition des caractéristiques de retraite soit bien représentative de l'ensemble des personnes qui ont liquidé un droit, et non des seuls retraités survivants. La probabilité de décès pour un individu est elle-même estimée à partir des probabilités moyennes de décéder à chaque âge pour le groupe de retraités ayant les mêmes caractéristiques que l'individu. On retient les caractéristiques les plus déterminantes de la mortalité : le fait d'avoir été reconnu inapte au travail ou non, croisé avec le niveau de pension (ventilation en dix tranches pour les non-inaptes et en quatre tranches pour les inaptes). Les estimations sont menées séparément par sexe et par groupe de générations (nées avant ou après 1930). Ces estimations portent en réalité sur l'écart entre la probabilité de décéder de chaque catégorie et la probabilité moyenne estimée par l'Insee pour chaque sexe, âge et année. Les écarts sont lissés selon la méthode détaillée dans l'Annexe en ligne S1.

1.3. Les âges de début de carrière et « d'atteinte du taux plein »

Deux critères de ventilation sont retenus pour étudier l'adéquation du système de retraite aux inégalités sociales d'espérance de vie :

- **L'âge de début de carrière**, car il est très fréquemment invoqué dans le débat public en France comme la dimension qui paraît, pour beaucoup, la plus légitime pour moduler les possibilités de partir à la retraite. Cette idée s'appuie généralement sur une vision simplifiée des carrières, dans laquelle les assurés commencent à travailler à la fin de leurs études, puis poursuivent leur carrière de façon continue jusqu'au moment où ils peuvent partir à la retraite à taux plein : selon cette vision, l'âge de départ à la retraite apparaît en effet, à durée requise donnée, essentiellement déterminé par l'âge de début de carrière.
- **L'âge (individuel) « d'atteinte du taux plein »**, car il traduit la dimension normative des règles de retraite, au sens où celles-ci n'adoptent pas une présentation totalement neutre des divers âges possibles de départ à la retraite, mais mettent au contraire en avant un âge particulier, correspondant à celui où l'assuré peut « partir au taux plein ».

L'âge de début de carrière est mesuré comme l'âge atteint au cours de l'année où la personne a acquis, au titre d'une période d'emploi, un premier trimestre d'assurance pour la retraite. Cette information est fournie directement par chaque régime de base dans le cadre de l'EIR, et on a retenu l'âge minimal tous régimes confondus. L'information est cependant malheureusement absente, partiellement ou totalement, pour certains régimes, notamment ceux de la fonction publique, de la mutualité sociale agricole, certains régimes de professions libérales ou encore certains régimes spéciaux. Dans ces régimes, l'âge de première cotisation a donc été imputé en faisant l'hypothèse que les assurés restent, dans la majeure partie des cas, affiliés au régime de façon continue entre le début de carrière et le départ à la retraite⁴.

Pour ce qui concerne l'âge de départ à la retraite, cet article s'écarte volontairement des autres analyses sur cette thématique, qui s'intéressent généralement aux âges *effectifs* de départ. Ces derniers peuvent en effet s'avérer trompeurs lorsqu'il s'agit d'apprécier les barèmes de retraite. Ainsi, une personne qui part à la retraite à 60 ans avec une décote de cinq années peut sembler dans une situation analogue à celle d'une personne qui part au même âge au taux plein, mais ce n'est en réalité pas le cas car la première est, en comparaison de la seconde, pénalisée par un moindre rendement de ses trimestres validés pour la retraite. Cette personne se voit en effet appliquer une minoration de sa pension en plus du calcul de celle-ci au prorata de sa durée de carrière. À l'inverse, une personne qui part à la retraite à 65 ans avec cinq années de surcote peut sembler moins favorisée du fait de sa durée de retraite plus courte, mais ce désavantage est à relativiser du fait de l'application d'une majoration qui compense grosso modo les années de retraite perdues, en termes de cumul des prestations reçues sur l'ensemble de la durée de retraite. On définit et mobilise donc dans toute la suite de cette étude un indicateur « d'âge d'atteinte du taux plein », qui se calcule comme l'âge effectif de départ à la retraite augmenté de la durée éventuelle de décote et diminué de la durée éventuelle de surcote. Dans les exemples précédents, la personne qui part à la retraite à 60 ans avec cinq ans de décote a ainsi un âge du taux plein égal à 65 ans, tandis que celle qui part à 65 ans avec cinq années de surcote a atteint

4. Une analyse de robustesse est disponible dans l'Annexe en ligne S2, à partir des données de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC). Celles-ci permettent une mesure plus précise de l'âge de début de carrière, au prix de résultats plus bruités du fait de la taille d'échantillon plus petite. Les écarts d'espérance de vie estimés s'avèrent similaires.

le taux plein à 60 ans. La définition de l'âge d'atteinte du taux plein découle ici de l'idée qu'une modulation de la pension selon l'âge de départ se calcule en toute rigueur par rapport à un âge « pivot » : l'âge d'atteinte du taux plein correspond ainsi, pour chaque individu, à l'âge pivot par rapport auquel les éventuelles décote ou surcote ont été calculées, compte tenu de l'âge effectif de départ de cet individu⁵.

1.4. L'interprétation des inégalités d'espérance de vie

L'approche de cet article est descriptive : on cherche à illustrer les corrélations entre la mortalité constatée parmi les diverses catégories de retraités (qui détermine les espérances de vie, et donc de durée de retraite, de ces catégories) et les âges de début de carrière ou d'atteinte du taux plein, sans soulever la question des éventuelles causalités qui peuvent expliquer tout ou partie de ces corrélations.

On ne cherche pas à non plus à interroger les comportements de départ à la retraite des assurés, et en particulier à savoir si les règles de retraite font qu'il existe, pour chaque assuré, un âge de départ « optimal » permettant de maximiser l'espérance de rendement de la retraite compte tenu de la durée de vie espérée passée en retraite, ni à savoir si les assurés liquident effectivement leurs droits à cet âge. Comme signalé dans la sous-section précédente, on prend acte à l'inverse du caractère normatif du système de retraite français, dont les règles mettent en avant la référence du « taux plein » – les départs à la retraite constatés se faisant encore en majorité au moment où ce taux est atteint⁶. Signalons que cette notion de taux plein provient à l'origine de la formule de calcul des retraites dans les régimes en annuités, et concerne donc surtout les régimes de base ; cependant, depuis la réforme de 1983, l'obtention du taux plein dans ces régimes de base implique également l'annulation de la décote (c'est-à-dire de la minoration de pension appliquée en cas de départ anticipé) dans les régimes complémentaires, si bien que cette notion s'avère en pratique déterminante dans l'ensemble des régimes légalement obligatoires.

Pour interpréter les corrélations observées entre espérance de vie et âge d'atteinte du taux plein, on reprend l'approche développée dans Aubert (2015). Celle-ci apprécie, globalement, les inégalités entre catégories au regard des différences de rendement de la retraite, mais cela en neutralisant une partie des mécanismes de redistribution qui peuvent jouer sur ce rendement. En octroyant le taux plein à des âges différents

en fonction des caractéristiques des assurés, le système de retraite réalise en effet implicitement des redistributions entre ces derniers, puisqu'une anticipation du taux plein revient formellement à une augmentation du rendement de la retraite à l'âge de départ donné. Ces redistributions ne peuvent être considérées comme correctrices des inégalités de mortalité que si elles permettent de neutraliser les différences d'écart contributif entre les assurés (c'est-à-dire d'écart entre les contributions versées pendant toute la période de carrière et les prestations reçues pendant toute la durée de retraite), en contrebalançant par le biais d'une anticipation du taux plein le désavantage mécanique subi par les assurés dont l'espérance de vie est moindre. En d'autres termes, le barème qui détermine l'âge d'obtention du taux plein en fonction des caractéristiques des assurés serait, de façon implicite, cohérent avec un profil d'espérances de vie différenciées en fonction de ces caractéristiques, si le bilan contributif en cas de départ au taux plein et compte tenu de ces espérances de vie était le même pour tous les assurés. Pour apprécier la pertinence du barème de taux plein au regard de son objectif de correction des écarts d'espérance de vie, il faut donc confronter les écarts théoriques cohérents avec ce barème et les écarts observés empiriquement aux divers âges d'atteinte du taux plein. En réalité, la situation est toutefois plus complexe que cela, car le système de retraite français est loin d'avoir pour objectif l'égalisation entre tous les assurés de l'écart actuariel entre les contributions versées et les pensions reçues. Il vise aussi à corriger bien d'autres inégalités, et donc à réaliser d'autres redistributions que celles liées à l'espérance de vie : entre les personnes qui ont connu des accidents de carrière et celles qui ont été préservées du chômage ou de la maladie, entre les femmes et les hommes, entre les familles nombreuses et celles qui ont eu moins ou pas d'enfants, etc. Les écarts d'espérance de vie théoriques à considérer pour juger le barème du taux plein selon les caractéristiques des assurés ne sont donc pas ceux qui égaliseraient exactement les différences entre cotisations et prestations, qui seraient mesurées par les indicateurs *globaux* de rendement tel que le taux de

5. L'âge d'atteinte du taux plein défini ici ne doit en revanche pas être vu comme une simulation contrefactuelle, qui correspondrait à l'âge auquel l'assuré serait parti à la retraite s'il avait décidé d'attendre le moment où il peut partir au taux plein. Un tel contrefactuel dépendrait en effet également, pour les assurés ayant liquidé leur retraite avec décote, de leur capacité ou non à poursuivre leur carrière au-delà de leur âge effectif de départ.

6. En outre, d'après Briard & Mahfouz (2011), si la modification des barèmes de décote et de surcote dans le cadre de la réforme des retraites de 2003 a permis de se rapprocher sensiblement d'une situation de neutralité actuarielle à la marge, ces barèmes restent légèrement en deçà des valeurs qui garantiraient totalement cette neutralité, si bien qu'un départ au taux plein reste a priori optimal du point de vue du rendement.

rendement interne ou le taux de récupération. Cela reviendrait en effet alors à gommer ces autres redistributions (qui tiennent à des caractéristiques pouvant elles-mêmes être corrélées à des espérances de vie différentes), alors que celles-ci sont explicitement visées et assumées en tant qu'objectifs du système de retraite. Pour l'analyse, on tirera ici parti du fait que la formule de calcul des pensions dans les régimes de retraite de base prend la forme du produit de trois termes indépendants (taux de liquidation, coefficient de proratisation⁷, et salaire de référence). On fait l'hypothèse que ces trois termes expriment chacun de façon indépendante les divers objectifs de redistribution du système de retraite. On supposera ainsi que la redistribution selon les écarts éventuels de mortalité n'est visée que via le taux de liquidation, c'est-à-dire, en d'autres termes, que le système ne cherche à corriger ces écarts qu'à valeur donnée du salaire de référence et du coefficient de proratisation. Dans ces conditions, les écarts d'espérances de vie implicitement cohérents avec le barème du taux plein correspondent à l'exact opposé des écarts d'âge d'obtention du taux plein.

Remarquons qu'on laisse également ici de côté la question, fondamentale, du bien-fondé même d'une correction par le système de retraite des disparités d'espérance de vie. Si ces disparités ont été explicitement citées pour justifier certaines évolutions du barème du taux plein (cf. encadré 1), le principe général de mutualisation du risque viager⁸ reste la référence, et sert toujours à justifier la non-prise en compte d'autres écarts d'espérance de vie, notamment ceux observés entre les femmes et les hommes. Il reste donc une ambiguïté de fond, de nature philosophique, qu'on ne cherchera pas à discuter ici.

2. Partir à la retraite à taux plein de façon anticipée : quelles évolutions au fil des générations ?

Parmi les personnes nées en 1906, parties à la retraite avant la loi « Boulin » de 1971, près d'une sur trois bénéficiaient déjà du taux plein de retraite avant l'âge normal de 65 ans (figure I). Il s'agissait pour deux tiers d'entre elles environ d'un départ au titre de l'inaptitude au travail, ou pour le tiers restant de retraités dont le régime principal n'appliquait pas de décote (régimes de la fonction publique ou régimes spéciaux). La part de bénéficiaires du taux plein avant 65 ans a ensuite fortement augmenté parmi les générations nées au cours des années 1910, sous l'effet des réformes votées pendant les années 1970. Parmi les retraités nés en 1918, partis à la retraite juste avant la réforme de 1983, près

de 6 sur 10 ont bénéficié du taux plein de façon anticipée : 4 sur 10 au titre de l'inaptitude – ce dispositif ayant été élargi par la suppression de la condition de carrière complète et par l'extension aux anciens déportés de guerre – et 1,5 sur 10 au titre des régimes spéciaux ou de la fonction publique. 0,5 sur 10 supplémentaires sont partis à la retraite au taux plein avant 65 ans au titre de leur carrière longue, grâce aux nouveaux dispositifs créés par les réformes de 1975 (carrières des travailleurs manuels dépassant 41 années) et de 1977 (femmes à carrières complètes). La réforme des retraites de 1983, en élargissant aux hommes la possibilité de partir au taux plein dès lors que la carrière est complète, est suivie par une hausse de 20 points de la proportion de retraités atteignant le taux plein avant 65 ans, celle-ci passant d'environ 60 % à près de 80 % de l'ensemble des retraités de droit direct. Cette proportion varie ensuite assez peu jusqu'à la génération 1950, hormis une légère hausse liée à l'allongement des carrières féminines. Elle est d'environ 85 % parmi les retraités nés en 1950.

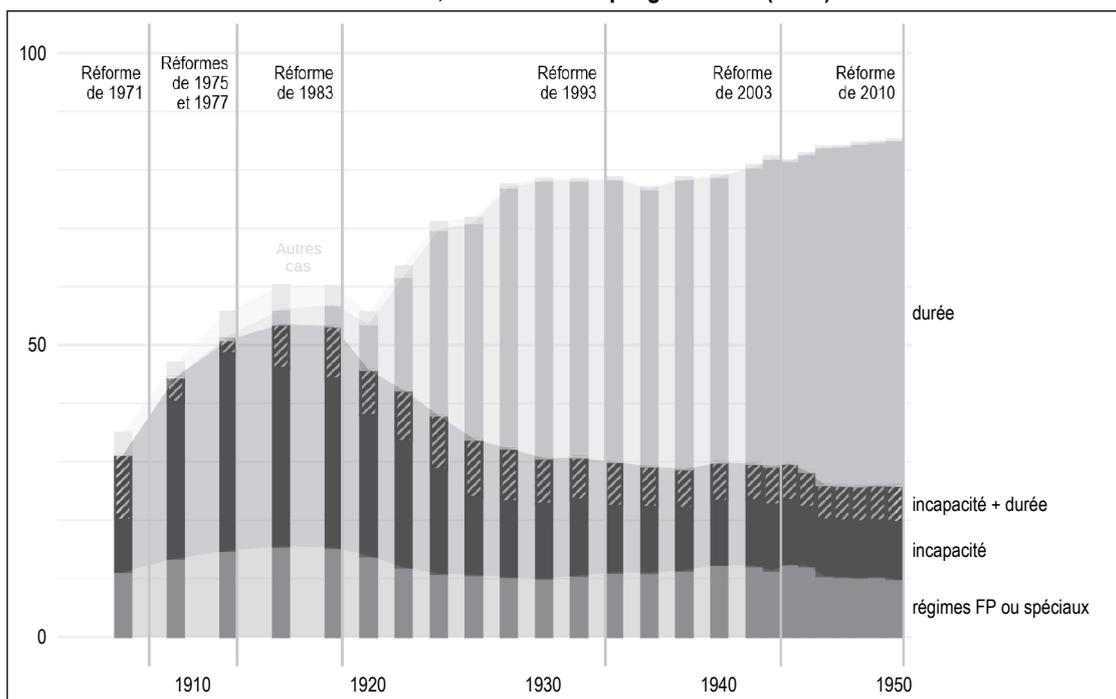
Remarquons que la réforme de 1983 n'est pas suivie d'une hausse immédiate de la proportion de départs au taux plein avant 65 ans, mais à l'inverse par une augmentation très progressive jusqu'à la génération née en 1930. Cela s'explique d'une part par le fait que de nombreux seniors bénéficient en 1983 de la « garantie de ressources », dispositif de préretraite plus avantageux que la retraite en termes de montant, et dans lequel les bénéficiaires ont donc préféré rester jusqu'à la fin de leurs droits plutôt que d'anticiper leur départ à la retraite ; et d'autre part par le fait que l'abaissement à 60 ans des départs au taux plein en cas de carrière complète n'est élargi au régime des exploitants agricoles – régime représentant encore, pour ces générations, une part importante des retraités – qu'à partir de 1986, et avec une pleine montée en charge en 1990 seulement.

Les évolutions apparaissent semblables – mais pour des proportions plus faibles – si l'on considère les parts de retraités atteignant le taux plein dès 60 ans, voire avant (figure II). Environ un retraité sur cinq atteint le taux plein à 60 ans pour la génération née en 1906. La proportion est ici plus faible qu'à 65 ans car, si la plupart des ex-invalides partent à la retraite au taux plein dès 60 ans, la reconnaissance de

7. Le coefficient de proratisation exprime le prorata entre la durée de carrière effective et la durée légale définie comme celle d'une carrière complète. Ce coefficient est borné à 100 %.

8. C'est-à-dire le risque financier lié au paiement d'une rente viagère (versée pendant toute la durée de vie du retraité qui en bénéficie) compte tenu de l'incertitude sur la date de décès du bénéficiaire.

Figure I – Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal avant 65 ans, au sein de chaque génération (en %)

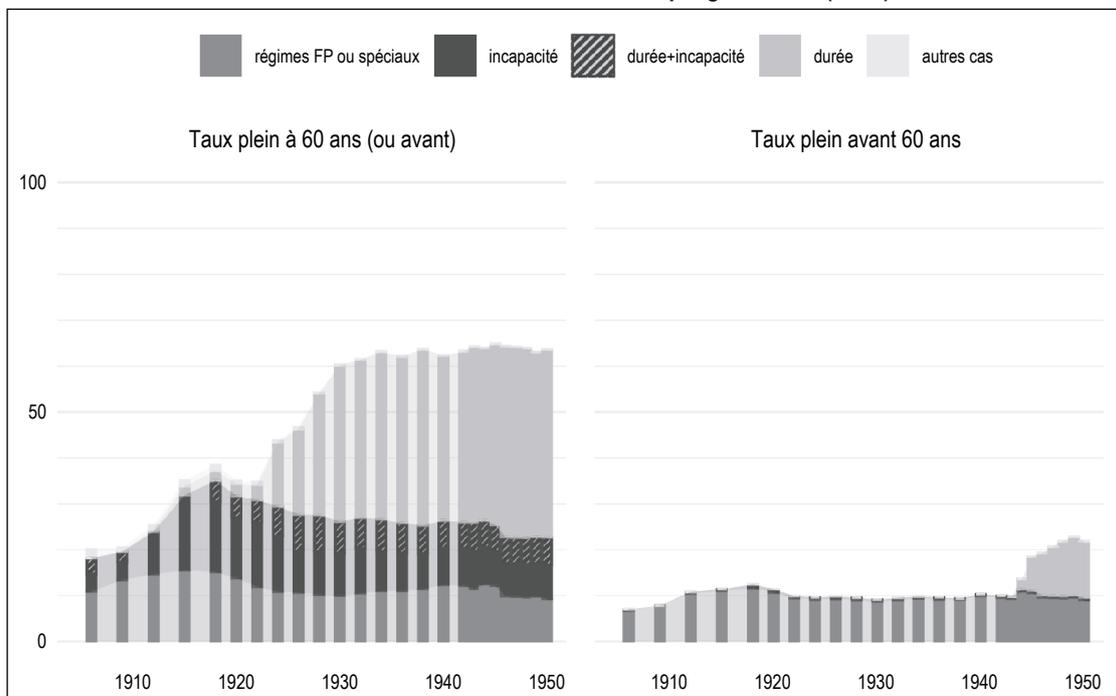


Note : les barres dans la tonalité de gris la plus claire représentent les cas de départ anticipé au taux plein pour lesquels la raison ne peut pas être précisément identifiée du fait d'informations manquantes dans l'EIR. Par ailleurs, les départs au titre de l'incapacité seule (non cumulée à une durée de carrière complète) ne sont en toute rigueur pas possibles pour la génération née en 1906 ; le fait qu'il en apparait ici sur le graphique pourrait traduire des erreurs dans les données de l'EIR pour cette génération très ancienne.

Champ : toutes les personnes résidant en France et ayant liquidé un droit direct de retraite (quelle que soit leur date de décès, pourvu que celui-ci survienne après le départ à la retraite).

Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

Figure II – Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal à 60 ans et avant 60 ans, au sein de chaque génération (en %)



Note : la modalité « autres cas » (barres dans la tonalité de gris la plus claire) correspond aux cas de départ anticipé au taux plein pour lesquels la raison ne peut pas être précisément identifiée du fait d'informations manquantes dans l'EIR.

Champ : toutes les personnes résidant en France et ayant liquidé un droit direct de retraite.

Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

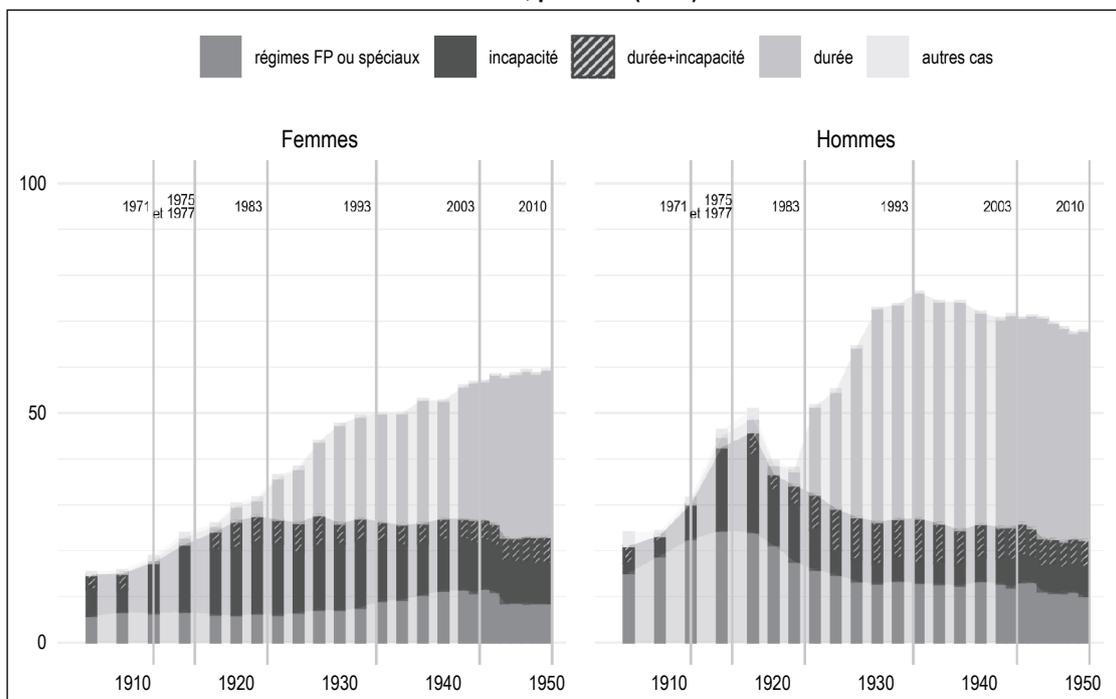
l'incapacité au travail a, parmi les générations les plus anciennes, plus souvent lieu à un âge plus tardif. La proportion de taux plein dès 60 ans est d'un peu moins de 40 % juste avant la réforme de 1983, et d'un peu plus de 60 % après pleine montée en charge de celle-ci, et jusqu'à la génération 1950. Les départs anticipés au taux plein avant l'âge minimal de droit commun (c'est-à-dire avant 60 ans) sont plus rares. Jusqu'aux générations nées au début des années 1940, ils représentent environ un retraité sur dix, et concernent exclusivement les régimes spéciaux ou de fonctionnaires. Ils s'élargissent ensuite après 2003 avec la mise en place des retraites anticipées pour carrière longue, et concernent un peu plus de 20 % des retraités parmi ceux nés en 1950.

Quelle que soit la génération considérée ou presque, les hommes bénéficient plus souvent que les femmes du taux plein de retraite dès 60 ans (figure III). Parmi les générations les plus anciennes, ils bénéficient plus souvent du dispositif d'incapacité au travail et sont plus fréquemment retraités d'un régime spécial ou de la fonction publique ; parmi les générations plus récentes, ils bénéficient davantage de la possibilité de partir au taux plein au titre d'une carrière complète. La réforme de 1983 a, à cet

égard, contribué à creuser les écarts entre les femmes et les hommes, non seulement parce que les femmes bénéficiaient en réalité déjà avant 1983 de la possibilité de partir au taux plein au titre d'une carrière complète (possibilité créée par la réforme de 1977), mais surtout du fait des carrières en moyenne plus longues et moins souvent interrompues des hommes. Alors que l'écart entre les sexes était d'environ 10 points de pourcentage parmi les générations les plus anciennes, il est d'environ 25 points juste après la pleine montée en charge des effets de la réforme de 1983, c'est-à-dire pour les générations nées au début des années 1930. Il se réduit toutefois régulièrement depuis : alors que la proportion de taux plein dès 60 ans continue d'augmenter tendanciellement parmi les femmes, du fait de l'allongement progressif de leurs carrières, il diminue régulièrement parmi les hommes à partir des générations nées au milieu des années 1930, sous l'effet notamment de l'allongement de la durée requise pour le taux plein programmé par la réforme de 1993, puis par celle de 2003.

L'analyse est ici arrêtée à la génération née en 1950, car c'est la dernière qui soit entièrement partie à la retraite – et dont la répartition des âges d'atteinte du taux plein peut donc être décrite – dans la dernière vague de l'échantillon

Figure III – Part de retraités ayant atteint le taux plein dans leur régime de retraite principal à 60 ans, par sexe (en %)



Note : la modalité « autres cas » (barres dans la tonalité de gris la plus claire) correspond aux cas de départ anticipé au taux plein pour lesquels la raison ne peut pas être précisément identifiée du fait d'informations manquantes dans l'EIR.
 Champ : toutes les personnes résidant en France et ayant liquidé un droit direct de retraite.
 Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

interrégimes des retraites (EIR) disponible à la date de rédaction de cet article. On n'illustre donc pas ici les départs anticipés au titre de nouvelles dispositions créées par les réformes de 2010 (par exemple la retraite anticipée pour incapacité permanente) et de 2014 (compte professionnel de prévention de la pénibilité) – mais ceux-ci sont en pratique très peu nombreux.

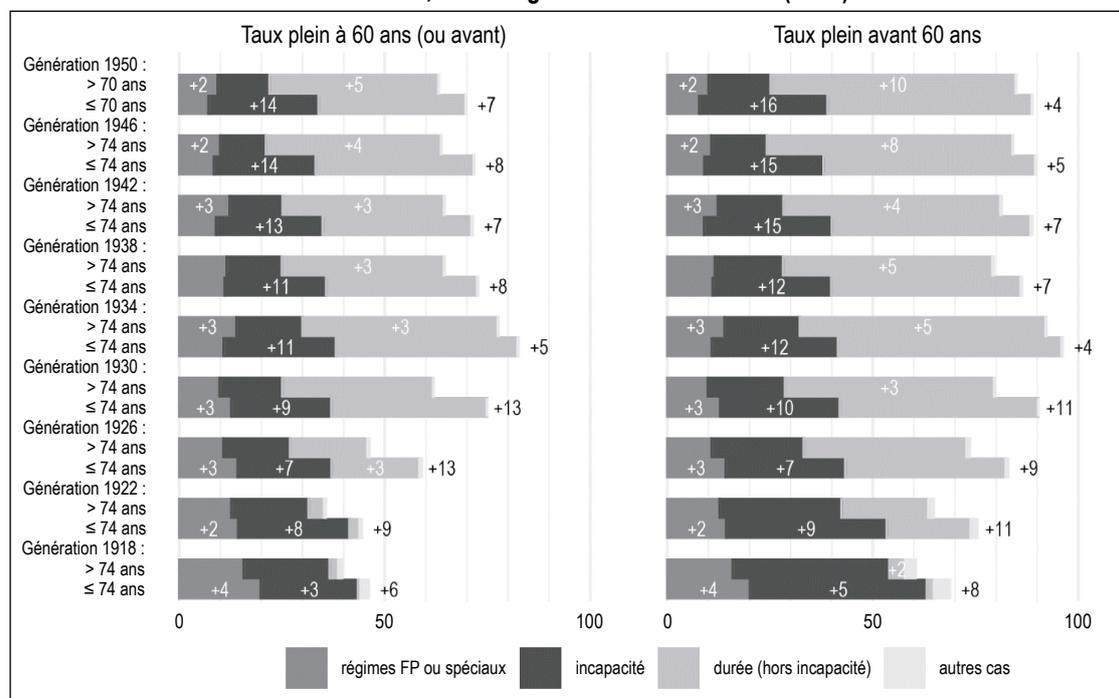
Les possibilités de départ anticipé à la retraite au taux plein permettent-elles finalement aux personnes qui décèdent les plus jeunes de partir en retraite plus tôt ? Parmi les générations les plus anciennes, pour lesquelles on dispose maintenant d'un recul temporel suffisant, les retraités décédés le plus tôt⁹ ont, quelle que soit la génération, effectivement bénéficié en plus grande proportion que ceux qui décèdent plus tardivement d'une possibilité de partir au taux plein à 60 ans ou avant (figure IV). L'écart est toutefois d'ampleur modérée : il est au plus de 13 points de pourcentage, pour la génération née en 1930, de 7 points pour la génération née en 1950 et de 6 pour celle née en 1906.

C'est avant tout le dispositif d'inaptitude au travail qui explique l'obtention plus fréquente

du taux plein à 60 ans parmi les retraités qui décèdent le plus tôt. La proportion des retraités qui en ont bénéficié est, parmi les générations les plus récentes, de 14 points de pourcentage plus élevée parmi ceux-ci que parmi ceux qui décèdent plus tardivement. L'écart était moins marqué parmi les générations plus anciennes, sans doute parce qu'une partie des bénéficiaires étaient automatiquement reconnus inaptes en tant qu'anciens déportés, caractéristique a priori moins corrélée à l'état de santé que le fait d'être invalide ou reconnu inapte par un médecin. L'écart s'avère de sens opposé pour ce qui concerne le taux plein au titre de la durée, notamment parmi les générations nées après 1930. Les retraités décédés tôt atteignent ainsi

9. L'analyse est menée sur le champ des personnes encore en vie à 66 ans (âge le plus jeune auquel une génération peut être considérée comme quasi-entièrement partie à la retraite) et ayant atteint cet âge lors d'une vague quadriennale de l'EIR. Le plan de sondage de l'EIR ne permet pas de mener le même exercice pour les retraités de toutes les générations et pour ceux décédés avant 66 ans car, du fait de son pas quadriennal, l'échantillon ne repère pas tous ces retraités. L'analyse ventile par ailleurs les retraités selon qu'ils sont décédés le plus tôt (avant 74 ans) ou plus tardivement (à partir de 74 ans). L'âge de 74 ans a été retenu arbitrairement comme limite pour séparer les retraités selon leur âge au décès car il correspond à peu près à l'âge médian de la période de vie passée en retraite. Pour la génération née en 1950, pour laquelle on ne dispose d'une observation des décès que jusqu'à 2021, on retient l'âge de 70 ans comme seuil.

Figure IV – Part de retraités atteignant le taux plein dans leur régime de retraite principal avant 65 ans, selon l'âge au moment du décès (en %)



Lecture : parmi les retraités nés en 1950, la part de personnes ayant atteint le taux plein à 60 ans (ou avant) est de 7 points de pourcentage plus élevée parmi ceux décédés à 70 ans ou avant que parmi ceux décédés après 70 ans. La part de ceux ayant atteint le taux plein à 60 ans au titre de l'inaptitude est notamment plus élevée de 14 points de pourcentage parmi ceux décédés tôt. A l'inverse, la part de retraités ayant atteinte le taux plein à 60 ans ou avant au titre d'un régime spécial ou de fonctionnaire est de 2 points plus élevée parmi les retraités décédés après 70 ans. Champ : toutes les personnes ayant liquidé un droit direct de retraite, résidant en France, encore en vie à 66 ans (ou 67 pour les générations 1926 et 1930, et 70 ans pour la génération née en 1918, du fait des restrictions liées à la constitution de l'EIR). Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

moins souvent le taux plein à 60 ans ou avant au titre d'une carrière complète que ceux qui ont vécu plus longtemps. Ce résultat constitue en soi une première indication du ciblage très imparfait du critère de durée pour viser les personnes à plus faible espérance de vie – ce que l'on approfondira dans la section suivante. Enfin, les départs anticipés au taux plein au titre du régime (fonction publique ou régimes spéciaux) jouent de façon plus marginale, et d'une façon qui a changé au cours du temps. Les retraités qui relèvent de ces régimes sont plus nombreux parmi ceux qui décèdent le plus tôt au sein des générations anciennes, alors que c'est le contraire parmi les plus récentes.

3. Moduler l'atteinte du taux plein selon la durée d'assurance permet-il de corriger les inégalités d'espérance de vie ?

Les résultats présentés en fin de section précédente ne permettent pas directement de savoir si le barème du taux de liquidation contribue, de façon globale, à réduire les inégalités de durée espérée de retraite. Il ne suffit pas, en effet, qu'il y ait un lien *qualitatif* entre âge du décès et probabilité de bénéficier d'un départ anticipé : il faut en outre que ce lien soit de nature *quantitative*, c'est-à-dire que l'anticipation du taux plein soit en proportion des années de vie à la retraite en moins.

3.1. Une espérance de vie plus faible pour les assurés ayant commencé à travailler le plus tôt

Compte tenu de la mortalité observée sur la période de 2012 à 2021, d'après les données de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR), les personnes ayant commencé à cotiser pour leur retraite à 16 ans ou avant pour les femmes, ou à 17 ans ou avant pour les hommes, ont une espérance de vie inférieure à la moyenne, tandis que celles ayant cotisé leur premier trimestre de retraite après ces âges ont une espérance de vie plus élevée que la moyenne (figure V). L'espérance de vie à 60 ans croît de façon quasiment linéaire en fonction de l'âge de début de carrière jusqu'à 18 ans pour les femmes et jusqu'à 20 ans pour les hommes, puis reste à peu près constante après ces âges. Elle est cependant un peu plus faible pour les assurés qui ont cotisé leur premier trimestre de retraite après 25 ans : cette catégorie rassemble des personnes qui ont eu de fortes difficultés d'insertion sur le marché du travail, mais aussi des personnes immigrées, arrivées en France plus âgées.

Du point de vue des barèmes de retraite, les écarts d'espérance de vie selon l'âge de début

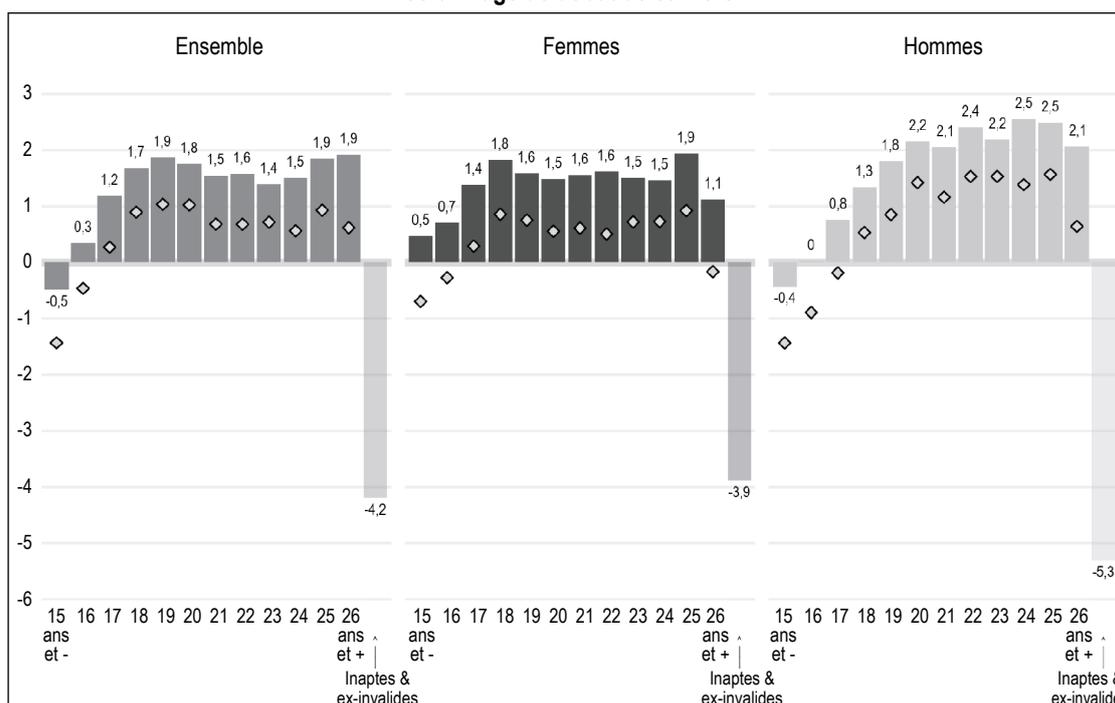
de carrière n'importent toutefois que pour les personnes qui ne sont pas reconnues inaptes au moment du départ à la retraite, car ces dernières se voient octroyer le taux plein dès l'âge minimal légal, indépendamment de leur durée de carrière. Sur le champ des assurés non-inaptes, seuls les hommes ayant commencé leur carrière à 15 ans ou avant ont une espérance de vie moindre que l'espérance de vie moyenne de leur génération, de 0,4 an, soit 5 mois environ. Les femmes non-inaptes ayant commencé à cotiser entre 18 et 25 ans ont une espérance de vie d'environ une année et demie plus élevée que la moyenne des femmes, tandis que les hommes non-inaptes ayant commencé leur carrière après 19 ans et avant 26 ans ont une durée de vie espérée de 2 à 2,5 ans plus haute que la moyenne des hommes. Les écarts d'espérance de vie selon l'âge de début de carrière apparaissent moins dispersés que les âges d'atteinte du taux plein pour la retraite : ils sont au plus de 3 ans parmi les assurés non-inaptes (entre les hommes ayant commencé leur carrière à 15 ans ou avant et ceux ayant commencé à 24 ans) alors que les départs au taux plein s'étalent dans une fourchette de cinq années jusqu'en 2003 (de 60 à 65 ans), et de neuf années après 2003, avec la mise en place des retraites anticipées pour carrière longue.

Les retraités reconnus inaptes, parmi lesquels ceux qui étaient en invalidité avant la retraite, ont en revanche une espérance de vie nettement inférieure à la moyenne, de 4 ans pour les femmes et de plus de 5 ans pour les hommes. Remarquons que cet écart correspond à peu près à l'anticipation du taux plein définie pour cette catégorie au moment de la mise en place du système de retraite en 1945 – les assurés reconnus inaptes bénéficiant à 60 ans du taux de pension normalement octroyé à 65 ans, c'est-à-dire 5 ans plus tard.

3.2. Une corrélation plus incertaine entre l'espérance de vie et l'âge d'atteinte du taux plein

L'âge de début de carrière ne détermine toutefois que de façon partielle l'âge auquel chaque assuré atteint le taux plein car, entre autres, ce dernier dépend également des éventuels trous de carrière, ainsi que de l'interaction entre le moment où la durée requise est atteinte et les bornes d'âge (âge minimal d'ouverture des droits – dit « âge légal » – et âge d'annulation de la décote). On représente donc directement, dans la figure VI, les espérances de vie en écart à la moyenne, selon cet âge d'atteinte du taux plein. On se restreint ici au champ des retraités non inaptes, l'espérance de vie des retraités inaptes étant disponible dans la figure V.

Figure V – Écart d'espérance de vie à 60 ans par rapport à la moyenne de la génération, selon l'âge de début de carrière



Note : les estimations ventilées par âge de début de carrière sont calculées sur le champ des retraités hors inaptes et ex-invalides, l'espérance de vie de ces derniers étant estimée à part. Les losanges gris indiquent l'espérance de vie par âge de début de carrière en réintégrant les inaptes et ex-invalides dans chaque catégorie d'âge. L'âge de début de carrière est défini comme l'âge à la première validation d'un trimestre de retraite au titre d'une période d'emploi. On suppose que les générations nées entre 1946 et 1950 ont, pendant toute leur période de retraite, les écarts de mortalité selon l'âge de début de carrière qui sont observées entre 2012 et 2021.

Champ : retraités nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique et projections de population 2021-2070 (scénario central de mortalité).

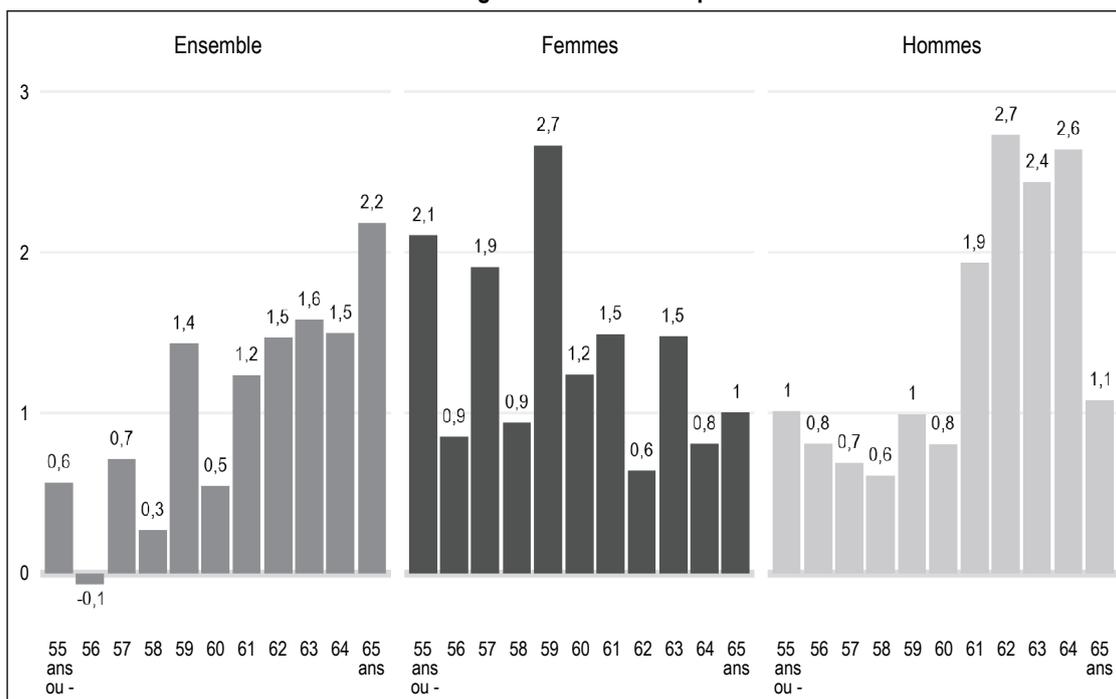
Aucun lien clair n'apparaît entre espérance de vie à 60 ans et âge d'atteinte du taux plein. En outre, comme pour ce qui concernait les disparités selon l'âge de début de carrière, les écarts apparaissent nettement plus resserrés (de l'ordre de 2 à 2,5 ans d'écart au maximum) que les âges d'atteinte du taux plein eux-mêmes. Parmi les hommes, les retraités qui atteignent le taux plein entre 61 et 64 ans ont certes une espérance de vie plus élevée que les retraités qui atteignent le taux plein à 60 ans (entre +1,9 et +2,7 ans par rapport à la moyenne de la génération, contre +0,8 an), mais les retraités qui ne peuvent partir au taux plein qu'à l'âge d'annulation de la décote, c'est-à-dire à 65 ans, ont quasiment la même espérance de vie que ceux qui ont le taux plein dès l'âge minimal (+1,1 an par rapport à la moyenne de la génération). Les hommes partis à la retraite de façon anticipée, c'est-à-dire avant 60 ans, ont une espérance de vie analogue à ceux ayant le taux plein à 60 ans. Parmi les femmes, le lien entre espérance de vie et âge d'atteinte du taux plein apparaît encore moins marqué. Celles qui peuvent partir en retraite au taux plein dès 60 ans ont une espérance de vie plus élevée que certaines catégories

obtenant le taux plein plus tardivement, et les espérances de vie à 60 ans les plus hautes correspondent à des catégories de départ en retraite anticipée.

Pour les cohortes étudiées ici, les régimes de la fonction publique et les régimes spéciaux n'appliquaient pas de décote, et le taux plein était donc atteint par les assurés de ces régimes dès l'âge minimal d'ouverture des droits, indépendamment de leur durée validée. Les résultats restent cependant similaires si l'on restreint le champ aux seuls assurés des régimes de salariés du privé ou d'indépendants (voir Annexe en ligne S3) – la principale différence étant que l'espérance de vie des hommes ayant atteint le taux plein avant l'âge minimal de droit commun de 60 ans apparaît un peu plus basse, d'un peu plus d'une demi-année, que sur le champ tous régimes confondus.

Obtenir le taux plein à un âge plus jeune ne semble ainsi pas distinctement associé à une moindre espérance de vie. En conséquence, le barème du taux plein dans les règles de retraite ne permet pas de contrebalancer les différences sociales de mortalité.

Figure VI – Écart d'espérance de vie à 60 ans par rapport à la moyenne de la génération, selon l'âge d'atteinte du taux plein



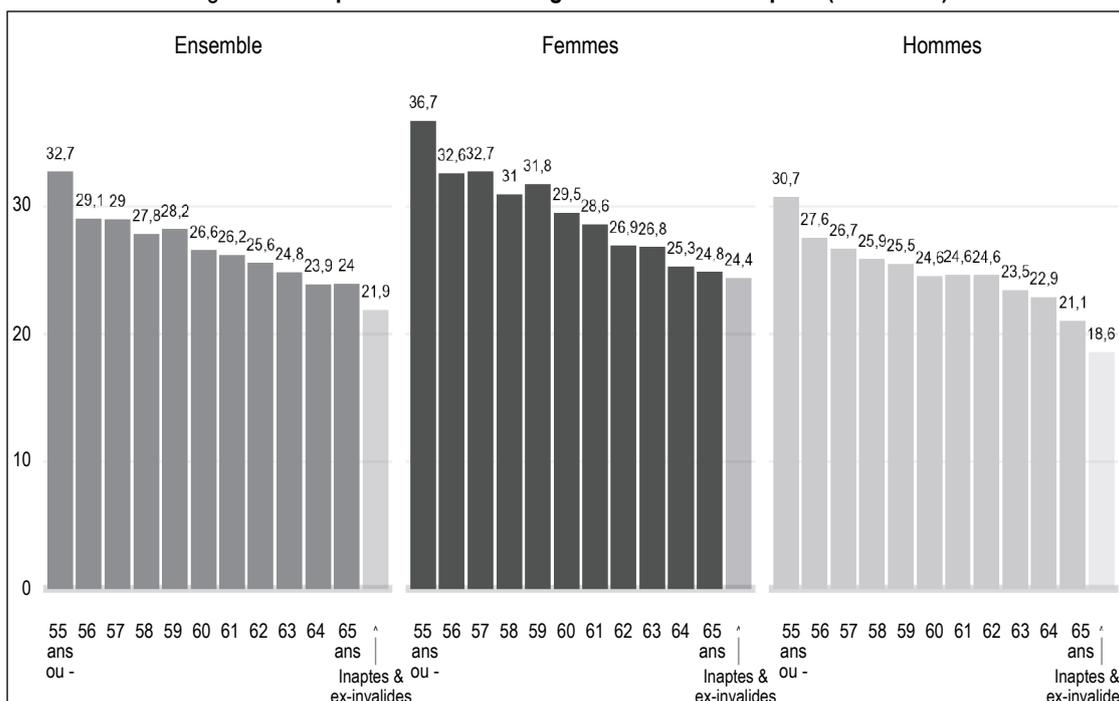
Champ : retraités nés entre 1946 et 1950, hors inaptes et ex-invalides ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.
 Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES ; Insee, bilan démographique et projections de population 2021-2070 (scénario central de mortalité).

Estimés sur la période 2012-2021, les écarts d'âge d'obtention du taux plein ne correspondent réellement aux écarts d'espérance de vie que parmi les hommes atteignant le taux plein entre 60 et 62 ans. Au sein de cette fenêtre étroite, l'espérance de vie passée à la retraite apparaît bien la même quel que soit l'âge d'obtention du taux plein : 24,6 années (figure VII). Pour le reste, l'anticipation du taux plein permise par les règles de retraite est toujours de plus grande ampleur que les disparités effectives d'espérance de vie, si bien que la durée espérée de retraite¹⁰ décroît, en règle générale, selon l'âge auquel les assurés peuvent partir au taux plein. Les personnes inaptes (dont celles ex-invalides) constituent la seule exception ; elles bénéficient du taux plein dès 60 ans, mais leur durée espérée de retraite est la plus faible de toutes les catégories en raison de leur espérance de vie plus courte. Parmi les retraités non-inaptes, ce sont ceux dont l'atteinte du taux plein est restée à 65 ans, c'est-à-dire ceux dont la carrière est incomplète, qui ont la durée de retraite en moyenne la plus courte. En comparaison des retraités non-inaptes qui peuvent partir au taux plein dès 60 ans, cette durée espérée est de 3,5 ans plus courte pour les hommes et de 4,7 ans plus courte pour les femmes.

Les inégalités de durée espérée de retraite sont de moins grande ampleur selon l'âge de début de carrière, mais l'adéquation imparfaite entre barème du taux plein et espérances de vie effectives implique des écarts allant jusqu'à deux ans et demi. La durée espérée de retraite est, parmi les hommes, la plus élevée pour ceux qui ont commencé à travailler à 19 et 20 ans (26,3 années pour les générations nées entre 1946 et 1950). Elle est un peu plus courte à la fois pour les personnes ayant commencé à travailler tôt (24,6 ans pour les hommes ayant validé leur premier trimestre de retraite à 15 ans ou avant, et 24,5 ans pour ceux ayant commencé à 16 ans) et pour celles ayant commencé à travailler plus tard (24,8 ans pour les hommes ayant commencé à cotiser à 23 et 24 ans, et 24,5 ans pour ceux ayant commencé à 25 ans). La durée espérée de retraite est la plus courte pour les hommes ayant cotisé leur premier trimestre de retraite après 25 ans (23,7 années espérées de retraite). Parmi les femmes, ces durées sont moins dispersées, mais elles sont toujours les plus élevées pour les âges de début de carrière intermédiaires (entre 29 et

10. La figure VII représente l'espérance de vie calculée à l'âge moyen d'atteinte du taux plein de chaque catégorie. Elle ne tient donc pas compte de la probabilité de décéder avant d'atteindre le taux plein. Tenir compte de cette probabilité diminuerait la durée de retraite d'autant plus que le taux plein est atteint tardivement, et conduirait donc à des écarts encore plus marqués que ceux qui apparaissent sur la figure.

Figure VII – Espérances de vie à l'âge d'atteinte du taux plein (en années)



Champ : retraités nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.

Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

29,5 ans de retraite pour un début de carrière entre 18 et 25 ans), et un peu moins hautes pour les femmes ayant commencé à travailler tôt (28,1 ans) et pour celles ayant commencé à cotiser après 25 ans (27,5 ans).

Davantage que la durée de retraite proprement dite, c'est le rapport entre cette durée et la durée de carrière qui est mis en avant, depuis la réforme de 2003 notamment, pour apprécier l'équité en matière de durée de retraite. Celui-ci constitue une approche de l'équilibre entre les contributions et les bénéficiaires tirés du système de retraite par chaque assuré, qui serait réduite à ces seuls aspects « physiques », c'est-à-dire sur les seuls aspects de durée en dehors de toute dimension monétaire (montant des cotisations et des prestations). Se référer à cet indicateur d'équité ne change pas la conclusion sur l'avantage donné par le système de retraite aux personnes à qui la possibilité de partir au taux plein est donnée plus tôt. Rapportée à la durée d'assurance totale, c'est-à-dire à l'ensemble des trimestres validés pour la retraite y compris ceux dits assimilés (trimestres de chômage, de maladie, etc.) et y compris les majorations de durée d'assurance pour enfants, la durée de retraite au taux plein relative reste d'autant plus élevée que les assurés peuvent partir au taux plein jeunes (figure VIII)

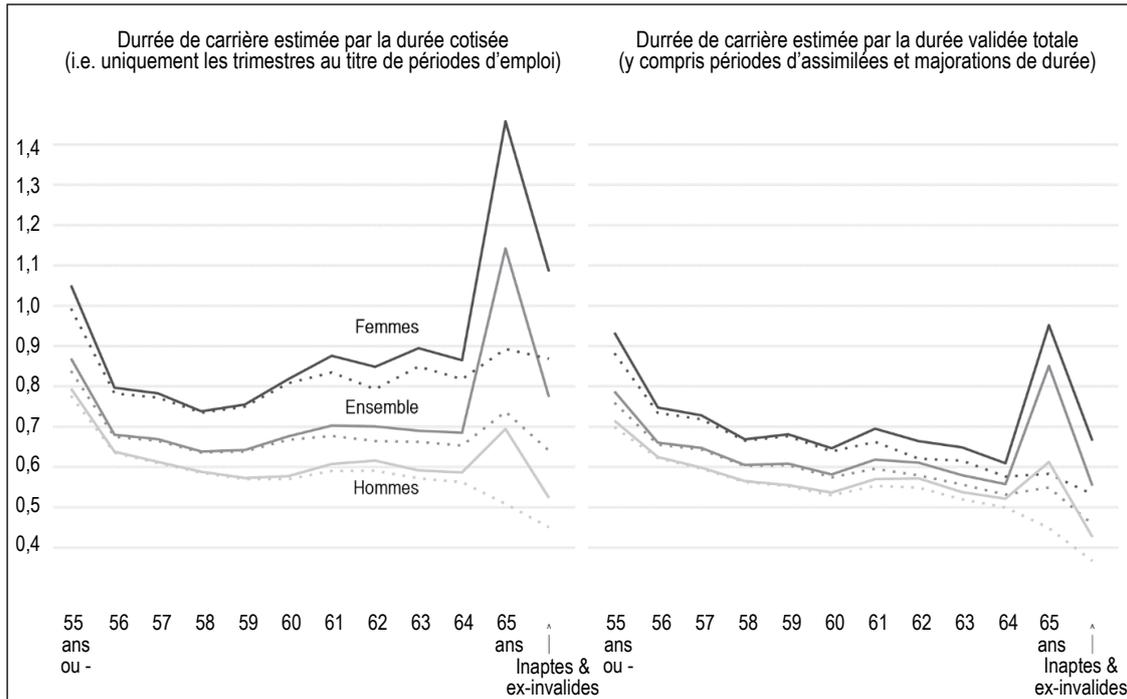
Les retraités atteignant le taux plein à l'âge d'annulation de la décote (65 ans), généralement

à l'issue d'une carrière incomplète, constituent une exception. En raison de leur durée d'assurance plus courte, le rapport entre leur durée de retraite au taux plein et leur durée de carrière apparaît nettement plus élevé que celui de toutes les autres catégories de retraités. Cet « avantage » est néanmoins tout relatif, car leur durée de retraite est vécue avec une pension seulement partielle, calculée au prorata de la durée d'assurance. Cet effet peut être neutralisé en appliquant la correction décrite dans Aubert & Colin (2017), qui propose un indicateur comptabilisant la durée de retraite seulement au prorata du montant de pension versé, par rapport à une retraite pleine¹¹. En appliquant cette correction, l'avantage apparent des retraités atteignant le taux plein à 65 ans à l'issue d'une carrière incomplète disparaît, et ces retraités ont un rapport entre durée de retraite corrigée et durée de carrière inférieur à toutes les autres catégories de retraités non-inaptes.

Si l'on rapporte en revanche la durée espérée de retraite au taux plein au total des trimestres acquis au titre des seules périodes d'emploi, la situation apparaît beaucoup plus équilibrée

11. Cette correction conduit, par exemple, à considérer qu'une durée de retraite de 25 années avec une pension calculée en appliquant un prorata de 50 % (si l'assuré n'a validé que la moitié de la durée requise) est équivalent à une durée « en équivalent de retraite complète » de seulement la moitié de ces 25 ans, soit 12,5 années.

Figure VIII – Rapport entre les espérances de vie à l'âge d'atteinte du taux plein et la durée de carrière



Note : les lignes en pointillés correspondent à l'indicateur corrigé tenant compte du fait que la retraite n'est versée qu'au prorata de la durée validée en cas de carrière incomplète. La durée espérée de retraite est donc corrigée en lui appliquant le même prorata (voir corps du texte).
 Champ : retraités nés entre 1946 et 1950 ; écarts de mortalité estimés sur la période 2012-2021.
 Source : échantillon interrégimes de retraités (EIR), DREES.

entre les diverses catégories de retraités. Seuls les retraités atteignant le taux plein à 55 ans ou avant¹² ont un ratio entre durée de retraite et durée travaillée sensiblement plus élevé que les autres catégories, et seuls les hommes inaptes ou ex-invalides ont un ratio sensiblement plus bas que les autres hommes retraités. Au regard de cet indicateur particulier, le barème de taux plein selon les caractéristiques des assurés pourrait donc être jugé « équitable », au sens où il permet de stabiliser l'indicateur d'équité mis en avant. Mais il est important de souligner alors ce que cette notion d'équité implique. Elle revient en effet à considérer que le départ au taux plein anticipé octroyé à certains assurés serait justifié par le fait qu'une plus grande part de leur carrière est passée en emploi, c'est-à-dire par le fait qu'ils ont moins connu d'accidents de carrière tels que des périodes de chômage ou de maladie. On peut douter du fait que cette option philosophique corresponde réellement à l'intention du législateur, car elle va à rebours de la finalité de compensation des accidents de carrière, affichée parmi les objectifs du système de retraite¹³. Elle serait en outre incohérente, en pratique, avec la prise en compte des périodes assimilées et des majorations de durée d'assurance dans la durée d'assurance, qui sert justement depuis 1983 pour déterminer l'obtention du taux plein.

* *
*

Les réformes des retraites depuis les années 1970 ont, entre autres, créé ou étendu les dispositifs d'anticipation du taux plein de retraite afin de permettre aux assurés supposés les plus « usés » par le travail ou à l'espérance de vie la plus courte de partir plus tôt à la retraite. Elles ont effectivement permis d'augmenter fortement la proportion d'assurés pouvant partir à la retraite au taux plein dès 60 ans, voire avant. Celle-ci passe d'environ 20 % pour la génération née en 1906 à un peu plus de 60 % parmi les générations nées à partir des années 1930 et jusqu'à 1950.

Si la hausse a été aussi marquée, c'est principalement grâce à la possibilité de partir au taux plein dès l'âge minimal au titre de la durée d'assurance – plus précisément de la réalisation d'une carrière complète. Or le lien supposé entre ce critère et une moindre espérance de vie se révèle en partie faux : l'espérance de vie à 60 ans

12. Il s'agit de profils de carrières très spécifiques, notamment des militaires.

13. Ces objectifs sont détaillés dans l'article L. 111-2-1 du Code de la sécurité sociale, qui dispose notamment que « La Nation assigne également au système de retraite par répartition un objectif de solidarité entre les générations et au sein de chaque génération, notamment par [...] la prise en compte des périodes éventuelles de privation involontaire d'emploi, totale ou partielle ».

des personnes ayant commencé à travailler le plus tôt est effectivement moins élevée que celle des assurés ayant commencé plus tard, mais cette relation ne s'observe toutefois que pour les âges de début de carrière les plus bas, c'est-à-dire avant 20 ans pour les hommes et avant 18 ans pour les femmes, l'espérance de vie étant ensuite à peu près la même quel que soit l'âge de premier emploi. Les écarts d'espérance de vie selon l'âge sont en outre au maximum de deux à trois années ; ils sont donc plus resserrés que les écarts d'âge d'atteinte du taux plein qui découlent des règles de retraite, qui vont de 5 ans avant la réforme de 2003 à 9 ans après. Par ailleurs, l'âge de début de carrière n'est que partiellement corrélé à l'atteinte des conditions d'un départ au taux plein. En conséquence, on n'observe pas de relation linéaire et croissante entre l'espérance de vie à 60 ans et l'âge auquel le système de retraite permet de partir à la retraite à taux plein. Parmi les femmes, la relation est même décroissante : les femmes qui peuvent partir au taux plein plus tôt ont en règle générale une espérance de vie plus élevée. Pour les deux sexes, l'espérance de vie des personnes reconnues inaptes au travail est inférieure de 4 à 5 ans à la moyenne. La durée espérée de retraite des divers assurés non-inaptes décroît donc continûment en fonction de l'âge auquel le système de retraite permet à ces assurés de partir au taux plein, tout en restant toujours plus élevée que celles des assurés reconnus inaptes.

Il convient de rappeler ici que l'analyse menée reste descriptive. On illustre la *corrélation* entre l'âge d'atteinte du taux plein et l'espérance de vie à cet âge. L'interprétation sous-jacente est que certaines caractéristiques sont liées à la fois à une moindre espérance de vie et à un âge d'atteinte du taux plein plus tardif, et sont ainsi à l'origine de cette corrélation. Par exemple, des problèmes de santé en cours de carrière peuvent augmenter le risque de mortalité à long terme et rendre plus difficile le maintien en emploi, d'où une acquisition de droits à la retraite plus lente, et donc une carrière complète atteinte plus tardivement. Des périodes de précarité professionnelle vont probablement ralentir la validation de trimestres pour la retraite, tout en impactant durablement l'état de santé. Il pourrait toutefois exister également une causalité propre du départ à la retraite sur la mortalité, un départ à la retraite anticipé ou à l'inverse

plus tardif pouvant jouer sur la mortalité pendant les premières années de retraite, voire à plus long terme. À cet égard, l'effet théorique est ambigu : le départ à la retraite pourrait avoir un effet positif sur la santé, et donc sur la baisse du risque de mortalité, du fait de la diminution de l'exposition aux risques professionnels et au stress, mais aussi un effet négatif, à cause de la diminution des interactions sociales et de l'éventuelle baisse des revenus. Cette question du mécanisme explicatif de la corrélation entre âge d'atteinte du taux plein et espérance de vie est bien sûr importante d'un point de vue normatif. En effet, si celle-ci résulte pour l'essentiel de facteurs extérieurs, il est légitime de chercher à définir le barème du taux plein en fonction des écarts d'espérance de vie constatés. Si, en revanche, ces écarts sont eux-mêmes, pour partie au moins, la conséquence des disparités d'âge d'atteinte du taux plein, l'exercice est plus délicat puisque l'éventuelle modification des barèmes modifierait elle-même les inégalités d'espérance de vie. La plus récente et principale étude française sur le sujet pousse néanmoins à écarter l'hypothèse d'un impact causal de l'âge de départ à la retraite sur la mortalité : elle conclut, sur la base des données exhaustives du régime général et en exploitant les évolutions liées à la réforme des retraites de 1993, que l'augmentation de l'âge de départ liée à cette réforme n'a eu aucun impact significatif sur la mortalité entre 61 et 79 ans (Bozio *et al.*, 2021).

Les résultats présentés dans cette étude indiquent donc que, même si l'on juge pertinent au regard des inégalités d'espérance de vie de permettre à ceux qui ont commencé à travailler le plus jeune de pouvoir partir à la retraite au taux plein plus tôt, les barèmes de retraite mis en place au fil des réformes passées ne permettent pas de corriger ces inégalités, et contribuent parfois même au contraire à les amplifier. Ce résultat tient au fait que l'instrument sur lequel s'appuient ces barèmes, à savoir la durée d'assurance validée pour la retraite, s'avère très imparfait pour tenir compte des disparités d'âge de début de carrière. Si le lieu n'est pas ici de formuler des propositions de réforme des barèmes du taux de liquidation, les résultats détaillés dans cette étude suggèrent qu'une telle réforme serait nécessaire pour mettre en œuvre l'objectif de correction des inégalités de durée passée à la retraite voulu par le législateur. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8642168/ES546_Aubert_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Andrieux, V. & Chantel, C. (2013).** Espérance de vie, durée passée à la retraite. DREES, *Dossier solidarité et santé* N° 40.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/dossiers-solidarite-et-sante-1998-2016/esperance-de-vie-duree-passee-la-retraite>
- Aubert, P. & Christel-Andrieux, V. (2010).** Différences d'espérance de vie et de durée de vie passée en retraite selon la durée validée au cours de la carrière. DREES, *Note DREES – BRETR* N° 10-46, Document N° 4 de la Séance plénière du Conseil d'orientation des retraites du 24 mars 2010.
<https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-1321.pdf>
- Aubert, P. (2015).** La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés. Insee, *Document de travail* N° G2015/10. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1381074>
- Aubert, P. (2024).** Trente ans de réformes abaissant l'âge de départ à la retraite à taux plein : quelles conséquences sur les inégalités de durée de retraite ? *Les Dossiers de la DREES* N° 125.
https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/les-dossiers-de-la-drees/241126_DD_reformes-retraites
- Aubert, P. & Colin, C. (2017).** Durée de carrière et équité en matière de retraite : quels indicateurs ? quelles interprétations ? In: Aubert, P. *et al.*, *La prise en compte de la durée de carrière dans les indicateurs de retraite, Dossier de la DREES* N° 21, pp. 82–104.
https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd21_retraites_en_equivalent_carriere_complete_v2.pdf#page=82
- Blanpain, N. (2018).** L'espérance de vie par niveau de vie, Méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1801. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3322051>
- Blanpain, N. (2024).** Les écarts d'espérance de vie entre cadres et ouvriers : 5 ans chez les hommes, 3 ans chez les femmes. *Insee Première* N° 2005. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8220688>
- Bozio, A., Garrouste, C. & Perdrix, E. (2021).** Impact of later retirement on mortality: Evidence from France. *Health Economics*, 30(5), 1178–1199. <https://doi.org/10.1002/hec.4240>
- Briard, K. & Mahfouz, S. (2011).** Modulations de la retraite selon l'âge de départ : principes directeurs et évolutions depuis les années 1980. *Économie et Statistique*, 441–442.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377509?sommaire=1377529>
- Buisson, B. & Senghor, H. (2016).** Méthodes de simulation des décès appliquées au régime de retraite de la fonction publique d'État. CNAV, *Retraite et société* N° 73, 175–196.
<https://shs.cairn.info/revue-retraite-et-societe-2016-1-page-175?lang=fr&contenu=resume>
- Bulcourt, M., Lemonnier, A. & Soulat, L. (2022).** Espérance de vie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers : un regard sur des emplois spécifiques. QPS, *Les études* N° 39.
<https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/qps-les-etudes-ndeg39>
- Cambois, E., Laborde, C. & Robine, J.-M. (2008).** La double peine des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte. *Population et sociétés* N° 441.
https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/192/publi_pdf1_441.fr.pdf
- Goujon, S. (2019).** Retraites pour inaptitude : une espérance de vie inférieure d'au moins 4 ans. CNAV, *Cadr'@ge* N° 40. <https://www.statistiques-recherche.lassuranceretraite.fr/cadrage-n-40-juin-2019/>
- Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (2014).** Disparités des durées validées pour la retraite et disparités d'espérance de vie. *Document* N° 9 de la Séance plénière du 25 novembre 2014.
<https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-2553.pdf>
-

Quels mécanismes de redistribution du système de retraite entre femmes et hommes ? Une approche sur cycle de vie

Mechanisms of Male-Female Redistribution in the Pensions System: A Life Cycle Approach

Frédérique Nortier-Ribordy*

Résumé – Cet article se propose d’illustrer, principalement à l’aide du taux de récupération et sur plusieurs cas types de cadres et de non-cadres du secteur privé nés en 2000, les redistributions engendrées par le système de retraite entre les genres. Les résultats montrent que le système serait globalement redistributif des hommes vers les femmes. Hors dispositifs de solidarité, les allègements de cotisations, la mutualisation du risque viager et l’architecture du système auraient des effets redistributifs des hommes vers les femmes tandis que la règle des 25 meilleures années et l’indexation des salaires portés au compte sur les prix auraient des effets plus ambigus. Les dispositifs de solidarité accentueraient la redistribution du système de retraite des hommes vers les femmes, à l’exception des majorations de pension pour trois enfants, du fait de leur caractère proportionnel. Enfin, la réforme de 2023 renforcerait les redistributions vers les femmes ayant les plus bas salaires.

Abstract – *In this article I propose to illustrate the gender redistribution achieved by the pensions system, primarily by using the return rate on contributions and studying representative cases of executive and non-executive employees born in the year 2000 and working in the private sector. The results indicate that the system broadly tends to redistribute wealth from men to women. In addition to direct solidarity measures, partial relief on pension contributions, the pooling of mortality risk and the architecture of the system itself all appear to have the effect of redistributing money from men to women, while the “25 best years” rule and the index-linking of wages to prices appear to have more ambiguous consequences. Solidarity measures appear to enhance the redistributive nature of the pension system (away from men and towards women), with the exception of the pension bonus for having three children, on account of their proportional nature. Finally, the 2023 reform appears to reinforce distribution towards the lowest-paid women.*

JEL : D63, H23, H55

Mots-clés : retraite, redistribution, hommes-femmes

Keywords: pensions, redistribution, men-women

* Secrétariat général du Conseil d’orientation des retraites. Correspondance : frederique.nortier-ribordy@cor-retraites.fr

L’auteur tient à remercier Anthony Marino, chef du bureau retraite de la Drees, pour sa relecture attentive et éclairée lors de la rédaction de cet article ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques enrichissantes. Les analyses et résultats de l’article n’engagent que l’auteur et non son institution d’appartenance.

Reçu en janvier 2024, accepté en février 2025.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

Citation: Nortier-Ribordy, F. (2025). Mechanisms of Male-Female Redistribution in the Pensions System: A Life Cycle Approach. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 546, 59–80. doi: 10.24187/ecostat.2025.546.2133

La réduction des écarts de pension entre les femmes et les hommes est l'un des objectifs du système de retraite depuis les lois de 2010 et 2014, et fait l'objet d'un suivi spécifique à ce titre par le Conseil d'Orientation des Retraites et le Comité de Suivi des Retraites. Depuis la réforme de 2023, la suppression de ces écarts à l'horizon 2050 est ainsi explicitement mentionnée à l'article L111-2-1 du code de la sécurité sociale (Aubert & Bonnet, 2024)¹. En 2022, le montant de pension de droit direct d'une femme résidant en France était ainsi inférieur de 38 % en moyenne à celui d'un homme. L'écart tend toutefois à se réduire : parmi les retraités vivant en France fin 2020, il était de 57 % pour la génération 1930, 40 % pour la génération 1946 et 30 % pour la génération 1955 (Cheloudko & Marino, 2024), plus récente et pour laquelle la participation des femmes au marché du travail a été plus importante. Le système de retraite français étant largement contributif, ces écarts traduisent les inégalités de carrière à la fois en durée (compte tenu des interruptions plus fréquentes pour les femmes) et en niveau (compte tenu de salaires moins élevés et d'un temps partiel plus fréquent pour les femmes) (Bonnet *et al.*, 2015). Ces inégalités sont pour une très large part liée à la prise en charge des enfants, qui engendre des modalités spécifiques de carrière et de rémunération et plus souvent assurée par les femmes que par les hommes (De Saint Pol & Bouchardon, 2013). Une partie de ces inégalités est cependant compensée par des dispositifs de solidarité qui représentaient 22 % des pensions versées aux femmes (12 % pour celles versées aux hommes) en 2016 (Cheloudko *et al.*, 2020). Si les femmes ont un montant de pension en moyenne inférieur à celui des hommes, elles ont toutefois une durée espérée de retraite supérieure en raison d'un âge moyen de départ à la retraite légèrement moins élevé, et surtout d'une plus grande longévité. Cet écart tend également à diminuer : il était de l'ordre de 3 ans pour la génération 1954 contre 4 ans environ pour la génération 1930 (COR, 2024).

Il est alors légitime de s'interroger sur le bilan redistributif du système de retraite entre les femmes et les hommes sur le cycle de vie. Les écarts de pension sont-ils compensés par le fait que cette pension est perçue sur une durée de retraite plus longue ? Et/ou par un moindre effort contributif en cours de vie active ? Pour répondre à ces interrogations, cet article mesure les écarts de rendement des droits propres entre genres à partir de cas types du secteur privé en isolant les différents mécanismes à l'œuvre :

écarts d'espérance de vie, taux de prélèvement, prise en compte des droits familiaux, etc.

La première partie décrit la particularité propre au système de retraite en matière de redistribution – dès lors qu'une approche sur cycle de vie est considérée – et les indicateurs retenus pour la mesurer. La deuxième partie expose la méthodologie et en quoi elle est appropriée pour analyser la redistribution engendrée par le système de retraite. Les deux dernières parties présentent enfin les résultats : l'influence de chacun des mécanismes liés aux règles d'acquisition et de calcul des pensions (avant prise en compte des dispositifs de solidarité) et des écarts d'espérance de vie est examinée dans la partie 3.1 et l'apport des dispositifs de solidarité dans la redistribution entre hommes et femmes est ensuite étudié dans la partie 3.2. Enfin, les effets de la réforme de 2023 sont isolés dans la partie 4.

1. La redistribution : le cas spécifique des retraites

1.1. Redistribution et réduction des inégalités

Pour la plupart des prestations sociales, l'impact redistributif peut se mesurer dans un cadre statique en comparant d'un côté les revenus perçus au titre de ces prestations, et de l'autre ceux qui auraient été perçus sans le dispositif étudié (situation contrefactuelle). Cette approche statique n'est cependant pas pertinente pour le système de retraite compte tenu de son caractère dynamique, les cotisations étant prélevées pendant la période d'activité et les prestations perçues durant la retraite. En retenant une telle approche en coupe, l'impact redistributif du système de retraite serait massif : il ferait en effet passer les revenus des individus âgés d'un niveau très faible – limité pour l'essentiel aux revenus du patrimoine et aux autres transferts – à un niveau voisin de celui des actifs en termes de niveau de vie (COR, 2024). Cependant, en l'absence de système de retraite, les assurés auraient nécessairement constitué une épargne individuelle beaucoup plus importante pour lisser leur consommation sur le cycle de vie et couvrir leur risque de longévité (Germain, 2021). La pension de retraite constituant un salaire différé perçu en contrepartie de cotisations,

1. Article L111-2-1 du code de la sécurité sociale (version en vigueur depuis le 1^{er} septembre 2023) : « La Nation assigne également au système de retraite par répartition un objectif de solidarité entre les générations et au sein de chaque génération, notamment par l'égalité entre les femmes et les hommes [...]. Elle se fixe pour objectifs, à l'horizon 2050, la suppression de l'écart entre le montant des pensions perçues par les femmes et celui des pensions perçues par les hommes et, à l'horizon 2037, sa réduction de moitié par rapport à l'écart constaté en 2023. »

l'analyse doit donc être réalisée sur le cycle de vie. Mais dès lors se pose toujours la question du contrefactuel à retenir.

Il est alors considéré, dans les prolongements des travaux de Blanchet (1996) ou encore de Coppini (1976), que pour une génération donnée « *il y a redistribution lorsque l'individu verse au système ou en reçoit davantage que ce qu'il est susceptible d'en recevoir en espérance mathématique* ». Le contrefactuel est ainsi la situation dans laquelle la masse de pensions dont bénéficie l'assuré est calculée compte tenu de son effort contributif passé et du rendement moyen de sa génération. Cette définition prend donc en considération d'un côté ce que l'individu verse au système de retraite pour payer les pensions de ses aînés (les cotisations) et de l'autre ce qu'il reçoit ensuite à la retraite (les pensions financées, en répartition, par les générations les plus récentes).

Un système de retraite opère alors des redistributions si les retours sur contributions (ou rendements) diffèrent entre individus d'une même génération. A contrario, aucune redistribution n'est opérée si tous les rendements des assurés sont identiques à la moyenne de leur génération. Cette approche, utilisée notamment par Dubois & Marino (2015b), est particulièrement adaptée pour étudier la redistribution induite par le système de retraite pour des assurés d'une même génération qui bénéficient du même degré de maturité du système et de conditions démographiques et économiques comparables.

Cette appréciation du lien entre cotisations et pensions ne doit cependant pas être confondue avec le diagnostic de réduction des inégalités qui met, quant à lui, les pensions au regard des salaires. Dès lors que les individus sont amenés à cotiser à des taux différents, toutes les configurations sont possibles, comme l'illustrent les deux cas suivants : 1) un système de retraite peut n'opérer aucune redistribution mais atténuer les inégalités salariales si les individus les plus aisés cotisent moins, ou au contraire 2) il peut être redistributif et amplifier les inégalités salariales si les individus favorisés en termes de rendement ont un taux de cotisation moindre.

1.2. Les indicateurs de redistribution

Si le taux de remplacement, qui rapporte usuellement la première pension au dernier salaire (ou au salaire moyen de carrière), est souvent mobilisé pour analyser les redistributions du système de retraite, cet indicateur ne permet de juger que partiellement de l'équité entre les individus, puisqu'il n'inclut ni les cotisations

versées par les salariés pendant leur carrière professionnelle, ni leur espérance de retraite.

Deux autres indicateurs peuvent alors être utilisés pour prendre en compte la dimension temporelle de la retraite. Le taux d'annuité correspond ainsi au rapport entre la pension perçue à la liquidation et la somme des revenus d'activité perçus au cours de la carrière. Cet indicateur, utilisé par exemple par Aubert & Bachelet (2012) présente cependant l'inconvénient de ne pas inclure la durée de perception de la retraite et donc les éventuelles redistributions engendrées par la mortalité différentielle entre les individus. Il ne donne également aucune information sur le niveau de cotisations consenti. Le taux de remplacement sur cycle de vie (ou taux de prestation) pallie une partie de ces imperfections en rapportant l'ensemble des pensions actualisées perçues durant la période de retraite au total actualisé des salaires de carrière. Mais cet indicateur ne permet toujours pas d'appréhender les efforts contributifs consentis.

Le taux de rendement interne (TRI) permet lui de prendre en compte cette dimension contributive. Il correspond au taux d'actualisation qui équilibre pour un individu les sommes actualisées des cotisations versées et des pensions reçues sur l'ensemble du cycle de vie. En termes de rendement financier, cela revient à calculer le taux d'intérêt auquel seraient placées les cotisations afin d'assurer à l'assuré un strict retour sur contributions. Le fait d'avoir un indicateur synthétique présente cependant des inconvénients : le TRI ne permet pas de déterminer si le niveau des pensions est adéquat. Un TRI élevé peut renvoyer à un niveau de pension et à un taux de remplacement faibles selon les règles de calcul et d'acquisition des droits. En outre, l'ampleur de la redistribution effectuée ne peut pas être mesurée. Enfin, le TRI ne permet pas de savoir si les écarts de rendement proviennent des écarts d'efforts contributifs et/ou des écarts de montant de la pension à la liquidation et de sa durée de perception (pension cumulée sur cycle de vie).

À cet égard, le taux de récupération (TR), défini comme le rapport entre la somme actualisée des pensions perçues au cours de la retraite et la somme actualisée des cotisations versées au cours de la carrière, peut être décomposé comme le ratio de deux indicateurs facilement interprétables : le taux de prélèvement (ou taux moyen de cotisation sur cycle de vie), qui rapporte la somme des cotisations à la somme des salaires et qui permet de mesurer si le système de retraite sollicite le même effort contributif pour tous les

individus, et le taux de prestation (voir plus haut) qui renseigne sur le diagnostic d'atténuation ou de reproduction des inégalités. Le TR permet d'identifier les assurés qui bénéficient d'un retour sur contributions plus élevé que celui de leur génération et qui sont donc bénéficiaires des mécanismes redistributifs.

Le résultat du calcul du TR dépend toutefois de l'hypothèse d'actualisation. Il est en effet nécessaire d'actualiser les grandeurs monétaires pour pouvoir les additionner, en les déflatant par exemple de l'inflation ou encore de l'évolution de la rémunération moyenne par tête (RMPT) de l'année, ce qui est conventionnellement réalisé ici. Ce facteur est d'importance secondaire pour une comparaison des assurés d'une même génération qui ont connu des périodes de croissance économique similaires². Ce choix importe cependant en cas de carrière incomplète : le poids des salaires et cotisations passés est d'autant moins important que le taux d'actualisation retenu est faible et que les salaires sont lointains, ce qui tend à survaloriser le TR. Les deux indicateurs de redistributions TRI et TR sont bien entendus liés (voir annexe 1) : le TRI est précisément le taux assurant exactement $TR = 100\%$. Cependant, avec deux sommes de revenus d'activité et de pensions identiques, quelle que soit la pente de la carrière et ses éventuelles discontinuités, le taux de récupération sera identique, ce qui n'est pas le cas du TRI (Glénat & Gleizes, 2004). Dans la suite de cette étude, ces deux indicateurs sont calculés sur la base de cas types pour illustrer, quantifier et expliquer les redistributions que le système de retraite opère entre les hommes et les femmes.

2. La méthodologie retenue et les carrières étudiées

2.1. L'approche par cas types

Pour étudier les redistributions opérées par le système de retraite et leurs liens avec les profils de carrière, les travaux empiriques mobilisent soit l'analyse sur données réelles à l'aide de la microsimulation, soit l'approche par cas types. La seconde méthode, retenue dans cette étude, permet de mettre en exergue de façon simple et lisible les effets propres de chacune des règles de calcul, des barèmes ou encore des différents dispositifs de solidarité selon des caractéristiques individuelles stylisées (profils de carrière, nombre d'enfants, espérance de vie, etc.). La facilité d'usage des cas types et leur caractère contrôlé en font ainsi un outil adapté pour évaluer si le système de retraite répond aux objectifs qui lui sont assignés. Cette approche est

cependant nécessairement réductrice puisqu'elle ne permet pas de prendre en compte la variabilité des situations individuelles et leur distribution. Elle est donc complémentaire à l'approche par microsimulation, à laquelle elle ne peut se substituer (SG-COR, 2012b). Dans ce cadre, cet article complète, en prenant en compte les effets de la mortalité différentielle entre genres et l'effort contributif réalisé pendant la carrière, les résultats obtenus par microsimulation par Aubert & Bachelet (2012) qui mesuraient les variations de la dispersion des pensions (à l'aide des rapports interdéciles) avant et après prise en compte des mécanismes implicites et explicites du système de retraite. Il complète également les résultats de Dubois & Marino (2015b) qui étudiaient les effets de l'espérance de vie différentielle entre les genres sur le rendement du système de retraite (mesuré par le TRI), en neutralisant successivement les effets des caractéristiques individuelles et des règles du système de retraite. Il précise enfin l'analyse réalisée par la Drees sur le modèle de microsimulation Trajectoire des effets redistributifs de la réforme de 2023 (COR, 2023) en détaillant l'effet des principales dispositions de la réforme (augmentation de l'âge d'ouverture des droits, mise en place d'une majoration de pension liée à la majoration de durée d'assurance et indexation du minimum contributif à la liquidation sur le Smic).

L'étude se limite aux salariés du secteur privé durant toute leur carrière, c'est-à-dire aux assurés monopensionnés du régime général (Cnav) et du régime complémentaire Agirc-Arrco. Les écarts de pension sont en effet plus élevés entre les genres dans le secteur privé que dans la fonction publique (Cheloudko & Marino, 2024) où les carrières des femmes sont plus souvent continues et peu différentes en cela de celles des hommes (Bonnet *et al.*, 2015). En outre, les écarts de revenu salarial, qui tiennent compte des écarts liés au salaire horaire, à la quotité de temps de travail et au nombre de jours rémunérés dans l'année, étaient de 24,5 % dans le secteur privé en 2021, contre 15,6 % dans le secteur public.

Pour que l'analyse puisse être pertinente, la construction des cas types doit autant que possible s'appuyer sur des carrières suffisamment représentatives des situations réelles. Neuf cas types sont retenus ici. Ils diffèrent par leur genre, les salaires qu'ils perçoivent tout au long de leur vie professionnelle et la présence ou non d'interruption et de temps partiel au cours de la

² Pour une comparaison de cohortes différentes, en revanche, ce choix serait crucial puisque le niveau de croissance affecterait sensiblement les résultats (Dubois & Marino, 2015a).

Tableau 1 – Caractéristiques des cas types

Cas types	Nombre d'enfants	Âge d'entrée dans la vie active (année)	Durée cotisée (année)	Salaire moyen (€ constants)	Pente de carrière	AVPF
Femme cadre	0 ou 3	22,75	43	76 075	1,45	Non
Homme cadre	0 ou 3	22,75	43	102 616	1,57	Non
Femme non-cadre	0 ou 3	22,50	43	26 778	1,31	Non
Homme non-cadre	0 ou 3	22,50	43	34 032	1,32	Non
Femme non-cadre avec interruption courte	0 ou 3	22,50	37	24 681	1,28	Possible
Femme avec interruption longue	0 ou 3	22,50	9	18 299	0,62	Non
Femme au Smic	0 ou 3	20,00	43	21 717	1,21	Possible
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	0 ou 3	20,00	43	20 718	1,27	Possible
Femme au Smic à temps partiel	0 ou 3	20,00	43	16 387	1,10	Possible

carrière. Pour tous les cas types, les âges retenus d'entrée dans la vie active sont estimés à partir des durées moyennes validées avant l'âge de 30 ans observées dans l'échantillon inter-régimes de cotisants (EIC 2017), et correspondent à la première année où les assurés cotisent plus de trois trimestres (tableau 1).

Les quatre premiers cas types ont été construits en référence aux cas types de cadres et de non-cadres du secteur privé à carrière complète du COR. L'approche se situe ici à mi-chemin entre une approche purement théorique (par exemple, un cas type à carrière complète au Smic) et une approche statistique visant à s'appuyer sur un certain nombre de carrières réelles dans un échantillon (par exemple, en retenant la carrière moyenne des assurés appartenant au premier décile de pension). Les cas types du COR ont ainsi été construits en s'appuyant sur les travaux de classification réalisés par la Drees et la Cnav des carrières individuelles des assurés du régime général nés entre 1935 et 1950. Il s'agit de cas types stylisés et représentatifs, plus simples à appréhender que l'ensemble des situations individuelles mais sans être définis de façon complètement ad hoc (SG-COR, 2012a). Les salaires par âge de ces cas types sont déterminés selon un profil relatif à la rémunération moyenne par tête (RMPT) constant par génération et établi sur la génération 1962 pour les salariés du secteur privé percevant à chaque âge le salaire moyen du dernier décile de la distribution des salaires (femmes et hommes confondus) pour les cadres et du tiers inférieur pour les non-cadres (SG-COR, 2023).

Pour prendre en compte les différences de salaire constatées entre les femmes et les hommes, ces

cas types ont été déclinés par genre. L'approche a consisté à combiner l'observation des écarts de salaire constatés par âge et par catégorie socioprofessionnelle (CS) dans les secteurs privé et semi-public³ entre 28 ans et 60 ans et le profil de la rémunération par âge obtenu sur la génération 1962. Concrètement, les calculs sont effectués en quatre étapes. La première a permis d'estimer un effet âge par CS, soit l'écart moyen du salaire des femmes (respectivement des hommes) par rapport au salaire moyen quel que soit le genre et la génération. Parallèlement, un effet année a été estimé pour l'ensemble de la CS et quel que soit l'âge entre 1962 et 2021 puis projeté à l'horizon 2070, en supposant que les écarts de salaire entre genres continuent à se réduire sans pour autant s'annuler à long terme. Cet effet année a ensuite été appliqué à l'effet âge. Enfin, ces chroniques par genre, CS, âge et génération ont été appliquées aux profils de carrière des cadres et non-cadres. Les calculs sont effectués pour la génération née en 2000, qui entre actuellement sur le marché du travail.

Les cinq derniers cas types sont plus conventionnels. La femme non-cadre peut ainsi interrompre sa carrière (sans revenu salarial) pour élever ses enfants, soit de façon temporaire (entre 30,5 ans et 37,5 ans), soit de façon définitive. Lors de sa reprise d'activité, cette femme perçoit un salaire inférieur de 10 % environ à celui d'une femme qui a continué de travailler. Cet écart a été estimé en référence à Pora & Wilner (2019) qui évaluent l'effet sur le revenu salarial des femmes de la naissance des enfants. Il

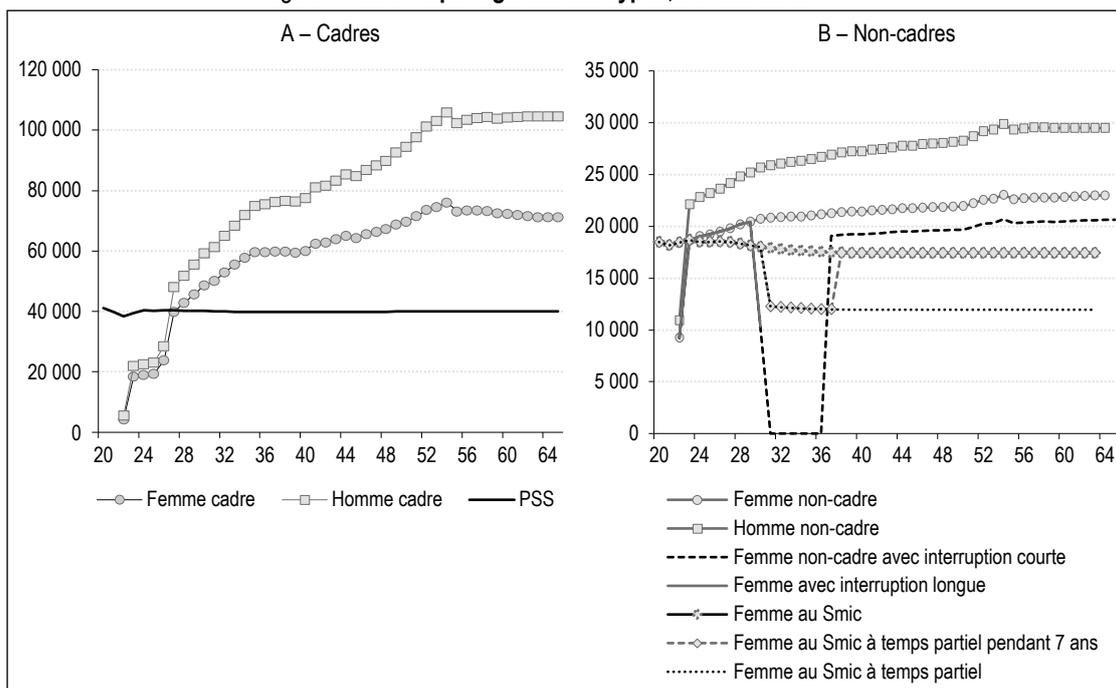
3. Ces écarts de salaire ont été observés dans les séries DADS de 2008 à 2022 (Source : Insee).

correspond à l'effet moyen pour les femmes sous le huitième décile de salaire et 5 ans après la naissance du deuxième enfant : 1) d'une perte de salaire horaire et 2) d'une moindre durée travaillée. Enfin, dans les trois derniers cas types l'ensemble de la carrière est effectué au Smic, soit à temps plein, soit à temps partiel. Ces cas types ne concernent que des femmes. En effet, les femmes sont surreprésentées parmi les salariés payés au Smic ; 57 % en 2024 (Groupe d'experts

sur le Smic, 2024), plus souvent concernées par les emplois à temps partiel (78 % des emplois à temps partiel) et ces emplois sont plus souvent rémunérés au Smic (38 % contre 12 % pour les emplois à temps complet) (Magnier & Viossat, 2024).

La figure I résume les salaires par âge des neuf cas types, en les déflatant de la rémunération moyenne par tête annuelle.

Figure I – Salaire par âge des cas types, déflaté de la RMPT



Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

Les cas types peuvent avoir zéro ou trois enfants. Enfin, les femmes avec enfants réduisant ou interrompant leur activité peuvent percevoir ou non l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) (tableau 1).

Les cas types sont supposés partir à la retraite à taux plein au terme de 43 années validées ou à l'âge d'annulation de la décote (67 ans), si cette durée n'est pas atteinte avant 67 ans. La durée de perception de la retraite dépend de l'espérance de vie à cet âge, calculée pour la génération 2000 à partir de l'hypothèse centrale de mortalité des projections démographiques de l'Insee de 2021 (Algava & Blanpain, 2021). En outre, les disparités entre catégories socioprofessionnelles sont prises en compte sur la base des travaux de Blanpain (2016) qui montraient qu'entre 2009 et 2013, un homme cadre âgé de 60 ans pouvait espérer vivre en moyenne 4,4 ans de plus qu'un homme ouvrier du même âge. Les espérances

de vie des cadres et des ouvriers femmes et hommes nés en 2000 ont été déterminées par le secrétariat général du COR en reproduisant en projection, de façon conventionnelle, cet écart constaté (SG-COR, 2021). L'espérance de vie des cadres est logiquement retenue pour les cas types de cadre, l'espérance de vie des ouvrières pour les cas types au Smic, tandis que les cas types de non-cadres se voient appliquer l'espérance de vie des projections démographiques, ce qui revient à une espérance de vie « moyenne », toutes CS confondues.

2.2. La législation et les hypothèses retenues

La législation et les barèmes considérés sont ceux qui ont prévalu réellement pour les années passées. Ensuite, les paramètres évoluent selon la législation actuelle intégrant les dernières réformes des retraites (2010, 2014 et 2023)

ainsi que les accords Agirc-Arrco signés par les partenaires sociaux, notamment ceux de 2019 et 2023⁴. Les hypothèses économiques reposent sur une évolution tendancielle des gains de productivité de 1,0 % par an en réel à partir de 2040 (COR, 2024). Le choix du scénario n'est pas totalement neutre sur l'ampleur de la redistribution intragénérationnelle, sans pour autant en inverser le sens et les conclusions.

S'agissant du cadre sociofiscal, les indicateurs sont calculés sur la base de pensions de droits directs nettes de prélèvements sociaux. Le taux de CSG, qui dépend du niveau de l'impôt sur le revenu, est calculé en considérant que l'assuré vit seul et que les retraites qu'il perçoit sont son seul revenu. Il varie d'un cas à l'autre (CSG à taux plein de 8,3 % pour les cas types ayant une carrière complète et à temps plein, taux réduit de 3,8 % pour le cas type au Smic finissant sa carrière à temps partiel et pas de CSG pour le cas type de la femme non-cadre interrompant son activité à 30,5 ans)⁵. L'Aspa (Allocation de solidarité aux personnes âgées, ex minimum vieillesse), versée sous conditions de ressources au niveau du ménage, n'est pas intégrée dans cette étude.

Du côté des cotisations, il n'est pas opéré de distinction entre les parts salariale et employeur. Comme les pensions de retraite sont en grande partie contributives, la part employeur est supposée se répercuter in fine sur le salaire net de la même manière que la part salariale (Bozio *et al.*, 2019). Les allègements de cotisations employeur dégressifs entre 1 Smic et 1,6 Smic sont pris en compte. Ce choix peut faire débat puisque même si ces cotisations ne sont pas formellement payées par les employeurs, elles permettent d'acquérir des droits dans les régimes de retraite. Cependant, ces allègements ayant été mis en place en particulier pour favoriser l'emploi des salariés les moins qualifiés, ils peuvent être assimilés à des dispositifs implicites de solidarité. Par ailleurs, comme leur compensation financière est en grande partie assurée par des taxes assises sur la consommation, ces ressources ne sont pas directement supportées par l'assuré, contrairement aux cotisations et ne sont donc pas prises en considération dans le calcul. Cette approche tend à majorer le TR (Dubois & Marino, 2015a). Il est toutefois possible d'en isoler l'effet en comparant les indicateurs avec ou sans allègement. Enfin, les régimes de retraite du secteur privé bénéficient de ressources fiscales, budgétaires ou de transferts d'autres régimes ou fonds (Fonds de solidarité vieillesse – FSV, branche famille, Unédic) afin de financer certains dispositifs de

solidarité qui ne sont pas pris en compte dans cette étude.

3. Une décomposition des facteurs qui expliquent les écarts de taux de récupération entre les femmes et les hommes

Afin de comprendre les effets propres des règles de calcul et des dispositifs de solidarité dans les redistributions du système de retraite s'opérant entre les hommes et les femmes, la méthode retenue, qui s'inspire de Aubert & Bachelet (2012), a consisté à neutraliser l'ensemble des mécanismes intervenant dans l'acquisition des droits et le calcul des pensions, la mortalité différentielle entre les femmes et les hommes et les différents dispositifs de solidarité (voir encadré sur le calcul des pensions et les mécanismes et dispositifs pris en compte). Les cas types peuvent ainsi avoir 0 ou 3 enfants sans que les résultats en soient changés. Le calcul est donc ici très théorique.

En l'absence de mortalité différentielle entre les genres, de règles spécifiques sur les taux de cotisation de chacun des régimes (hors allègements de cotisation, cotisation déplaçonnée à la Cnav et CET-CEG à l'Agirc-Arrco) et en neutralisant des mécanismes implicites et dispositifs explicites, les cas types de cadres et de non-cadres avec une interruption de carrière et au Smic ont des TR sensiblement inférieurs aux assurés non-cadres (figure II). Il n'apparaît alors en revanche et logiquement pas de redistribution manifeste des hommes vers les femmes⁶, le système de retraite étant contributif.

Afin d'estimer comment chaque règle modifie la redistribution entre les femmes et les hommes, les mécanismes sont ensuite réintroduits l'un après l'autre en sens inverse de la première étape en estimant d'abord les effets liés aux règles de cotisation puis les effets liés aux mécanismes implicites de calcul des pensions (cœur du système de retraite) puis ceux liés aux dispositifs de solidarité. L'estimation de chaque effet propre qui en résulte dépend alors de l'ordre dans lequel

4. À partir de 2024, la valeur de service est indexée sur l'inflation estimée de l'année à -0,4 point. La valeur d'achat du point évolue comme le salaire moyen du secteur privé de l'année précédente. De 2027 à 2038, la valeur de service évolue comme le salaire moyen minoré de 1,16 % et la valeur d'achat du point comme le salaire moyen. À partir de 2038 la valeur de service et la valeur d'achat du point évoluent conventionnellement de concert, comme le salaire moyen minoré de 1,16 %. En outre, les coefficients de solidarité (« malus ») ne s'appliquent plus. Le taux de cotisation retenu est égal au taux moyen.

5. CSG/CRDS, CASA et cotisation maladie de 1 % sur les pensions complémentaires. Conformément au III de l'article L136-8 du code de la sécurité sociale, les seuils déterminant le taux de CSG évoluent selon l'inflation.

6. Les résultats sur le TRI sont présentés en annexe 2.

ENCADRÉ – Règles d’acquisition et de calcul des pensions, principaux mécanismes implicites de calcul des pensions et dispositifs explicites de redistribution entre les femmes et les hommes

Dans les régimes du secteur privé, la pension totale de droit direct correspond à la somme de la pension de base (calculée en annuités) et de la pension complémentaire (calculée en points). Les calculs sont détaillés ici au taux plein (sans décote ni surcote).

La pension de base est le produit de trois termes : $SAM \times \text{taux_liq} \times \text{coef_proratisation}$.

Le salaire de référence (*SAM*) est égal à la moyenne des 25 meilleures années de salaires bruts de carrière et éventuellement des salaires fictifs portés au compte pour les périodes de non-emploi (ici l’AVPF). Ces salaires sont revalorisés selon les prix.

Le taux de liquidation *taux_liq* est de 50 % à taux plein, atteint si l’assuré justifie de la durée d’assurance suffisante (172 trimestres), s’il est reconnu inapte ou invalide, ou encore s’il a au moins 67 ans.

Le coefficient de proratisation (*coef_proratisation*) est égal au rapport entre la durée d’assurance validée au régime général (égale à la durée d’assurance totale (*DAT*) de l’assuré qui est monopensionné) à la durée requise pour avoir une pension complète (*DAR*), borné à 1. La *DAT* de l’assuré est la somme des périodes cotisées au titre de l’emploi (un trimestre est acquis en contrepartie de 150 h au Smic) et des périodes de non-emploi validées (chômage, maladie, AVPF). Peuvent également s’y ajouter des majorations de durée d’assurance notamment pour enfants.

Au taux plein, la pension du régime général peut être portée au minimum contributif (Mico), également proratisé de la *DAT*. Enfin, peuvent s’ajouter une majoration de pension de 10 % pour avoir élevé au moins trois enfants et depuis la réforme de 2023 une majoration de pension si l’assuré bénéficie d’au moins un trimestre de majoration de durée d’assurance (dite surcote mère).

À l’Agirc-Arrco, la pension de droit direct à taux plein est égale à : $TOT_PTS \times VS$

où *TOT_PTS* (total des points acquis en cours de carrière) correspond à la somme des points cotisés pour les périodes en emploi et des points gratuits, octroyés pour certaines périodes de non-emploi (chômage indemnisé, maladie, etc.) et *VS* à la valeur de service du point à la liquidation.

Le nombre de points cotisés annuellement dépend du salaire, du taux de cotisation servant à l’acquisition des points et de la valeur d’achat du point. Le taux de cotisation, différent entre la tranche sous le plafond de sécurité sociale et la tranche entre 1 et 8 plafonds, est augmenté d’un taux d’appel (127 %) et d’une cotisation d’équilibre général (CEG), de 2,15 % sous le plafond de la sécurité sociale et 2,70 % entre 1 et 8 plafonds, et d’une cotisation d’équilibre technique (CET, uniquement acquitté par les assurés dont le salaire dépasse le plafond) au taux de 0,35 % sur les deux tranches.

La durée d’assurance est indirectement prise en compte dans le calcul de la pension complémentaire. Le taux plein (i.e. la pension est calculée sans décote) est en effet acquis si l’assuré bénéficie du taux plein au régime général. Le rapport entre la valeur de service du point et sa valeur d’achat définit le rendement instantané du régime.

Il n’existe pas de minimum de pension. Enfin, peut également s’ajouter à cette pension une majoration de pension de 10 % pour avoir élevé au moins trois enfants.

Tableau A – Synthèse des mécanismes implicites et dispositifs explicites étudiés

	Régime de base	Régime complémentaire
Acquisition des droits	Allègements de cotisation sur les bas salaires	
	Cotisation déplafonnée	CET et CEG
Mécanismes implicites	Mutualisation du risque viager	
	Règle des 25 meilleures années pour le calcul du salaire annuel moyen	
Dispositifs explicites	Sur la durée d’assurance : majoration de durée d’assurance et AVPF	
	Sur le montant de pension : AVPF, minimum contributif, majoration de pension pour 3 enfants et plus, majoration de pension liée à la majoration de durée d’assurance	Majoration de pension pour 3 enfants et plus

ils sont réintroduits, compte tenu des non-linéarités existant dans le calcul des pensions.

3.1. Les effets liés aux règles de cotisation

Les allègements de cotisation sur les bas salaires constituent une source essentielle d’écarts de

rendement. Les femmes non-cadres et par construction celles au Smic perçoivent toute leur carrière un salaire inférieur à 1,6 fois le Smic et bénéficient donc de ces allègements : leur prise en compte améliore grandement leur taux de récupération (de 54 points pour la femme

non-cadre à 177 points pour les femmes au Smic). Pour l'homme non-cadre dont le niveau de salaire est supérieur à celui de la femme non-cadre, seuls 24 ans de carrière ouvrent droit à ces allègements ; son TR est augmenté de 7 points. Enfin, ces dispositions sont quasiment sans effets pour les cas types de cadres (figure II).

Une autre source d'écart peut provenir de la part des cotisations non génératrices de droits au régime général et à l'Agirc-Arrco. La cotisation déplafonnée au régime général ne génère aucun droit à pension. Si l'effet de cette cotisation est neutre en ce qui concerne la redistribution entre les cas types pour la partie inférieure au plafond de la sécurité sociale, elle conduit à minorer les TR pour les cadres car une part importante de leur salaire excède le plafond de sécurité sociale (-4 points pour la femme et -6 points pour l'homme). Dans le régime complémentaire, la part des cotisations non génératrices de droits est plus élevée sur la partie du salaire sous le plafond de sécurité sociale (45 %), que sur la partie au-delà (38 %) : la prise en compte de ces cotisations a ainsi des effets redistributifs des femmes vers les hommes puisqu'elle contribue à baisser plus les taux de récupération des femmes, en particulier quand elles ont un salaire au Smic (-22 points), que des hommes (-10 points).

Une fois réintroduits et les allègements de cotisations sur les bas salaires et les cotisations non génératrices de droits, les taux de prélèvement

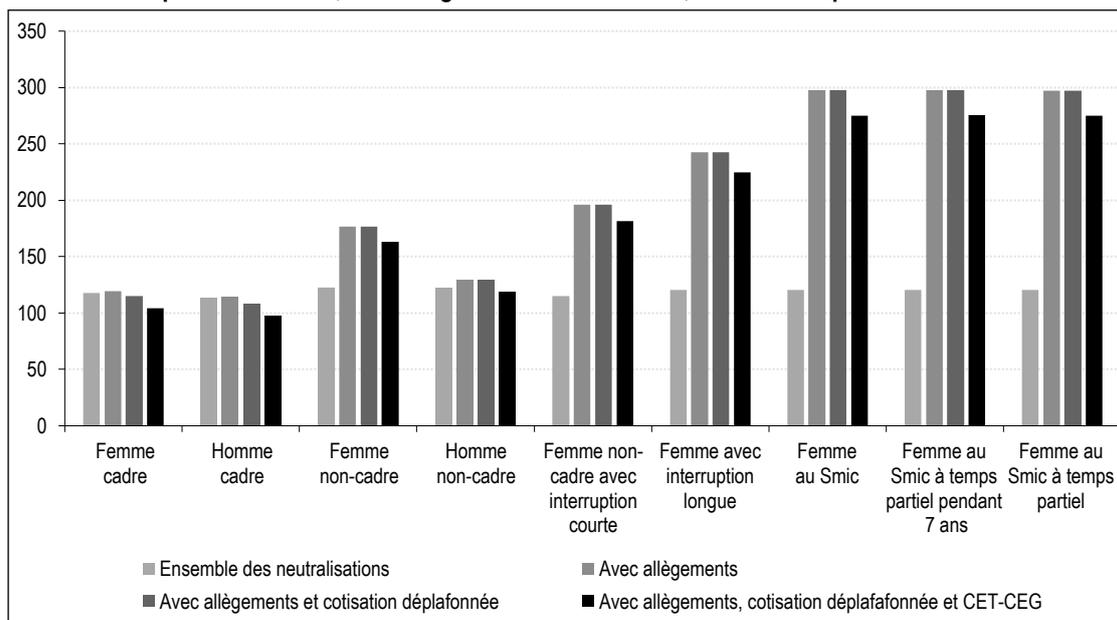
sont très différents entre les cas types et d'autant moins élevés que le salaire est faible. Cette baisse importante permet d'augmenter les TR des cas types ayant les plus bas salaires et contribue ainsi positivement à la redistribution entre les hommes et les femmes (figure I). Après prise en compte de ces règles, les TR des femmes varient entre 104 % (pour la femme cadre) et 275 % (pour les femmes au Smic) et s'avèrent supérieurs à ceux des hommes qui varient entre 98 % (cadre) et 119 % (non-cadre). Ces écarts se retrouvent dans les TRI (voir annexe 2).

3.2. Les mécanismes implicites de calcul des pensions dans le régime de base ont des effets redistributifs indéterminés

Ensuite, principalement deux mécanismes viennent modifier les redistributions entre hommes et femmes via le niveau de prestations perçues dans le régime de base. Leurs effets propres sont étudiés en réintroduisant successivement : 1) le calcul de la pension sur la base des 25 meilleures années ; 2) l'indexation sur les prix pour revaloriser les salaires passés lors du calcul de la pension à la liquidation. Dans tous les cas, les règles de cotisation précédentes sont prises en compte.

La règle des 25 meilleures années permet d'éliminer du calcul de la pension les années où les rémunérations sont les plus faibles (voire nulles). Cependant, ses effets sont ambigus (Aubert &

Figure II – Taux de récupération nets des cadres et non-cadres femmes et hommes selon le profil de carrière, avec allègements de cotisations, cotisation déplafonnée et CET-CEG



Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.
Lecture : en neutralisant l'ensemble des mécanismes de calcul des pensions (première barre), le TR de la femme cadre est de 117,6 %.
Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

Duc, 2011). Si elle permet de neutraliser les impacts liés au passage à temps partiel ou aux périodes d'interruption d'activité sur de courtes périodes, elle bénéficie dans le même temps aux assurés ayant les carrières les plus ascendantes tant qu'elles sont sous le plafond de la sécurité sociale. Avec la prise en compte de cette règle et une indexation des droits sur les salaires, les taux de récupération sont ainsi en hausse de 6 points pour les cas types de non-cadre à carrière complète et la femme interrompant temporairement sa carrière et même de 12 à 19 points pour les femmes au Smic à temps partiel. En revanche, cette règle n'a que peu d'effet pour les cas types à carrière plate, la moyenne calculée sur 25 années ou sur la totalité de la carrière étant très proches. Ainsi, les hausses sont moins importantes pour la femme au Smic à temps plein (2 points) et les cadres (entre 3 et 4 points), dont les salaires pris en compte dans le calcul du salaire annuel moyen sont limités au plafond de sécurité sociale, ce qui revient à les aplatir à ce niveau (voir la figure I). Enfin, pour les carrières de moins de 25 ans cotisés, le salaire annuel moyen est calculé sur l'ensemble de la carrière : la règle ne bénéficie donc pas aux carrières les plus courtes, ici la femme non-cadre interrompant sa carrière à 30 ans pour qui le salaire annuel moyen est de facto toujours calculé sur ses seules huit années travaillées. L'effet de cette règle sur la redistribution entre hommes et femmes dépendra ainsi de la part de chacune de ces catégories dans la population totale (figure III).

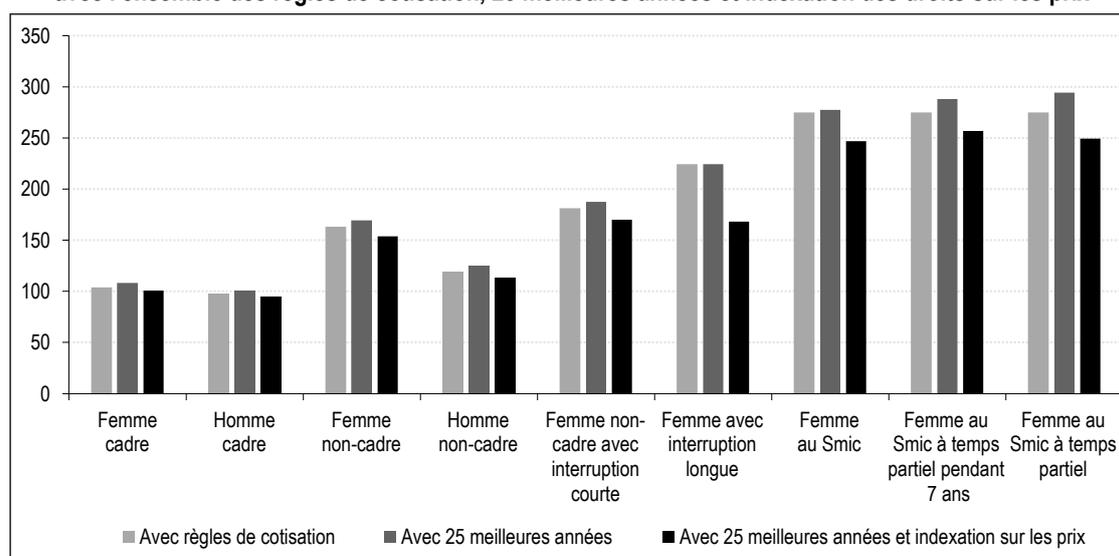
En outre, l'*indexation des droits sur les prix* et non sur les salaires conduit à augmenter d'autant plus la pente des revenus d'activité selon l'âge que l'écart entre prix et salaires est important, les salaires de début de carrière étant moins valorisés. Elle pénalise ainsi plus les carrières avec des dynamiques salariales les moins importantes. Les taux de prestation des femmes non-cadres, en particulier quand elles interrompent leur carrière, sont diminués de 56 points et ceux des femmes au Smic avec du temps partiel de 31 points et 44 points. Ce mode de revalorisation conduit ainsi à des effets négatifs sur la redistribution entre hommes et femmes (figure III).

3.3. Quels effets de la mortalité différentielle ?

Afin de neutraliser les différences de mortalité entre hommes et femmes, les TR ont d'abord été calculés en retenant *l'espérance de vie moyenne les deux genres confondus*⁷. Or, à âge de liquidation identique, les femmes ont une durée de retraite plus élevée car une espérance de vie plus longue, et ce alors même que le calcul de la pension à la liquidation n'en tient pas compte puisque le système de retraite a vocation à mutualiser le risque viager (tableau 2).

7. Cette méthode ne permet pas de calculer le gain procuré par une espérance de vie plus élevée des femmes, toutes choses égales par ailleurs. Pour isoler cet effet pur, il conviendrait d'appliquer exactement la même carrière à l'homme et à la femme, ce qui permettrait de neutraliser tous les autres effets (la seule différence de rendement provenant alors de l'écart de mortalité).

Figure III – Taux de récupération nets des cadres et non-cadres femmes et hommes selon le profil de carrière, avec l'ensemble des règles de cotisation, 25 meilleures années et indexation des droits sur les prix



Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.

Lecture : avec la prise en compte de l'ensemble des mécanismes implicites du système de retraite (barre noire), le TR de la femme cadre est de 100,7 %.

Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

Tableau 2 – Âge de départ à la retraite avant dispositif de solidarité et espérance de retraite selon le genre

En années	Âge de départ à la retraite	Espérance de retraite sans mortalité différentielle	Espérance de retraite avec mortalité différentielle
Femme cadre	65,5	27,9	28,6
Homme cadre	65,2	28,1	27,9
Femme non-cadre	65,0	26,8	27,8
Homme non-cadre	65,0	26,8	25,8
Femme non-cadre avec interruption courte	67,0	24,8	25,8
Femme avec interruption longue	67,0	24,8	25,8
Femme au Smic	64,0	27,0	28,3
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	64,0	27,0	28,3
Femme au Smic à temps partiel	64,0	27,0	28,3

Note : malgré un âge de début de carrière identique, l'homme cadre peut partir à la retraite 3 mois avant la femme cadre en raison d'un nombre de trimestres validés plus important la première année de carrière grâce à la règle des 150 heures au Smic (voir encadré).
Sources : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024 à partir de Insee, 2021.

En réintroduisant les écarts d'espérance de vie entre les femmes et les hommes, l'amélioration des TR des femmes au Smic, à temps partiel ou non, est de l'ordre de 10 points (figure IV). Pour les cas types non-cadres, la dégradation est d'un peu moins de 4 points pour l'homme tandis que le taux de récupération de la femme est amélioré de 5 points. Pour les cadres, le TR est dégradé (resp. amélioré) de 2 points environ pour l'homme (resp. la femme).

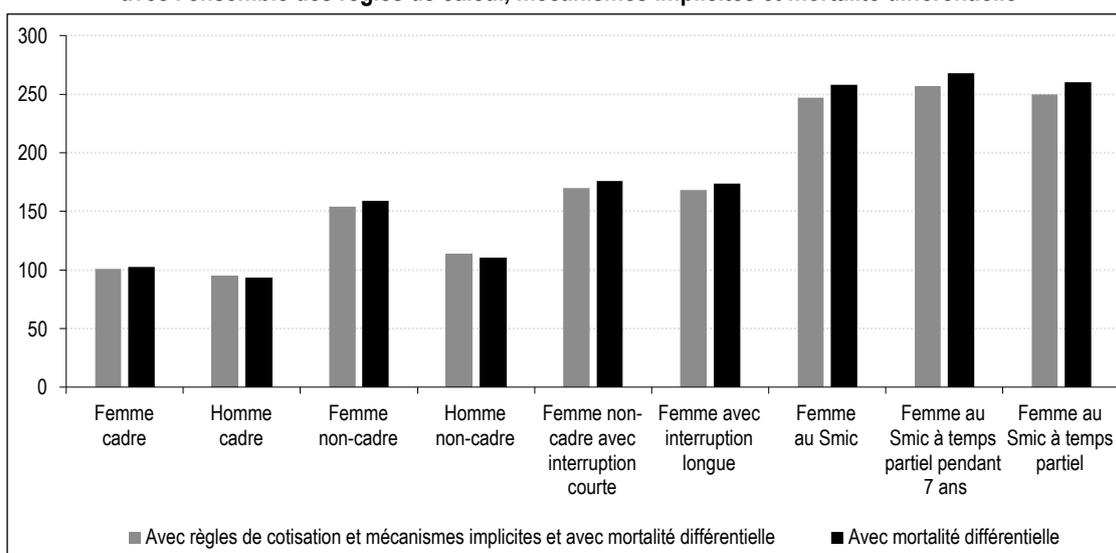
3.4. Les effets des dispositifs de solidarité liés aux enfants et du minimum contributif

Le cœur du système de retraite hors dispositifs de solidarité, redistribue donc in fine des hommes

vers les femmes principalement en raison d'une espérance de vie plus élevée pour ces dernières et de taux de prélèvement moins élevés. Toutefois, il convient de prendre également en considération le nombre d'enfants et les dispositifs de solidarité, et notamment les droits familiaux, qui affectent différemment femmes et hommes.

À l'instar de ce qui a été réalisé dans les parties précédentes, les effets propres de ces principaux dispositifs sont étudiés ici en ajoutant chaque dispositif successivement : assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF), majorations de durée d'assurance, majorations de pension et enfin minimum contributif. Les résultats sont ainsi dépendants non seulement de l'ordre dans

Figure IV – Taux de récupération nets des femmes et des hommes selon le profil de carrière avec l'ensemble des règles de calcul, mécanismes implicites et mortalité différentielle



Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.
Lecture : avec l'ensemble des mécanismes implicites de calcul des pensions et en prenant en compte la mortalité différentielle (barre noire), le TR de la femme cadre est de 102,6 %.
Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

lequel les dispositifs sont réintroduits mais aussi de la présence ou non d'enfants et de l'AVPF.

3.4.1. Les effets des dispositifs de solidarité liés aux enfants

Des droits spécifiques ont été mis en place pour les femmes mères de famille, à la suite des lois Boulin de 1971. Ces dispositifs visaient entre autres à compenser les interruptions de carrière liées à la maternité, dans un contexte où les femmes étaient peu actives et avaient des salaires très largement inférieurs à ceux des hommes.

Un parent réduisant ou interrompant son activité peut percevoir, s'il ne dépasse pas certaines conditions de ressources, une prestation familiale⁸ ouvrant droit à l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF). Ces dispositifs ne sont pas spécifiquement orientés vers les femmes en droit, puisque l'AVPF, créée en 1972, a été étendue aux hommes en 1979, mais ils le sont dans les faits puisque les femmes représentaient en 2017 plus de 90 % des bénéficiaires d'un congé parental selon l'Igas (Auzel *et al.*, 2019). L'AVPF agit sur deux éléments de calcul de la pension. Des salaires sont portés au compte de l'assuré (sur la base de 169 heures au Smic)⁹ permettant d'améliorer le salaire annuel moyen, et des trimestres d'assurance sont validés à ce titre. Ces trimestres peuvent permettre à la fois de partir plus précocement à la retraite à taux plein mais également d'augmenter le montant de la pension à la liquidation grâce à une augmentation du coefficient de proratisation¹⁰. L'AVPF permet ainsi aux assurés qui réduisent leur activité ou interrompent leur carrière pour élever des enfants d'être moins pénalisées du point de vue de la retraite. L'amélioration du taux de récupération va ainsi de 2 points pour la femme au Smic à temps partiel sur une courte période à 59 points pour celle à temps partiel quasiment toute sa carrière. Le TR est même plus que quadruplé pour la femme qui interrompt jeune son activité (figure V).

Ensuite, le dispositif le plus connu concerne les majorations de la durée d'assurance pour enfant. Dans le secteur privé, quatre trimestres sont accordés au titre de l'accouchement et quatre trimestres au titre de l'éducation, dont deux automatiquement attribués à la femme. Les deux derniers trimestres peuvent être partagés entre la mère et le père avant les quatre ans de l'enfant mais sont attribués par défaut à la mère. Ces majorations de durée d'assurance permettent éventuellement aux femmes d'atteindre plus précocement le taux plein (cas des femmes cadre et non-cadre à carrière complète et des

femmes qui interrompent leur activité et sont bénéficiaires de l'AVPF) et/ou d'augmenter le montant de la pension de base en entrant dans la durée validée retenue pour le coefficient de proratisation. L'effet est d'autant plus élevé que la durée de carrière est faible car cette majoration est forfaitaire par enfant (Aubert & Bachelet, 2012) : dans ce cas, l'ensemble des trimestres de majoration de durée d'assurance peuvent s'avérer utiles. Les majorations de durée d'assurance induisent de fait des redistributions entre les hommes et les femmes puisque les TR sont plus élevés dès que la femme peut partir plus tôt ou bénéficie d'une pension plus élevée (l'amélioration va de 6 points pour la femme cadre à 108 points pour la femme à carrière courte et AVPF). Mais si la femme a déjà atteint ou dépassé la durée d'assurance requise pour le taux plein dès l'âge d'ouverture des droits, alors ces trimestres peuvent être (au moins en partie) inutiles (cas des femmes au Smic) et les TR sont identiques quel que soit le nombre d'enfants.

Par ailleurs, une mère de famille peut également bénéficier depuis la réforme de 2023 d'une majoration de pension liée à la majoration de durée d'assurance (dite surcote mère). Cette majoration permet aux mères bénéficiaires d'une majoration de durée d'assurance ayant une carrière complète à 63 ans et encore en activité de majorer leur montant de pension de 1,25 % par trimestre cotisé supplémentaire dans la limite de 5 % (en plus de la surcote classique). Si ce dispositif accentue les redistributions des hommes vers les femmes, il faut toutefois noter qu'il ne favorise que les femmes ayant les carrières les plus longues (figure V) et ainsi les pensions les plus élevées.

Dernier dispositif lié aux enfants, une majoration de pension de 10 %, versée à la fois par le régime de base et par le régime complémentaire Agirc-Arrco, est accordée aux parents, femmes comme hommes, de trois enfants et plus. Du fait de son caractère proportionnel, elle n'entraîne pas de redistribution entre les hommes et les femmes (figure V).

3.4.2. Les effets du minimum contributif

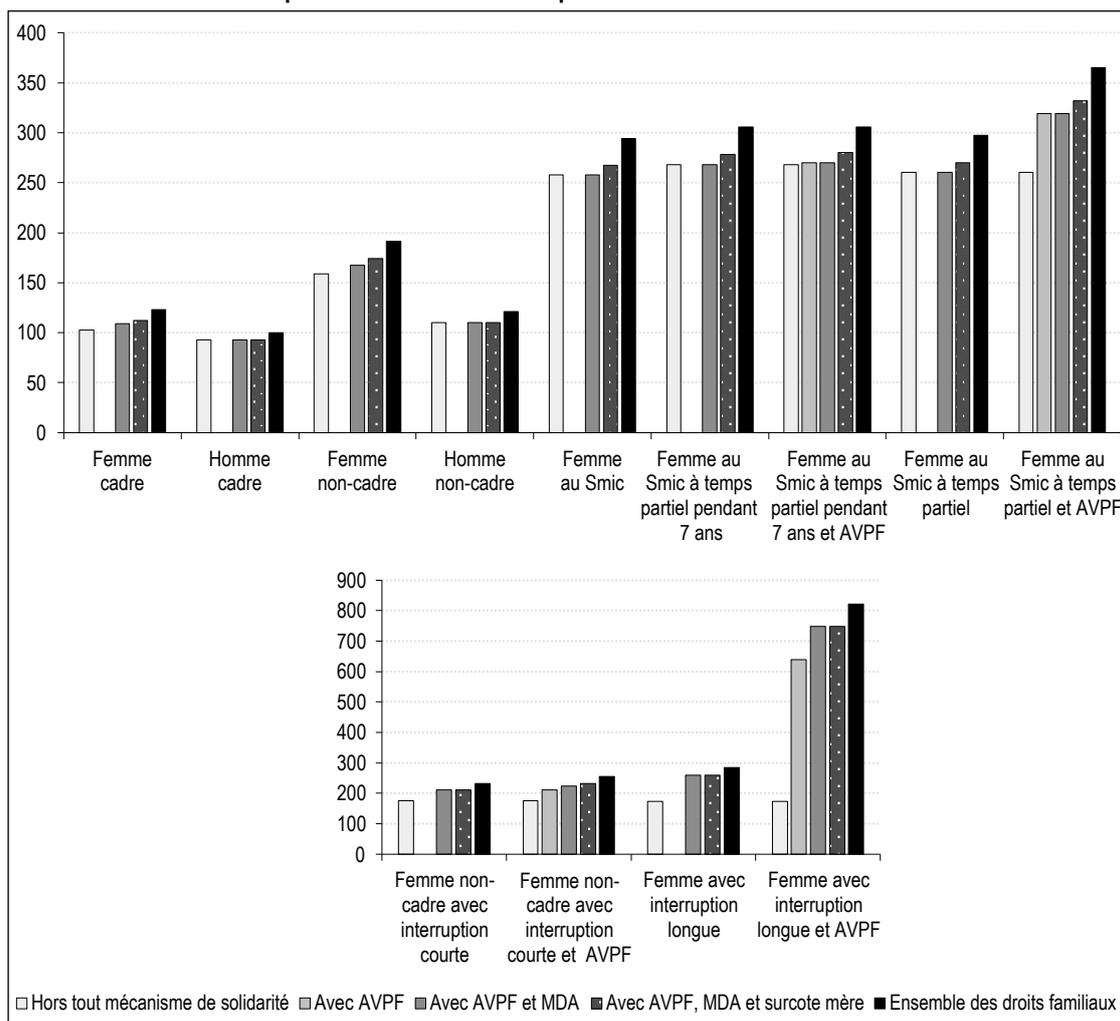
Enfin, la pension du régime de base est relevée à un montant minimal proratisé de la durée

8. Prestation partagée d'éducation de l'enfant (PreParE), allocation de base de la prestation accueil du jeune enfant (Paje), complément familial ou allocation journalière de présence parentale (AJPP).

9. La Cnav reçoit en contrepartie un financement de la Cnaf.

10. Si le salaire de l'assuré est au-delà d'un Smic (à 169 heures) avant l'interruption, alors l'AVPF peut conduire à une baisse du salaire de référence si ces années rentrent dans les 25 meilleures années.

Figure V – Taux de récupération nets des femmes et des hommes ayant trois enfants selon le profil de carrière et les dispositifs de solidarité liés aux enfants



Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.
 Lecture : avec la prise en compte des droits familiaux (barre noire), le TR de la femme cadre est de 123 %.
 Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

d'assurance (dit minimum contributif ou Mico), sous réserve d'avoir liquidé à taux plein et d'un plafond de pensions tous régimes. Le Mico, qui bénéficie deux fois plus aux femmes qu'aux hommes (Chopard, 2024), relève donc d'une logique individuelle et contributive et ne doit pas être confondu avec l'allocation de solidarité aux personnes âgées (Aspa, ex minimum vieillesse), accordée sans contrepartie de cotisations. Une majoration du Mico au titre des trimestres cotisés (120 depuis 2009) a été mise en place depuis 2004. Ce dispositif permet ainsi d'améliorer les TR des femmes ayant une carrière au Smic avec ou sans temps partiel et de la femme interrompant très jeune son activité (tableau 3). Le Mico permet à cet égard de compenser les périodes à temps partiel en présence d'enfants alors même qu'aucun dispositif explicite n'a été mis en place à cet effet dans le secteur privé.

3.5. Les écarts de rendement selon le régime

En prenant en compte la mortalité différentielle entre les hommes et les femmes, l'ensemble des règles d'acquisition et de calcul des droits et les principaux dispositifs de solidarité, le système de retraite semble donc opérer une redistribution des hommes vers les femmes (tableau 4). Les taux de récupération des femmes sans enfant varient entre 103 % (pour la femme cadre) et 348 % (pour la femme au Smic à temps partiel à partir de 30,5 ans) et s'avèrent supérieurs à ceux des hommes qui varient entre 93 % (cadre) et 110 % (non-cadre). Avec trois enfants, les TR sont plus élevés pour les femmes comme pour les hommes. Mais les écarts entre les deux genres sont accentués, principalement en raison des droits familiaux de retraite. Avec une carrière complète, le TR des femmes avec enfants est

Tableau 3 – Effet du minimum contributif sur le taux de récupération nets des femmes et des hommes selon le profil de carrière, le nombre d'enfants et le droit ou non à l'AVPF

Sans enfants	Sans Mico	Avec Mico	Apport du Mico
Femme cadre	102,6	102,6	-
Homme cadre	92,8	92,8	-
Femme non-cadre	158,9	158,9	-
Homme non-cadre	110,1	110,1	-
Femme non-cadre avec interruption courte	175,8	175,8	-
Femme avec interruption longue	173,9	201,3	27,4
Femme au Smic	257,8	282,0	24,1
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	268,0	293,4	25,4
Femme au Smic à temps partiel	260,3	347,6	87,3

Avec trois enfants sans AVPF	Sans Mico	Avec Mico	Apport du Mico
Femme cadre	123,0	123,0	-
Homme cadre	100,0	100,0	-
Femme non-cadre	191,2	191,2	-
Homme non-cadre	121,1	121,1	-
Femme non-cadre avec interruption courte	233,3	233,3	-
Femme avec interruption longue	284,9	335,2	50,3
Femme au Smic	294,2	322,1	27,9
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	305,9	335,2	29,3
Femme au Smic à temps partiel	297,1	398,0	100,9

Avec trois enfants et AVPF	Sans Mico	Avec Mico	Apport du Mico
Femme cadre	123,0	123,0	-
Homme cadre	100,0	100,0	-
Femme non-cadre	191,2	191,2	-
Homme non-cadre	121,1	121,1	-
Femme non-cadre avec interruption courte	256,3	256,3	-
Femme avec interruption longue	822,9	890,1	67,2
Femme au Smic	294,2	322,1	27,9
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	307,8	335,2	27,4
Femme au Smic à temps partiel	364,9	398,0	33,0

Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.
Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

augmenté de 20 points pour la femme cadre à 50 points pour la femme toujours au Smic par rapport aux femmes sans enfants, contre 7 points et 11 points pour les hommes cadre et non-cadre. Pour les femmes non-cadres ayant une carrière incomplète ou les femmes au Smic à temps partiel, l'augmentation du TR est encore plus sensible mais dépend de la perception ou non de l'AVPF : le taux de récupération de la femme avec trois enfants interrompant jeune son activité et ayant des droits AVPF est ainsi plus que quadruplé par rapport à la femme sans enfant ayant la même carrière.

Les écarts de TR entre femmes et hommes se constatent aussi bien dans le régime général (pension de base) que dans le régime

Agirc-Arrco (complémentaire). Mais les niveaux de ces taux sont nettement plus faibles dans le régime complémentaire, compte tenu de la baisse de rendement instantané (cf. encadré) dans ce régime depuis 30 ans et projeté pour les prochaines années et de moindres dispositifs de solidarité. Les écarts sont plus importants pour les femmes avec enfants (tableau 4). Ces différences entre régimes expliquent en partie les écarts constatés entre CS et genre : plus la part de l'Agirc-Arrco dans le total de la pension est élevée plus le taux de récupération est bas. Comme la part des hommes est plus élevée pour les plus hauts salaires (les cadres), les différences de rendement liées à l'architecture du système de retraite contribuent à renforcer les redistributions entre les hommes et les femmes.

Tableau 4 – Taux de récupération net des femmes et des hommes selon le profil de carrière, le nombre d'enfants, l'éligibilité à l'AVPF et le régime, en %

	Ensemble	Cnav	Agirc-Arrco	Ensemble	Cnav	Agirc-Arrco
Femme cadre	102,6	132,7	79,6	123,0	164,2	91,3
Homme cadre	92,8	118,6	78,8	100,0	130,4	83,4
Femme non-cadre	158,9	191,5	103,2	191,2	234,0	118,1
Homme non-cadre	110,1	133,3	70,7	121,1	146,6	77,7
Femme non-cadre avec interruption courte	175,8	210,7	116,0	233,3	288,6	138,5
Femme non-cadre avec interruption courte et AVPF				256,3	321,8	144,0
Femme avec interruption longue	173,9	201,8	125,9	822,9	1 220,4	138,5
Femme avec interruption longue et AVPF				284,9	370,0	138,5
Femme au Smic	257,8	303,4	179,1	294,2	350,4	197,0
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	268,0	318,9	179,9	307,8	371,4	197,9
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans et AVPF				305,9	368,4	197,9
Femme au Smic à temps partiel	260,3	308,2	177,4	364,9	463,1	195,1
Femme au Smic à temps partiel et AVPF				297,1	356,0	195,1

Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.
 Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

4. Quels sont les effets de la réforme de 2023 sur la redistribution entre les hommes et les femmes ?

La réforme de 2023 contient plusieurs mesures qui modifient le rendement de l'opération retraite et la redistribution entre les hommes et les femmes. Ces mesures sont neutralisées successivement pour voir quels sont leurs effets propres sur la redistribution entre genres.

En premier lieu, la réforme des retraites a réaffiché comme objectif de garantir l'obtention d'une pension totale (base et complémentaire) égale à 85 % du Smic net à l'issue d'une carrière complète cotisée au Smic¹¹. Pour cela le montant du Mico a été augmenté de 100 euros (proratés de la durée d'assurance), à la fois pour les retraités actuels et pour les futurs retraités et il a été indexé à la liquidation sur le Smic et non plus sur les prix. L'effet de cette mesure est visible pour les femmes au Smic et la femme non-cadre interrompant très jeune son activité, et ce particulièrement quand elles ont des enfants (tableau 4). Cet effet est exactement égal à celui calculé plus haut : compte tenu de l'indexation du Mico sur le Smic, ces femmes sont désormais bénéficiaires du dispositif alors qu'elles ne l'étaient pas quand le Mico était indexé sur les prix. Cette mesure contribue ainsi à renforcer les redistributions entre les hommes et les femmes.

Ensuite, la réforme a créé pour les mères ayant des majorations de durée d'assurance une surcote mère (voir plus haut). Les effets de cette surcote

sont visibles pour toutes les femmes encore en activité à 63 ans et ayant réuni les conditions de durée d'assurance à cet âge.

La mesure la plus emblématique de la réforme a consisté à reculer de deux ans l'âge d'ouverture des droits, modifiant la durée de retraite des assurés qui partaient avant 64 ans. Sans enfants, seuls les cas types au Smic, qui partaient à 63 ans avant la réforme sont concernés ici. Leur TR est en baisse de 13 points environ (tableau 5). Pour les femmes avec enfants, la baisse est encore plus importante et concerne également les femmes cadres et non-cadres. Les majorations de durée d'assurance pour enfants pouvaient en effet leur permettre de liquider dès l'âge d'ouverture des droits ; ces femmes sont donc contraintes de reporter leur départ à 64 ans. Conformément aux résultats de l'étude de la Drees parue dans le rapport annuel du COR de 2023, cette mesure aurait donc plutôt un effet redistributif des femmes vers les hommes.

Enfin, d'autres mesures tels que la suppression des coefficients de solidarité à l'Agirc-Arrco (décote temporaire de 10 % de la pension complémentaire pendant trois ans ou jusqu'à 67 ans), et l'augmentation des taux de cotisation déplaçonnés à la Cnav, ont des effets relativement limités et neutres quant à la redistribution entre les hommes et les femmes.

11. L'atteinte de cet objectif dépend toutefois de l'évolution des pensions dans le régime complémentaire où il n'existe aucun minimum.

Tableau 5 – Effets propres des différentes mesures de la réforme de 2023 sur les taux de récupération nets, en %

Sans enfants	Avant réforme	Mico	Surcote	AOD	Autres mesures	Effet total de la réforme	Après réforme
Femme cadre	103,0	-	-	-	-0,4	-0,4	102,6
Homme cadre	93,1	-	-	-	-0,3	-0,3	92,8
Femme non-cadre	159,4	-	-	-	-0,5	-0,5	158,9
Homme non-cadre	110,7	-	-	-	-0,5	-0,5	110,1
Femme non-cadre avec interruption courte	176,5	-	-	-	-0,7	-0,7	175,8
Femme avec interruption longue	174,3	27,4	-	-	-0,4	27,1	201,3
Femme au Smic	269,8	24,1	-	-12,7	0,8	12,2	282,0
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	280,7	25,4	-	-13,5	0,8	12,7	293,4
Femme au Smic à temps partiel	273,2	87,3	-	-13,3	0,4	74,4	347,6

Avec trois enfants sans AVPF	Avant réforme	Mico	Surcote	AOD	Autres mesures	Effet total de la réforme	Après réforme
Femme cadre	131,6	-	3,4	-11,6	-0,4	-8,6	123,0
Homme cadre	100,3	-	-	-	-0,3	-0,3	100,0
Femme non-cadre	204,7	-	7,0	-20,0	-0,5	-13,4	191,2
Homme non-cadre	121,7	-	-	-	-0,6	-0,6	121,1
Femme non-cadre avec interruption courte	233,8	-	-	-	-0,5	-0,5	233,3
Femme avec interruption longue	285,5	50,3	-	-	-0,6	49,7	335,2
Femme au Smic	311,3	27,9	10,6	-28,5	0,9	10,8	322,1
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	324,3	29,3	11,1	-30,3	0,9	11,0	335,2
Femme au Smic à temps partiel	315,7	100,9	10,7	-29,8	0,4	82,2	398,0

Avec trois enfants et AVPF	Avant réforme	Mico	Surcote	AOD	Autres mesures	Effet total de la réforme	Après réforme
Femme cadre	131,6	-	3,4	-11,6	-0,4	-8,6	123,0
Homme cadre	100,3	-	-	-	-0,3	-0,3	100,0
Femme non-cadre	204,7	-	7,0	-20,0	-0,5	-13,4	191,2
Homme non-cadre	121,7	-	-	-	-0,6	-0,6	121,1
Femme non-cadre avec interruption courte	275,8	-	9,7	-28,8	-0,4	-19,5	256,3
Femme avec interruption longue	824,6	67,2	-	-	-1,7	65,5	890,1
Femme au Smic	311,3	27,9	10,6	-28,5	0,9	10,8	322,1
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	327,2	27,4	11,2	-31,4	0,9	8,1	335,2
Femme au Smic à temps partiel	391,0	33,0	14,0	-40,4	0,4	7,0	398,0

Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT ; AOD signifie âge d'ouverture des droits.
Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

Au final, les effets de la réforme de 2023 semblent accroître la redistribution vers les femmes ayant les plus bas revenus, principalement en raison du relèvement du Mico et de son indexation, mais diminue la redistribution vers les femmes à carrière complète ayant les plus hauts revenus. Ce résultat est en ligne avec l'étude de la Drees de 2023.

* *
*

Le système de retraite français opère une redistribution importante entre hommes et femmes, en la faveur de ces dernières – au sens où leurs retours sur contributions sont supérieurs. Cette redistribution s'explique par cinq types de mécanismes.

En premier lieu, le cadre sociofiscal, et surtout l'allègement de cotisations employeur sur les plus bas salaires qui concerne plus souvent les femmes, exerce une redistribution implicite importante vers les femmes. Il en est de même des mécanismes propres aux individus, essentiellement le différentiel d'espérance de vie entre femmes et hommes qui, cependant, devrait diminuer à l'avenir¹². Par ailleurs, les règles propres au régime de base ont des effets sur les redistributions relativement ambigus. En revanche, comme le TR de l'Agirc-Arrco est plus faible que celui de la Cnav et que la part de la retraite complémentaire dans le total de la retraite augmente avec le niveau des salaires, les redistributions entre hommes et femmes sont accentuées. Enfin, les dispositifs de solidarité et au premier rang les droits familiaux fléchés, dans les droits ou dans les faits, vers les femmes permettent explicitement des redistributions importantes des hommes vers les femmes, en particulier quand celles-ci n'ont pas de carrière complète.

Cette étude s'est limitée à la prise en compte des droits directs. Les réversions ne sont pas

prises en considération, même si elles opèrent une redistribution majeure des hommes vers les femmes mariées au sens où leur versement – lié à une condition de mariage – n'est pas conditionné par un versement de cotisation en contrepartie. Si la mesure de la redistribution de ce dispositif n'est pas difficile en soi, c'est en revanche une distinction entre types de ménages qui s'avèrerait pertinente plus qu'une distinction entre femmes et hommes.

Enfin, l'étude a été réalisée sur cas types. Cette approche a le mérite de permettre une étude fine de chacun des mécanismes affectant la redistribution engendrée par le système de retraite entre les hommes et les femmes, mais elle ne permet pas d'étudier la diversité des situations ni l'apport de ces redistributions dans la réduction des inégalités de pension entre les femmes et les hommes. Une approche par microsimulation permettrait de compléter ces résultats. □

12. Voir *projections démographiques de l'Insee (décembre 2021)*.

BIBLIOGRAPHIE

- Algava, E. & Blanpain, N. (2021).** Projections de population pour la France – Méthodes et hypothèses. Insee, *Documents de travail* N° 2021-05. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5893639>
- Aubert, P. & Duc, C. (2011).** Les conséquences des profils individuels des revenus d'activité au long de la carrière sur le niveau des pensions de retraite. *Économie et Statistique*, 441-442, 159–186. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9618>
- Aubert, P. & Bachelet, M. (2012).** Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français. Insee, *Documents de travail* N° g2012/06, 21 juin. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1381012>
- Aubert, P. & Bonnet, C. (2024).** Supprimer les écarts de retraite entre les femmes et les hommes : un objectif qui passe aussi par une évolution des droits familiaux. *Billet de blog de l'Institut des Politiques Publiques*, 7 mars. <https://blog.ipp.eu/2024/03/07/supprimer-les-ecarts-de-retraite-entre-les-femmes-et-les-hommes-un-objectif-qui-passe-aussi-par-une-evolution-des-droits-familiaux/>
- Auzel, G., Rance, E. & Remay, F. (2019).** Mission d'évaluation du congé parental d'éducation et de la prestation partagée d'éducation de l'enfant (PreParE). Rapport pour l'Igas. <https://igas.gouv.fr/sites/igas/files/2024-05/Evaluation%20du%20cong%C3%A9%20parental%20d%E2%80%99%C3%A9ducation%20et%20de%20la%20C2%AB%20prestation%20partag%C3%A9%20d%E2%80%99%C3%A9ducation%20de%20l%E2%80%99enfant%20C2%BB.pdf>
- Blanchet, D. (1996).** La référence assurantielle en matière de protection sociale : apports et limites. *Économie et Statistique*, 291-292, 33–45. <https://doi.org/10.3406/estat.1996.6027>
- Blanpain, N. (2016).** Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme. *Insee Résultats* N° 177. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1893101>
- Bonnet, C., Meurs, D. & Rapoport, B. (2015).** Inégalités de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public : une analyse des distributions. *La Revue de l'Ires* 4 N° 87, 35–61. <https://doi.org/10.3917/rdli.087.0035>
- Bozio, A., Breda, T. & Grenet, J. (2019).** Does Tax-Benefit Linkage Matter for the Incidence of Social Security Contributions? *Document de travail* N° 2019-43, PSE, juillet. http://www.parisschoolofeconomics.com/grenet-julien/wp/Bozio_Breda_Grenet_2020.pdf
- Cheloudko, P., Martin, H. & Tréguier, J. (2020).** Retraite : les dispositifs de solidarité représentent 22 % des pensions versées aux femmes et 12 % pour les hommes. *Les dossiers de la Drees* N° 49, juillet. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-07/dd49.pdf>
- Cheloudko, P. & Marino, A. (2024).** Les Retraités et les Retraites. *Panorama de la Drees*, octobre. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse-documents-de-reference/panoramas-de-la-drees/241030_Retraites_2024
- Chopard, M. (2024).** En 2024, la réforme du minimum contributif augmente la pension de 185 000 nouveaux retraités. *Drees, Études et résultats* N° 1297. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/etudes-et-resultats/en-2024-la-reforme-du-minimum-contributif>
- Conseil d'Orientation des Retraites (2023).** Évolutions et perspectives des retraites en France. Rapport annuel, juin. <https://www.cor-retraites.fr/rapports-du-cor/rapport-annuel-cor-juin-2023-evolutions-perspectives-retraites-france>
- Conseil d'Orientation des Retraites (2024).** Évolutions et perspectives des retraites en France. Rapport annuel, juin. <https://www.cor-retraites.fr/rapports-du-cor/rapport-annuel-cor-juin-2024-evolutions-perspectives-retraites-france>
- Coppini, M. A. (1976).** Le rôle de la sécurité sociale dans la redistribution des revenus. *Revue française des affaires sociales* N° 1, 231–260.
- De Saint Pol, T. & Bouchardon, M. (2013).** Le temps consacré aux activités parentales. *Drees, Études et résultats* N° 841, paru le 24 mai. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/le-temps-consacre-aux-activites-parentales>
- Dubois, Y. & Marino, A. (2015a).** Indicateurs de rendement du système de retraite français. Insee, *Documents de travail* G 2015 / 02. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1381146>
- Dubois, Y. & Marino, A. (2015b).** Le taux de rendement interne du système de retraite français : Quelle redistribution au sein d'une génération et quelle évolution entre générations ? *Économie et Statistique*, 481–482. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10630>
- Germain, J.-M. (2021).** Rapport du groupe d'experts sur la mesure des inégalités et de la redistribution. *Insee méthodes* N° 138. <https://www.insee.fr/fr/information/5020893>

Glénat, M. & Gleizes, M (2004). Redistribution intragénérationnelle au sein du régime général. *Retraite et société* 2004/3 N° 43, 65–97. <https://doi.org/10.3917/rs.043.0065>

Groupe d’experts sur le Smic (2024). Salaire minimum interprofessionnel de croissance. Rapport, 28 novembre. <https://travail-emploi.gouv.fr/sites/travail-emploi/files/2024-12/Salaire%20minimum%20interprofessionnel%20de%20croissance%20-%20Rapport%20du%20groupe%20d%27experts%20-%2028%20novembre%202024.pdf>

Magnier, A. & Viosat, L.-C. (2024). Temps partiel et temps partiel contraint : des inflexions possibles pour un cadre rénové. Rapport pour l’Igas N° 2024-022R, octobre. <https://www.igas.gouv.fr/sites/igas/files/2024-12/Rapport%20Igas%20-%20Rapport%20Temps%20partiel%20contraint%20%28rapport%29.pdf>

Pora, P. & Wilner, L. (2019). Les trajectoires professionnelles des femmes les moins bien rémunérées sont les plus affectées par l’arrivée d’un enfant. *Insee Analyses* N° 48. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4226475>

Secrétariat général du Conseil d’orientation des retraites, COR (2023). Actualisation des cas types de salariés du secteur privé. *Document* N° 2 de la séance du 25 mai. https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2023-06/Doc_02_renovation%20cas%20types%20du%20priv%C3%A9.pdf

Secrétariat général du Conseil d’orientation des retraites, COR (2021). Effets redistributifs sur cycle de vie du système de retraite : cadrage méthodologique. *Document* N° 3 de la séance du 14 octobre. https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2021-10/Doc_03_Cadrage_m%C3%A9thodologique.pdf

Secrétariat général du Conseil d’orientation des retraites, COR (2012a). Construction de cas types pour apprécier les évolutions du taux de remplacement. *Document* N° 6 de la séance du 15 février. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-1672.pdf>

Secrétariat général du Conseil d’orientation des retraites, COR (2012b). Élaboration de cas types pour l’exercice de projection. *Document* N° 15 de la séance du 21 novembre. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-1878.pdf>

Vernière, L. (1998). Les indicateurs de rendement et de rentabilité de la retraite. *Questions retraite* N° 98-07. <https://www.ircantec.retraites.fr/sites/default/files/2021-06/qr98-07.pdf>

TAUX DE RENDEMENT INTERNE ET TAUX DE RÉCUPÉRATION : FORMALISATION ET EXEMPLE DE CALCUL

Le taux de rendement (TR) rapporte la masse des pensions perçues (P_i) sur la durée de retraite (dr) à la masse des cotisations (C_i) versées pendant la vie active (de durée dc). En retenant α comme taux d'actualisation, il peut s'écrire de la façon suivante :

$$TR = \frac{\sum_{i=dc+1}^{dc+dr} P_i (1+\alpha)^i}{\sum_{i=1}^{dc} C_i (1+\alpha)^i}$$

Le taux de rendement interne (TRI), quant à lui, est le taux qui égalise les flux de pensions perçues aux flux de cotisations versées, tel que :

$$-\sum_{i=1}^{dc} \frac{C_i}{(1+TRI)^i} + \sum_{i=dc+1}^{dc+dr} \frac{P_i}{(1+TRI)^i} = 0$$

si $\alpha = TRI$, le TR est alors égal à 100 % (Vernière, 1998).

Exemple :

Considérons un individu qui cotise durant trois périodes : 100, puis 102, puis 104. Cet individu reçoit ensuite sa retraite durant deux périodes : 162,3 puis 167,2.

Pour cette personne, le TRI est de 3 % (0,03) car :

$$- 100 \times (1 + 0,03)^4 - 102 \times (1 + 0,03)^3 - 104 \times (1 + 0,03)^2 + 162,3 \times (1 + 0,03) + 167,2 = 0.$$

Et en actualisant ces grandeurs par le TRI (soit 3 %), le TR est de 100 % puisque :

la somme des cotisations actualisées est égale à

$$100 \times (1 + 0,03)^4 + 102 \times (1 + 0,03)^3 + 104 \times (1 + 0,03)^2 = 334,34$$

et la somme des retraites actualisées est égale à

$$162,3 \times (1 + 0,03) + 167,2 = 334,34.$$

ANNEXE 2

RÉSULTATS SUR LES TAUX DE RENDEMENT INTERNES

Tableau A2 – Effets propres des différentes mesures de la réforme de 2023 sur les taux de rendement internes nets

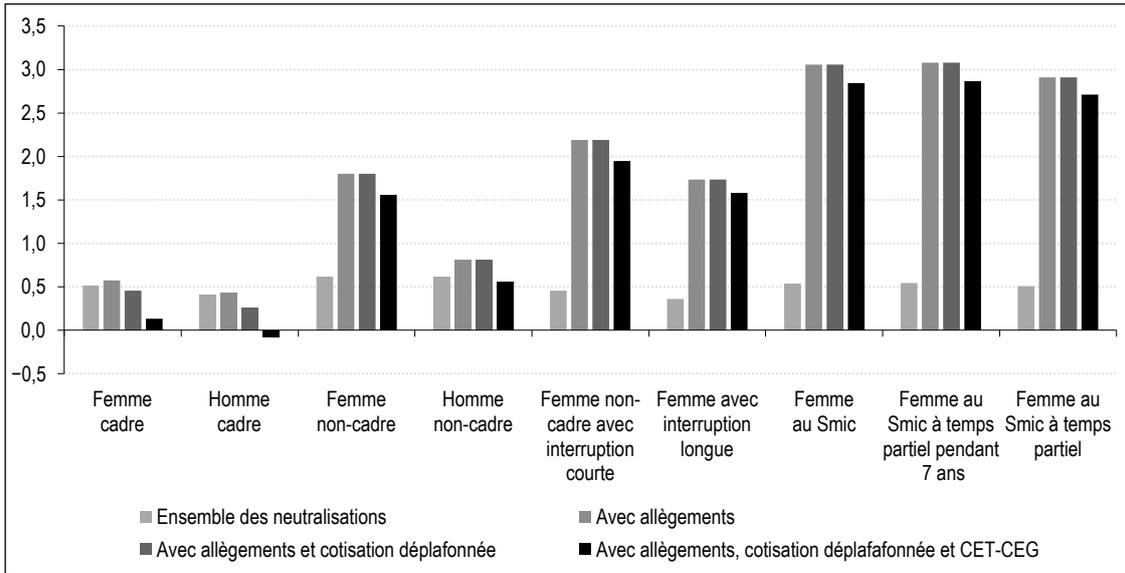
Sans enfants	Avant réforme	Mico	Surcote	AOD	Autres mesures	Effet total de la réforme	Après réforme
Femme cadre	0,1	-	-	-	0,0	0,0	0,1
Homme cadre	-0,2	-	-	-	0,0	0,0	-0,2
Femme non-cadre	1,5	-	-	-	0,0	0,0	1,4
Homme non-cadre	0,3	-	-	-	0,0	0,0	0,3
Femme non-cadre avec interruption courte	1,8	-	-	-	0,0	0,0	1,8
Femme avec interruption longue	1,1	0,3	-	-	0,0	0,3	1,4
Femme au Smic	2,8	0,2	-	-0,1	0,0	0,1	2,9
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	2,9	0,2	-	-0,1	0,0	0,1	3,0
Femme au Smic à temps partiel	2,7	0,7	-	-0,1	0,0	0,6	3,3

Avec trois enfants sans AVPF	Avant réforme	Mico	Surcote	AOD	Autres mesures	Effet total de la réforme	Après réforme
Femme cadre	0,9	-	0,1	-0,3	0,0	-0,2	0,7
Homme cadre	0,0	-	-	-	0,0	0,0	0,0
Femme non-cadre	2,3	-	0,1	-0,3	0,0	-0,2	2,0
Homme non-cadre	0,6	-	-	-	0,0	0,0	0,6
Femme non-cadre avec interruption courte	2,7	-	-	-	0,0	0,0	2,7
Femme avec interruption longue	2,0	0,3	-	-	0,0	0,3	2,4
Femme au Smic	3,2	0,2	0,1	-0,3	0,0	0,1	3,2
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	3,3	0,2	0,1	-0,3	0,0	0,1	3,4
Femme au Smic à temps partiel	3,1	0,7	0,1	-0,3	0,0	0,6	3,6

Avec trois enfants et AVPF	Avant réforme	Mico	Surcote	AOD	Autres mesures	Effet total de la réforme	Après réforme
Femme cadre	0,9	-	0,1	-0,3	0,0	-0,2	0,7
Homme cadre	0,0	-	-	-	0,0	0,0	0,0
Femme non-cadre	2,3	-	0,1	-0,3	0,0	-0,2	2,0
Homme non-cadre	0,6	-	-	-	0,0	0,0	0,6
Femme non-cadre avec interruption courte	3,3	-	0,1	-0,4	0,0	-0,3	3,0
Femme avec interruption longue	4,2	0,2	-	-	0,0	0,2	4,3
Femme au Smic	3,2	0,2	0,1	-0,3	0,0	0,1	3,2
Femme au Smic à temps partiel pendant 7 ans	3,3	0,2	0,1	-0,3	0,0	0,0	3,4
Femme au Smic à temps partiel	3,6	0,2	0,1	-0,3	0,0	0,0	3,6

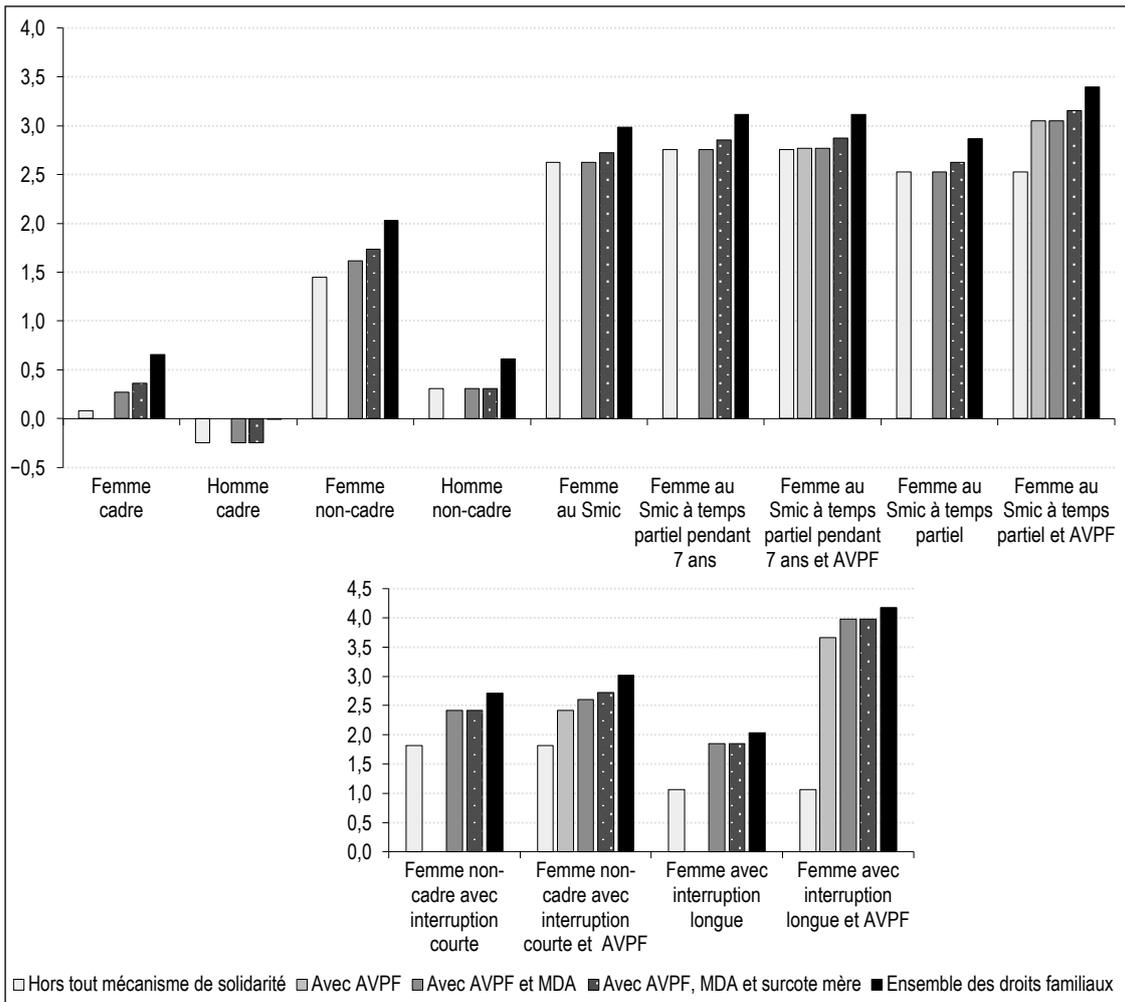
Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT ; AOD signifie âge d'ouverture des droits.
 Source : calculs de l'auteur, hypothèses COR 2024.

Figure A2-I – Taux de rendement internes nets des cadres et non-cadres femmes et hommes selon le profil de carrière, avec allègements de cotisations, cotisation déplafonnée et CET-CEG, en %



Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.
Source : calculs de l'auteurice, hypothèses COR 2024.

Figure A2-II – Taux de rendement internes nets des femmes des hommes ayant trois enfants selon le profil de carrière et les dispositifs de solidarité liés aux enfants



Note : les taux sont calculés en actualisant les flux selon la RMPT.
Source : calculs de l'auteurice, hypothèses COR 2024.

La répartition de la consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées. Essai de comparaison européenne

The Breakdown of Final Consumption of Agrifood Products Into Values Added. Attempting a Europe-Wide Comparison

Philippe Boyer* et Jean-Pierre Butault**

Résumé – L'article propose une comparaison européenne de la répartition de la dépense de consommation de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées induites dans les différentes branches, taxes et importations. Il étudie plus particulièrement le niveau de la part de l'agriculture dans cette consommation ainsi que ses déterminants. L'étude, fondée sur les calculs initiés par W. Leontief, adaptés aux données disponibles (tableaux entrées-sorties d'Eurostat), enrichit les deux approches nationales de même nature existantes : l'« euro alimentaire » en France et le « *food dollar* » aux États-Unis. Les résultats montrent que les pays plus importateurs et à fortes taxes se distinguent de ceux où le partage de la dépense de consommation est plus favorable aux valeurs ajoutées. Les pays se distinguent également selon la répartition de ces valeurs ajoutées entre commerce et services d'une part, agriculture et industrie agroalimentaire d'autre part. En France, relativement à d'autres pays européens, le partage de la dépense est plutôt favorable aux valeurs ajoutées, avec une part de l'agriculture proche de la moyenne.

Abstract – *This article proposes an intra-European comparison of the breakdown of consumption expenditure on agrifood products into values added induced for the different branches, taxes and imports. It focuses in particular on the level of the share of agriculture in this consumption, along with its determinants. This study makes use of the calculations first proposed by W. Leontief, tailored to the available data (Eurostat input-output tables), and builds upon two measures which already exist at national level: the “euro alimentaire” in France, and the “food dollar” in the USA. The results show that those countries with high imports and high taxes stand apart from those countries where the distribution of consumption expenditure is more favourable towards value added. Countries also vary in the way this value added is distributed between the trade and service sectors, on the one hand, and agriculture and the agrifood processing industry, on the other. In France, compared with other European nations, the breakdown of expenditure is fairly favourable to value added, while the share taken by agriculture is close to the European mean.*

JEL : M21, M41

Mots-clés : tableaux entrées-sorties, valeur ajoutée, filière agroalimentaire, revenu agricole

Keywords: input-output tables, value added, food supply chain, agricultural income

* Académie d'Agriculture de France ; ** INRAE Économie et sciences sociales. Correspondance : pboyer845@gmail.com

Les auteurs remercient Michel Braibant, ancien responsable de l'élaboration des tableaux entrées-sorties à l'Insee, pour ses remarques, ainsi que les relecteurs de la revue.

Reçu en septembre 2024, accepté en juin 2025.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation : Boyer, P. & Butault, J.-P. (2025). The Breakdown of Final Consumption of Agrifood Products Into Values Added. Attempting a Europe-Wide Comparison. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 546, 81–101. doi: 10.24187/ecostat.2025.546.2134

L'Observatoire de la formation des prix et des marges des produits alimentaires mis en place par le législateur français pour contribuer à l'amélioration du dialogue interprofessionnel et des relations commerciales entre l'agriculture et son aval (Boyer *et al.*, 2022) propose depuis 2012, en complément de ses analyses microéconomiques des chaînes de valeur de différents produits alimentaires en France, une approche macroéconomique du partage entre valeurs ajoutées, importations et taxes de l'ensemble de la dépense effectuée par les résidents en France pour leur alimentation, via le commerce de détail et la restauration (OFPM, 2022). Ce calcul de ce que l'on appelle « l'euro alimentaire » s'inspire du « *food dollar* », calculé par le Service de recherche économique du Département de l'Agriculture des États-Unis (Canning, 2011), qui décompose en valeurs ajoutées, importations pour consommation intermédiaire et taxes la dépense alimentaire des résidents, en la limitant toutefois à la seule dépense en biens et services produits aux États-Unis. L'approche française, elle, intègre également les « importations finales » (cf. définitions, encadré 1). Une comparaison des deux approches est proposée par Boyer (2021). « L'euro alimentaire », comme « le *food dollar* », consiste en une application des calculs sur tableaux entrées-sorties (TES) initiés par W. Leontief (1986), dont l'intérêt pour l'analyse de la valeur dans les systèmes agroalimentaires a été souligné par Rastoin & Gherzi (2010). Alors que la question est souvent centrée sur la répartition de la valeur ajoutée entre les seuls maillons des filières agroalimentaires (Commission européenne, 2020), dans l'acception « verticale » institutionnelle des organisations interprofessionnelles, limitée à l'agriculture, à l'industrie et au commerce agroalimentaires, l'approche sur TES envisage cette répartition dans l'ensemble des branches, au-delà des seuls secteurs précités ; elle inclut notamment les services, de plus en plus impliqués dans les chaînes de valeur, ainsi que le poids des taxes et celui des importations, en produits finis, prêts en l'état pour la consommation finale comme en biens et services intermédiaires (matières premières, énergie, etc.). Les résultats de ces approches, et particulièrement la part relativement faible de l'agriculture dans la répartition, s'inscrivent en France dans les débats anciens, récurrents et récemment renouvelés dans les champs de la politique agricole et du droit de la concurrence, sur le « partage », ou la « création », de la valeur finale des biens de consommation alimentaires entre l'agriculture et les autres

activités. Deux points de vue s'opposent. Pour les tenants du « partage », les prix agricoles formés sur les marchés ne reflèteraient pas la juste valeur des productions qui contribuent à l'offre alimentaire, du fait du pouvoir de marché que l'aval (grande distribution et industrie agroalimentaire) tire de sa concentration : dans ce cas, il serait fondé de piloter politiquement ces prix pour soutenir le revenu des producteurs, légiférer pour un rééquilibrage des relations commerciales entre l'agriculture et ses clients (Mancaloni & Torino, 2023) ou renforcer la concurrence en régulant l'oligopsonne des centrales d'achat et en favorisant l'entrée de nouveaux acteurs (Allain *et al.*, 2018). Pour les tenants de la « création » de la valeur, les prix de marché exprimeraient au mieux, ou tant bien que mal, cette dernière et ce serait surtout par la poursuite de gains de productivité que les producteurs devraient améliorer leur revenu.

La répartition de « l'euro alimentaire » en France, comme celle du « *food dollar* » aux États-Unis, et notamment la part qu'y occupe l'agriculture, résulte ainsi de plusieurs caractéristiques des systèmes agroalimentaires nationaux, étudiés dans d'autres travaux : la productivité des branches et le transfert des gains de productivité de l'agriculture vers l'aval (Butault, 2008 ; Boussemart & Parvulescu, 2021), le pouvoir de marché et la concentration de la grande distribution (Allain *et al.*, 2022) mais aussi le poids, dans les systèmes alimentaires, des importations, de la fiscalité et des produits plus ou moins transformés ou incorporant plus ou moins de services (Colonna *et al.*, 2011).

Le présent article actualise une étude antérieure présentée lors d'un colloque (Boyer & Butault, 2013)¹. Il propose l'élargissement de l'approche française de « l'euro alimentaire » à d'autres pays européens dans l'objectif de participer à la caractérisation des différents systèmes agroalimentaires nationaux, en termes de contribution des différentes branches, des importations et des taxes à la formation de la valeur des biens de consommation agroalimentaires (i.e. les produits issus de la branche agriculture, de la branche pêche et aquaculture et de la branche des industries alimentaires, de la fabrication de boissons et de produits à base de tabac). Parmi les contributions des différentes branches, celle de l'agriculture est plus particulièrement analysée afin d'apporter des éléments de comparaison internationale dans les débats que suscite en France sa relative faiblesse.

1. Cette première approche portait sur un ensemble sensiblement différent de pays européens et sur l'année 2005, avec des données alors en base SEC 2000.

Les données et la méthode sont décrites respectivement dans les parties 1 et 2 de l'article. Nous soulignons notamment que la disponibilité variable selon les pays de certaines données n'a pas permis d'utiliser exactement les mêmes concepts que ceux de « l'euro alimentaire » français.

La partie 3 évalue les contributions respectives de la consommation et de l'exportation de produits agroalimentaires à la valeur ajoutée de l'agriculture des différents pays européens étudiés. Il apparaît ainsi que la contribution de la consommation de produits agroalimentaires à la valeur ajoutée de la branche agriculture est assez variable d'un pays européen à l'autre. De fait, la part des dépenses des consommateurs qui revient aux agriculteurs est devenue une question politique européenne majeure (Commission européenne, 2020), justifiant une analyse plus approfondie.

La partie 4 de l'article analyse donc la répartition de la dépense de consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées induites dans les différentes branches, ainsi qu'en importations et taxes. Nous exposons les répartitions par pays étudié et, au moyen d'une analyse en composantes principales, nous analysons les différences observées entre ces pays. Nous montrons qu'ils se distinguent en particulier selon deux dimensions : selon la part de la valeur ajoutée totale dans la consommation relativement aux taxes et aux importations d'une part, et selon les poids respectifs de l'aval et de l'amont de la chaîne agroalimentaire dans la valeur ajoutée. Enfin, la partie 5 détaille les différences observées entre les pays quant à la part de l'agriculture dans cette répartition, en s'appuyant notamment sur une décomposition de cette part en un produit de deux facteurs, le taux de valeur ajoutée de l'agriculture et le coefficient de production agricole de la consommation finale de produits agroalimentaire.

1. Données

Les principaux calculs nécessitent de mobiliser pour chaque pays le TES symétrique produit par produit des produits domestiques au prix de base, décrit plus loin ;

ainsi que, pour chaque produit agroalimentaire :

- a) la consommation finale totale (en produit domestique et importé), au prix d'acquisition ;
- b) les marges de commerce et de transport sur cette consommation finale ;
- c) et le montant des taxes sur le produit diminué de celui des subventions sur le produit.

Toutes ces données sont extraites de la base de données en ligne d'Eurostat, à l'exception du TES symétrique de certains pays (cf. plus loin). Cinq pays de l'Union européenne (UE) n'ayant diffusé pour 2020 aucune de ces données sont exclus de l'analyse (Bulgarie, Danemark, Irlande, Luxembourg et Malte). Nous disposons de l'intégralité des données pour 20 pays : Autriche, Belgique, Chypre, Croatie, Estonie, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Italie, Lettonie, Lituanie, Pays-Bas, Pologne, Portugal, Roumanie, Slovaquie, Slovénie, Suède et République tchèque. Les données incomplètes de l'Allemagne et de l'Espagne ne permettent d'intégrer ces pays qu'à certaines analyses. Les calculs complémentaires de consolidation des résultats des différents pays et l'analyse des importations mobilisent par ailleurs les *TES inter-pays* de la base Figaro d'Eurostat et le *TES des importations* de chaque pays.

L'encadré 1 rappelle les définitions des agrégats de la comptabilité nationale intervenant dans les calculs et des concepts utilisés. L'étude porte sur l'année 2020, présentant les données disponibles les plus récentes lors de sa réalisation.

Le tableau présente à titre d'exemple le TES symétrique domestique produit par produit de la France, en version condensée à 6 branches et produits, les calculs ayant été cependant réalisés sur les TES originaux, à 65 branches et produits. Ce TES est dit symétrique produit par produit car ses branches sont « pures » : chacune ne produit qu'un seul produit parmi ceux définis par la nomenclature, et est la seule à le produire : elle s'identifie donc au produit ; ainsi, la valeur ajoutée d'une branche est aussi celle contenue dans le produit qui la définit. En outre, productions et utilisations sont mesurées avec le même concept de prix : le prix de base ; l'utilisation totale d'un produit domestique est alors égale à la production de sa branche (encadré 2). Les branches pures sont des objets théoriques obtenus par « symétrisation » du TES standard dans lequel chaque branche est en fait une « branche d'activité observable » (en France, ou un secteur d'activité, dans d'autres pays ; cf. Insee, 2024) qui, outre le produit principal auquel elle doit son intitulé, fabrique des produits secondaires. La symétrisation consiste à exclure les produits secondaires des branches et à les rattacher à celles où ils sont en production principale. Pour ce faire, diverses méthodes existent, fondées sur différentes hypothèses (Arthaut & Braibant, 2011 ; Dias, 2009 ; Eurostat, 2008 ; Nations Unies, 2018). Nous avons appliqué l'une d'elles, développée notamment par le Portugal (Dias, 2009) aux TES

standards issus de la base de l'OCDE pour les cinq pays où le TES symétrique n'était pas disponible : Belgique, Finlande, Pays-Bas, Roumanie et Suède ; cette méthode est relativement simple

à mettre en œuvre, fondée sur des hypothèses acceptables et donne des résultats plausibles (voir l'Annexe en ligne S1 – lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

ENCADRÉ 1 – Notions de comptabilité nationale mobilisées dans l'étude

Branche pure	Ensemble des unités et fractions d'unités de production qui produisent uniquement le même produit. C'est une construction statistique, qui se distingue donc de la branche « observable » ou du « secteur » (Insee, 2024).
Consommation finale	Acquisition d'un bien ou service en vue de son utilisation définitive pour la satisfaction directe d'un besoin humain.
Consommation finale au prix de base	Consommation finale exprimée au prix reçu par le producteur du produit, incluant la subvention qu'il perçoit sur son produit, diminuée des taxes dont il s'acquitte sur ce produit.
Consommation finale au prix d'acquisition	Consommation finale exprimée au prix payé par l'acheteur du produit, incluant les marges de commerce et de transport et les taxes de consommation finale (TVA, accises sur alcools ou tabac, etc.).
Consommation intermédiaire	Biens et services transformés ou entièrement consommés au cours du processus de production.
Consommation intermédiaire au prix de base	Consommation intermédiaire exprimée au prix perçu par le producteur du produit intermédiaire, incluant la subvention qu'il perçoit sur ce produit, diminuée des taxes dont il s'acquitte sur ce produit.
Consommation intermédiaire au prix d'acquisition	Consommation intermédiaire exprimée au prix payé par son utilisateur, incluant les taxes sur l'achat du produit intermédiaire mais excluant la subvention sur ce produit (qui est perçue par le producteur de ce produit).
Demande finale	Utilisation d'un bien ou service autre que la consommation intermédiaire : recouvre la consommation finale, l'exportation, la formation brute de capital (immobilisation, variation d'inventaire).
« Importation finale »	Produit importé destiné en l'état à une demande finale (comme la consommation finale) à la différence des importations pour consommation intermédiaire.
Prix d'acquisition	Montant payé par l'acheteur par unité de bien ou de service achetée. Il comprend les taxes sur le produit (dont la TVA non déductible) mais pas les subventions sur le produit.
Prix de base	Montant que le producteur reçoit de l'acheteur par unité de bien ou de service produite, diminué des taxes sur le produit dont il s'acquitte et augmenté de la subvention sur le produit qu'il perçoit.
Production au prix de base	Production exprimée au prix perçu par le producteur, diminuée des taxes dont il s'acquitte sur son produit, augmentée de la subvention qu'il perçoit sur ce produit.
« Produits agroalimentaires »	Ensemble des produits suivants de la nomenclature : produits de l'agriculture, produits de la pêche et de l'aquaculture, produits des industries alimentaires et de la fabrication de boissons et de produits du tabac.
Subvention sur le produit	Versée au producteur par unité de bien ou de service produite. Exemple : subventions agricoles fonctions de la nature et du volume des produits ou des moyens de production qu'ils mobilisent (surface, cheptel), désormais minoritaires en agriculture où dominent les « Autres subventions sur la production » (« droit à paiement de base », « paiements verts », etc.).
TES (Tableau entrées-sorties)	Tableau qui présente pour chaque produit (en ligne) ses utilisations (en colonne) : consommation intermédiaire du produit par les différentes branches ou secteurs et demandes finales du produit : consommation finale, exportation, formation brute de capital. Dans chaque colonne correspondant à une branche ou à un secteur, figurent la valeur ajoutée et la production de cette branche ou de ce secteur.
TES symétrique produit par produit des produits domestiques au prix de base	Ce TES détaille les utilisations des produits domestiques. La production et chaque utilisation intermédiaire ou finale de chaque produit domestique sont évaluées au prix de base, et les branches sont « pures » : donc, pour chaque produit, la ressource (production de la branche) est égale aux utilisations. Cette symétrie permet de réaliser les calculs matriciels initiés par Leontief et utilisés pour cet article. Ce TES est construit par « symétrisation » du TES dit standard au prix de base, dans lequel les branches sont « non pures » (branches observables ou secteurs).
Taxe sur le produit	Taxe due par unité produite ; notamment : TVA (lorsque non récupérable). Une taxe sur le produit porte sur des achats pour consommation intermédiaire ou pour consommation finale. À distinguer des « Autres taxes sur la production », non liées à des produits particuliers.
Valeur ajoutée	Dans l'article : valeur ajoutée « brute » : valeur de la production diminuée de celle des consommations intermédiaires (la valeur ajoutée nette s'obtiendrait en déduisant en outre la consommation de capital fixe).
Valeur ajoutée au prix de base	Production au prix de base diminuée des consommations intermédiaires à leur prix d'acquisition. Constitue la rémunération brute des facteurs « primaires » (capital et travail) de la production, avant l'acquiescement des « Autres taxes sur la production » et la perception des « Autres subventions à la production ».
« Valeur ajoutée induite » (par telle ou telle demande finale)	Partie de la valeur ajoutée qui provient de la partie de la production qui contribue à satisfaire une demande finale particulière, en l'occurrence, dans l'article, la consommation finale de produits agroalimentaires.

ENCADRÉ 2 – Pour la lecture du TES symétrique produit par produit des produits domestiques au prix de base

La partie du TES constituée des lignes $[i]$ à $[vi]$ et des colonnes $[1]$ à $[6]$ est le *tableau des utilisations intermédiaires*, qui présente les montants des produits domestiques en lignes utilisés comme consommations intermédiaires pour la production des branches pures (ou produits) en colonnes. Par exemple, la production de produits de l'industrie agroalimentaire utilise 15,5 milliards d'euros de services de commerce et de transport (essentiellement, les marges de commerce et de transport sur les produits de consommation intermédiaire que l'industrie achète). Ces montants sont au prix de base, i.e., le prix perçu par les producteurs de ces produits en ligne, plus subventions moins taxes sur les produits.

La partie du TES à l'intersection des lignes $[i]$ à $[vi]$ et des colonnes $[8]$ à $[10]$ est le tableau des utilisations finales, qui présente les montants des produits domestiques en lignes utilisés pour la consommation finale, pour l'exportation ou pour la formation brute de capital ; ces montants étant également au prix de base. Par exemple, la consommation finale « d'autres services » s'élève à 1 094,9 milliards d'euros, mesurés au prix de base de ces services ; il s'agit notamment des services financiers, administratifs, de santé, etc... consommés par les ménages.

Chaque colonne $[1]$ à $[6]$ constitue un compte détaillé de la production de la branche, dans lequel figure ses différentes consommations intermédiaires par produit, au prix de base desdits produits (lignes $[i]$ à $[vi]$), sa consommation intermédiaire tous produits au prix de base (ligne $[a]$), sa consommation intermédiaire tous produits importés, hors taxes ligne $[b]$ et les taxes que la branche acquitte sur l'ensemble des produits de sa consommation intermédiaire, diminuées des subventions sur ces produits (ligne $[c]$) : de ce fait le *total* $[d] = [a]+[b]+[c]$ donne la consommation intermédiaire totale acquittée par la branche, qui, s'ajoutant à sa valeur ajoutée évaluée au prix de base (ligne $[e]$) donne celle de sa production au prix de base (ligne $[f]$).

L'égalité globale :

demande finale tous produits domestique au prix de base, colonne $[11]$, ligne $[a]$:	2 533,1
= valeur ajoutée toutes branches (ou tous produits) au prix de base, colonne $[11]$, ligne $[e]$:	2 068,8
+ consommation intermédiaire importée toutes branches, colonne $[11]$, ligne $[b]$:	397,9
+ taxes moins subventions sur les produits de consommation intermédiaire, colonne $[11]$, ligne $[c]$:	66,4

peut être déclinée pour chaque partie de la demande finale (dont la consommation finale), par branche et par produit, au moyen des calculs matriciels de Leontief : ainsi toute demande finale en tout produit domestique, dont pour ce qui nous occupe, la consommation finale de produits agroalimentaires, peut être décomposée en valeurs ajoutées, consommation intermédiaire importée et taxes moins subventions sur les produits de consommation intermédiaire (voir Annexe en ligne S4).

NB : le TES complet présente le partage de la valeur ajoutée entre rémunération des salariés, excédent brut d'exploitation et revenu mixte (soit la rémunération brute des facteurs primaires travail et capital), autres taxes sur la production moins autres subventions sur la production.

2. Méthode

Nous nous limitons ici à une présentation résumée et littéraire de la méthodologie employée ; on trouvera l'exposé détaillé des calculs sur TES dans les Annexes en ligne S2 à S5 ainsi que dans des publications antérieures (Boyer & Butault, 2013, 2014 ; Boyer, 2021).

2.1. La contribution de la consommation finale de produits agroalimentaires et d'autres demandes finales à la valeur ajoutée de l'agriculture

La production d'une branche répond à diverses demandes finales, directement en produisant les biens objets de ces demandes, ou indirectement en produisant les biens et services de consommation intermédiaire de toute autre branche, qui répond à son tour directement ou indirectement aux demandes qui lui sont adressées. Toute production est ainsi totalement induite

(ou déterminée) par des demandes finales (voir Annexe en ligne S2).

Ainsi, les produits de la branche agriculture peuvent directement, en l'état (i.e. non transformés), être consommés (fruits, légumes et œufs frais, fleurs et plantes, etc.), exportés (céréales, bétail vif, etc.) ou faire l'objet d'une formation brute de capital (croît de cheptel, plantations, stockage de récoltes). En outre, ils peuvent répondre indirectement à la demande de consommation finale, d'exportation ou de stockage des produits agroalimentaires transformés (viande, produits laitiers, etc.) dont ils constituent la matière première. Ils peuvent aussi être utilisés en consommation intermédiaire des branches industrielles de la production d'énergie, de la chimie, du textile... et intervenir ainsi indirectement dans la satisfaction de demandes finales de biens ou services non agroalimentaires.

Tableau – TES symétrique produit par produit des produits domestiques au prix de base, France, 2020

(en milliards d'euros)	Agriculture	Pêche et aquaculture	Industries Agroalimentaires (*)	Autres industries	Commerce et transport	Autres services	Total	Consommation finale	Formation brute de capital	Exportation	Total demande finale	Total utilisation
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7] = [1]+...+[6]	[8]	[9]	[10]	[11] = [8]+...+[10]	[12] = [7] + [11]
[i] Agriculture	13,2	0,0	43,2	0,5	0,0	0,9	57,8	10,7	1,3	12,1	24,1	81,9
[ii] Pêche et aquaculture	0,0	0,0	0,7	0,1	0,0	0,4	1,2	0,5	0,0	0,5	0,9	2,1
[iii] Industries agroalimentaires (*)	6,0	0,0	18,9	2,8	2,1	22,0	51,8	83,2	3,7	33,8	120,7	172,6
[iv] Autres industries	9,0	0,3	9,4	266,3	26,3	72,9	384,1	102,5	245,1	281,1	628,8	1 012,9
[v] Commerce et transport	4,6	0,2	15,5	72,4	93,5	56,1	242,3	238,8	24,5	115,4	378,7	621,0
[vi] Autres services	4,1	0,3	18,6	106,2	136,7	521,5	787,5	1 094,9	166,7	118,3	1 379,9	2 167,4
[a] = [i] Total au prix de base +...+[vi]	36,9	0,8	106,2	448,2	258,6	673,9	1 524,7	1 530,6	441,4	561,2	2 533,1	4 057,8
[b] Utilisation de produits importés	10,2	0,5	19,1	199,1	55,3	113,7	397,9	142,9	77,6	45,2	265,7	663,6
[c] Taxes moins subventions aux produits	1,7	0,1	0,9	9,7	7,3	46,7	66,4	143,3	39,3	0,0	182,6	249,0
[d] = [a] + [b] + [c] Total au prix d'acquisition	48,7	1,4	126,3	657,1	321,2	834,3	1 989,0	1 816,7	558,3	606,4	2 981,4	4 970,4
[e] = [f] - [d] Valeur ajoutée au prix de base	33,2	0,8	46,2	355,8	299,7	1 333,1	2 068,8					
[f] = [d] + [e] Production au prix de base	81,9	2,1	172,6	1 012,9	621,0	2 167,4	4 057,8					

(*) recouvre les industries alimentaires, les industries de fabrication de boissons et les industries de fabrication de produits à base de tabac.

Note : cf. encadré 2 pour la lecture de ce tableau.

Source : Eurostat, Insee.

Les calculs sur TES permettent de peser la contribution de la demande finale de chaque produit à la valeur ajoutée de chaque branche, c'est-à-dire à la rémunération brute des facteurs primaires (capital et travail) qu'elle emploie. La valeur ajoutée au prix de base de la branche agriculture pourra donc être décomposée ainsi (voir égalité [7] de l'Annexe en ligne S3) :

- valeur ajoutée au prix de base (i.e. incluant les subventions nettes de taxes sur ces produits)
- = valeur ajoutée au prix de base induite par la consommation finale de produits agroalimentaires
- + valeur ajoutée au prix de base induite par l'exportation de produits agroalimentaires
- + valeur ajoutée au prix de base induite par la formation brute de capital en produits agroalimentaires

+ valeurs ajoutées au prix de base induites par d'autres demandes finales d'autres produits.

Dans le cas de la branche agriculture, la partie 3 montrera que ce sont surtout deux demandes finales, la consommation finale et l'exportation de produits agroalimentaires, qui déterminent la valeur ajoutée.

2.2. La décomposition de la consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées, importations et taxes

La valeur ajoutée étant induite par des demandes finales, toute demande finale induit des valeurs ajoutées dans différentes branches. En particulier, l'induction, par la consommation de produits agroalimentaires, de valeur ajoutée dans les différentes branches (agriculture, industries, commerce et services) s'interprète comme la répartition, entre ces branches, de la dépense du consommateur, sous forme

de revenu brut des facteurs primaires de production, capital et travail, mobilisés par ces branches.

Mais la production nécessaire à la satisfaction de la demande (ou induite par la demande) n'induit pas que des valeurs ajoutées : les branches utilisent des consommations intermédiaires importées, ce qui constitue un transfert de valeur à l'étranger, et elles s'acquittent auprès de l'État (au sens large) de taxes sur leur consommation intermédiaire, dont elles transfèrent le montant à la charge de leurs clients.

Ces composantes découlant de calculs effectués sur un TES au prix de base, les productions et donc les valeurs ajoutées induites sont au prix de base et elles portent en outre sur une consommation finale de produits domestiques qui est également évaluée au prix de base, c'est-à-dire avant marges de commerce et de transport et avant taxes sur la consommation finale, et incluant les subventions sur les produits de consommation finale (cf. encadré 1). Or, nous cherchons à décomposer la dépense effective du consommateur, qui est évidemment au prix d'acquisition, donc marges et toutes taxes incluses et sans subventions aux produits. Les marges étant la valeur d'une consommation finale en services de commerce et transport, il faut aussi les décomposer en valeurs ajoutées, consommation intermédiaire importée et taxes moins subventions sur la consommation intermédiaire. Puis il faut rajouter les taxes de consommation finale (TVA, accises, etc.) acquittées par les consommateurs mais en en déduisant la subvention au produit (incluse dans la consommation évaluée au prix de base, mais qui n'a rien à faire dans sa valeur au prix d'acquisition). Enfin, on rajoute les importations pour consommation finale, les marges et taxes afférentes étant comprises dans les calculs précédents (voir Annexe en ligne S4).

On obtient alors la décomposition suivante de la consommation finale de produits agroalimentaires :

- consommation finale au prix d'acquisition de produits agroalimentaires (domestiques et importés)
- = valeur ajoutée au prix de base induite par cette consommation finale dans la branche « agriculture »
- + valeur ajoutée au prix de base induite par cette consommation finale dans la branche « industries agroalimentaires »
- + valeur ajoutée au prix de base induite par cette consommation finale dans la branche « autres industries »

- + valeur ajoutée au prix de base induite par cette consommation finale dans la branche « commerce et transport »
- + valeur ajoutée au prix de base induite par cette consommation finale dans la branche « autres services »
- + consommations intermédiaires importées induites dans les différentes branches par cette consommation finale
- + importations de produits agroalimentaires pour consommation finale
- + taxes moins subventions sur les consommations intermédiaires induites dans les différentes branches
- + taxes moins subventions sur le produit de consommation finale (domestique et importé).

Elle inclut un montant non acquitté directement par les consommateurs : les subventions aux produits incluses dans les valeurs ajoutées au prix de base, mais compensé par la prise en compte des taxes en montant net².

2.3. Limites méthodologiques

Les limites tiennent à la nature des données ainsi qu'aux hypothèses inhérentes aux calculs sur TES.

Tout d'abord, les méthodes présidant à l'élaboration des TES sont propres à chaque pays, ce qui peut fragiliser les comparaisons des résultats obtenus à partir de sources insuffisamment homogènes (Braibant, 2018). Les calculs sur TES sont par ailleurs fondés sur l'hypothèse de coefficients constants, donc de relations linéaires, entre la production et ses composantes : ainsi, le taux de valeur ajoutée (valeur ajoutée rapportée à la production) et les coefficients de consommation intermédiaire de chaque branche sont fixes, pour tout ou partie de la production et quelle qu'en soit la destination : consommation finale, exportation ou formation brute de capital ; la nomenclature des produits ne les différenciant pas par utilisation. Les calculs sur TES, en particulier ceux faisant intervenir l'inversion de matrices de ratios, donnent des résultats sensibles au degré d'agrégation des produits. Bien que nous ayons conservé dans les calculs la nomenclature à 65 branches et produits des TES d'Eurostat (soit la plus fine disponible), l'agrégation de certains biens ou services sous le même item a probablement un impact sur les résultats, et, en outre, il ne

2. Cette décomposition est différente de celle de « l'euro alimentaire » français de l'OFPM, pour lequel on dispose, via l'Insee, des données qui permettent de décomposer la dépense en transferts effectivement financés par le consommateur « pur » (non contribuable), sans compensation des subventions par les taxes : voir Annexe en ligne S7.

permet pas d'intégrer la restauration (agrégée à l'hébergement) ni d'exclure les produits du tabac dont l'impact sur la part des taxes dans « l'euro agroalimentaire » est potentiellement important.

Pour ce qui concerne le champ de l'analyse, sous contrainte de la nomenclature des produits, la consommation finale des produits agroalimentaires inclut celles de tabac, de fleurs et de plantes et excède donc la seule consommation alimentaire. Par ailleurs, la consommation alimentaire en restauration ne peut pas être prise en compte, cette branche n'étant pas dissociée de l'hôtellerie dans la nomenclature³. Il faut aussi préciser que la consommation finale de services de santé ou d'éducation, voire de commerce et de transport, peut inclure une consommation alimentaire qui échappe à notre analyse dès lors qu'elle est indissociée, dans la nomenclature des produits, de celle de ces services : c'est le cas de la restauration hospitalière, scolaire ou dans les transports, ainsi que de l'offre de produits alimentaires transformés par le commerce non dissociée de l'activité commerciale pure⁴. Enfin, la vente directe de produits transformés à la ferme, qui tend à se développer aux fins de retenir davantage de valeur ajoutée dans le secteur, n'est pas prise en compte dans la

branche « pure » agriculture, ce qui entraîne une sous-estimation de la part de valeur ajoutée de l'agriculture dans la consommation finale de produits agroalimentaires.

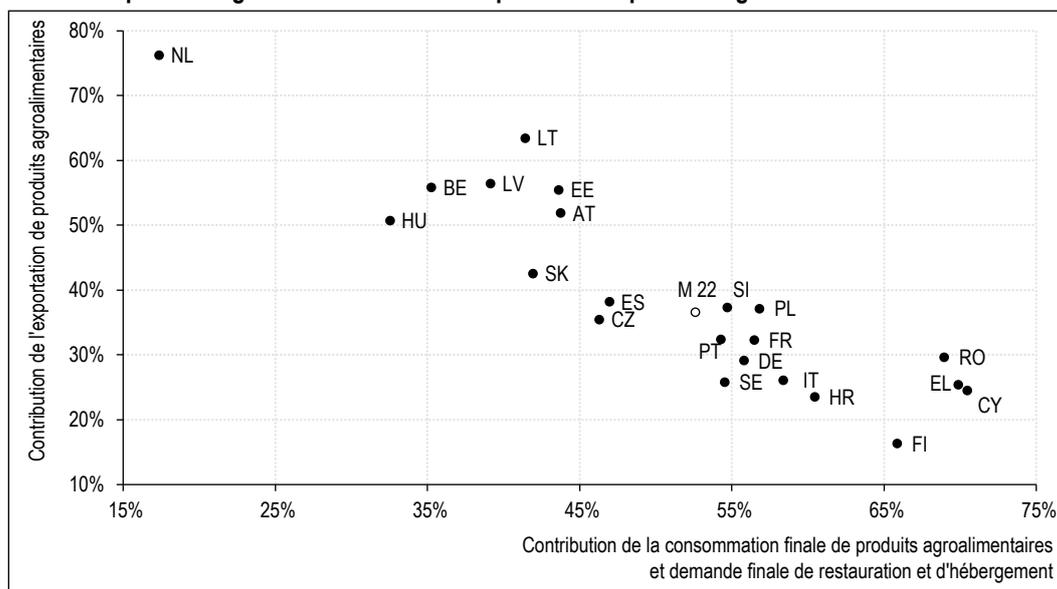
3. Résultats et analyse de la contribution des différentes demandes finales à la valeur ajoutée de la branche agriculture

La figure I situe chacun des pays dans le plan défini par les contributions respectives à la valeur ajoutée de l'agriculture de la consommation finale domestique et de l'exportation de produits agroalimentaires. Nous avons ajouté exceptionnellement ici à la valeur ajoutée induite par la consommation finale de produits agroalimentaires, celle venant de la consommation de services de restauration et d'hébergement, cette valeur ajoutée induite dans l'agriculture étant essentiellement due à une forme de consommation alimentaire.

3. À la différence de « l'euro alimentaire » français de l'OFPM, pour lequel on dispose, via l'Insee, des données qui permettent cette dissociation. L'Annexe en ligne S8 compare les résultats français intégrant ou non la restauration.

4. Dans l'activité purement commerciale, les produits achetés et revendus en l'état ne sont pas des consommations intermédiaires et ne sont donc pas censés apparaître comme tel dans le compte de la branche retracé par le TES produit par produit.

Figure I – Contribution à la valeur ajoutée de la branche agriculture de la consommation finale de produits agroalimentaires et de l'exportation de produits agroalimentaires en 2020



Note : les contributions de la consommation finale (abscisse) et de l'exportation (ordonnée) sont exprimées en % de la valeur ajoutée agricole du pays.

AT	Autriche	EE	Estonie	HR	Croatie	NL	Pays-Bas	SI	Slovénie
BE	Belgique	EL	Grèce	HU	Hongrie	PL	Pologne	SK	Slovaquie
CY	Chypre	ES	Espagne	IT	Italie	PT	Portugal	M 22	Moyenne pondérée
CZ	République tchèque	FI	Finlande	LT	Lituanie	RO	Roumanie		
DE	Allemagne	FR	France	LV	Lettonie	SE	Suède		

Source : calculs auteurs à partir d'Eurostat et Insee.

La somme des deux contributions est inférieure à 100 % dans presque tous les pays puisque d'autres demandes finales contribuent, de façon moins importante, à la valeur ajoutée de la branche (immobilisation ou augmentation de stocks de produits agroalimentaires, demandes finales de produits non agroalimentaires dont la production mobilise cependant des produits agricoles : biocarburants, par exemple, etc.). Cependant, elle peut être supérieure à 100 % dans certains pays sous l'effet d'une diminution de stock. Le point « M 22 » a pour coordonnées les moyennes des contributions dans les 22 pays, pondérées par les valeurs ajoutées de leur branche agricole.

La contribution de la consommation finale (resp. de l'exportation) des produits agroalimentaires à la valeur ajoutée de la branche dépend fortement du rapport de la consommation finale (resp. de l'exportation) des produits agroalimentaires domestiques à la demande finale tous produits domestiques au prix de base (voir Annexe en ligne S3, égalité [8]). D'où la position particulière des Pays-Bas où les exportations agroalimentaires constituent 5,5 % de la demande finale tous produits au lieu de 2,5 % pour la moyenne des pays, et contribuent très majoritairement (à 76 %) à la valeur ajoutée de l'agriculture⁵, dont seulement 17 % est induit par la consommation finale des produits agroalimentaires. À l'opposé, en Finlande, l'exportation agroalimentaire représente moins de 1 % de la demande finale tous produits et ne contribue ainsi qu'à 16 % de la valeur ajoutée de l'agriculture, largement induite par la consommation agroalimentaire. La France se situe dans un groupe de pays proches de la répartition moyenne des deux demandes finales, la consommation finale agroalimentaire contribuant pour 56 % à la valeur ajoutée agricole du fait de son poids dans la demande finale tous produits (4 %, au lieu de 2 % pour les exportations agroalimentaires).

Du fait de l'importance de la consommation finale de produits agroalimentaires pour la formation du revenu agricole et de l'importante concentration des acteurs dans l'industrie et la distribution alimentaire généralement observée en Europe, la question de la répartition de cette dépense des consommateurs entre l'agriculture et les autres activités se trouve ainsi au centre de débats nationaux et communautaires de politique agricole et de droit de la concurrence qui constituent le contexte des études dont relève cet article. Mais les exportations agroalimentaires constituent également, pour la valeur ajoutée de l'agriculture, une demande finale importante dans la plupart des pays, voire majoritaire pour

certaines : elle pourrait faire l'objet, avec les mêmes méthodes, du même type d'analyses que celles de la consommation finale de produits agroalimentaires, développées dans ce qui suit.

4. Résultats et analyse de la répartition de la dépense de consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées, taxes et importations

4.1. Les composantes de la consommation finale de produits agroalimentaires dans les 20 pays

La décomposition de la consommation finale agroalimentaire dans les 20 pays pour lesquels les données nécessaires sont disponibles (donc hors Allemagne et Espagne) est représentée dans la figure II : les pays sont classés de gauche à droite par ordre décroissant de part de valeur ajoutée induite toutes branches. La figure III résume la décomposition pour la France en la comparant à celle de l'entité M 20 dont les composantes sont les moyennes de celles des 20 pays (pondérées par leur consommation finale de produits agroalimentaires) et à celle de l'entité U 20, union consolidée des 20 pays, dans laquelle les montants des échanges entre ces pays ont été réaffectés aux ressources et emplois domestiques du TES consolidé⁶. Dans cette entité union des 20 pays, les parts de valeurs ajoutées sont ainsi supérieures à celles de la moyenne des 20 pays (toutes branches confondues : 60,6 % au lieu de 52,2 %) et les parts des importations moindres (21,6 % au lieu de 30,2 %).

4.1.1. La valeur ajoutée induite toutes branches

La part de la valeur ajoutée totale, avant répartition par branche, varie entre un minimum de 32,1 % en Slovaquie et un maximum de 63,2 % en Italie ; la part observée en France (55,4 %) étant supérieure à celle de la moyenne des 20 pays (52,2 %) et à celles de 17 pays sur 19. Le poids des taxes et des importations conditionne cette part de valeur ajoutée totale.

5. Résultat à considérer avec prudence du fait des hypothèses inhérentes à la construction des TES sur la séparation des exportations entre celle des produits domestiques et la réexportation des produits importés, laquelle, importante aux Pays-Bas avec près de 50 % (« effet Rotterdam ») d'après le TES des importations, ne génère pas (ou très peu) de valeur ajoutée dans la branche agricole. De plus l'hypothèse de coefficients techniques identiques par produit quelle que soit la nature de la demande finale (consommation ou exportation) contribue à fragiliser ce résultat.

6. Nous avons estimé les importations par produit, par utilisation et par pays d'origine et pays de destination à partir des tableaux entrées-sorties inter-pays de la base de données « Figaro » (Full International and Global Accounts for Research in Input-Output) réalisé par Eurostat et le Centre Commun de Recherche de la Commission Européenne (Remond-Tiedrez & Rueda-Cantuche, 2019). Voir Annexe en ligne S9.

4.1.2. Les taxes moins subventions sur les produits

La part des taxes (nettes de subventions sur les produits, du fait de la décomposition en valeurs ajoutées au prix de base), de 12,1 % (Roumanie) à 29,4 % (Finlande), différencie nettement les pays entre eux ; la France, à 16,9 %, est un peu en dessous de la moyenne. Outre la TVA, aux taux variables selon les pays, rappelons que ces taxes comprennent celles sur le tabac et l'alcool, aux taux très élevés dans certains pays.

4.1.3. Les importations : l'intégration européenne des chaînes de valeur

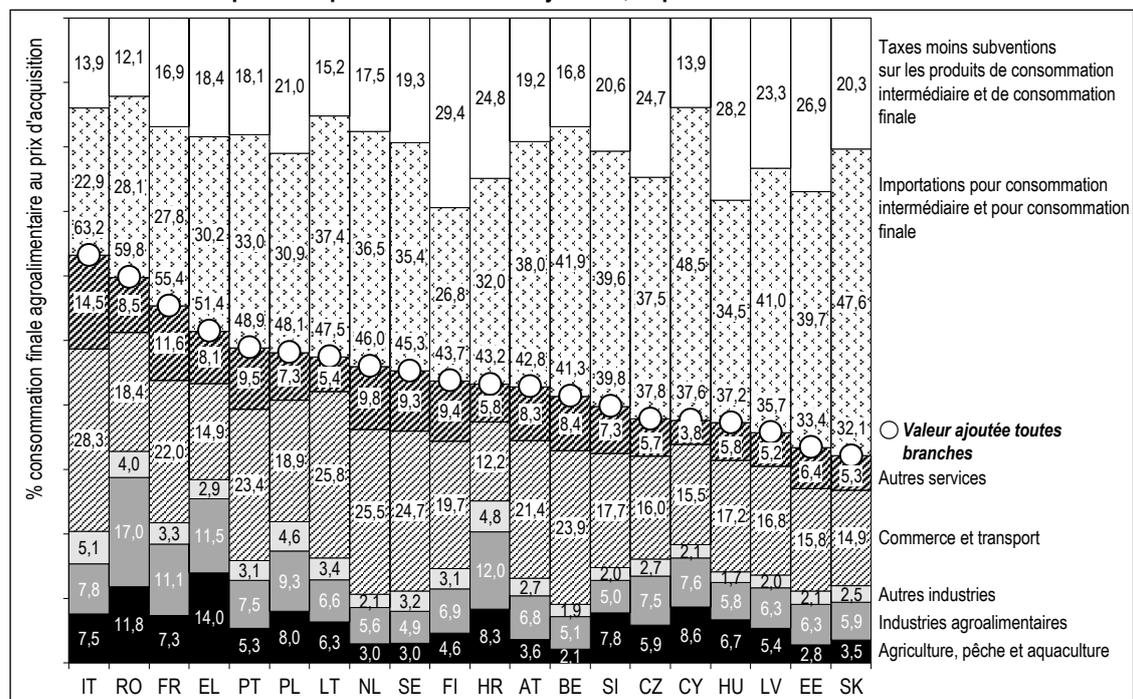
La part des importations distingue les pays moins dépendants de l'étranger pour leur production et leur consommation agroalimentaires (Italie : 22,9 %, Finlande : 26,8 %, France : 27,8 %, Roumanie : 28,1 %) de ceux où les importations représentent près de la moitié de la dépense totale (Chypre et Slovaquie : 48,5 % et 47,6 %). Pour l'ensemble constitué par les 20 pays étudiés, les importations pour consommation finale et celles pour consommation intermédiaire induites par la consommation finale de produits agroalimentaires proviennent à 71 % de l'Union européenne, dont 15 % de l'Allemagne, pays exportateur majeur en Europe ; ces proportions

sont pratiquement identiques pour les importations de la France (figure IV). Dans l'ensemble des pays étudiés comme en France, les produits transformés par les industries agroalimentaires dominent dans les importations pour consommation finale (figure V) ; ils constituent également une part importante des importations de produits intermédiaires, toutefois moins importante que celles en énergie et produits chimiques ou en autres produits manufacturés.

4.1.4. La structure de l'euro agroalimentaire en France

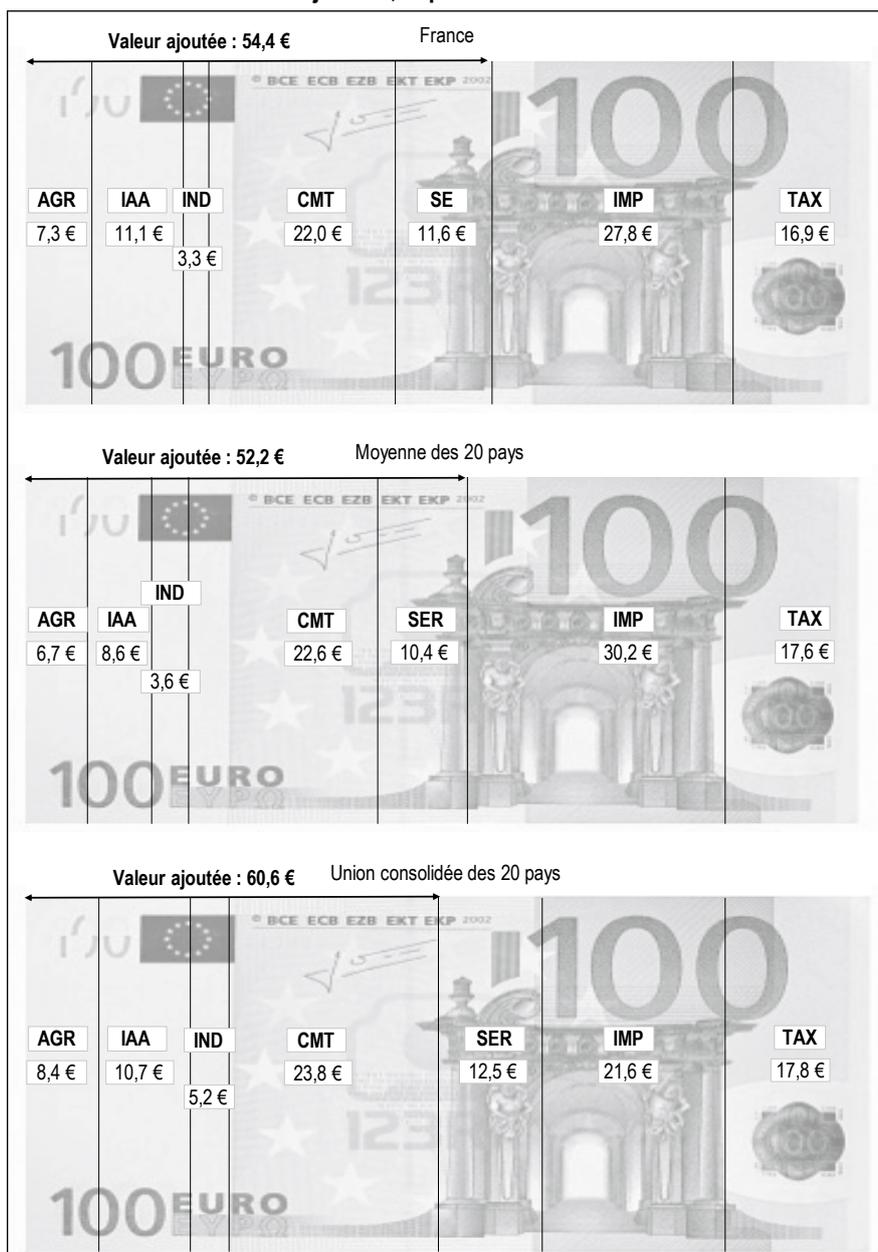
En France, la part de la valeur ajoutée induite toutes branches par la consommation agroalimentaire est sensiblement supérieure à la moyenne tous pays, du fait d'un poids plus faible des taxes et, surtout, des importations. La part de la valeur ajoutée de l'agriculture (7,3 %) est supérieure à la moyenne des 20 pays (6,7 %), la différence est plus importante s'agissant des industries agroalimentaires (11,1 % en France, 8,6 % en moyenne). La part du commerce et du transport dépend essentiellement du taux moyen de marge de commerce et de transport sur la consommation finale, lequel présente une forte hétérogénéité entre pays (voir figure IX) ; la France se situant dans la moyenne. En revanche, la part des autres services y est plus élevée.

Figure II – Répartition de la dépense de consommation finale de produits agroalimentaires au prix d'acquisition en valeurs ajoutées, importations et taxes en 2020



Note : voir figure I pour la signification des abréviations des 20 pays. En 2020, en France (FR), les importations pour consommation intermédiaire et pour consommation finale représentent 27,8 % de la consommation finale de produits agroalimentaires.
Source : calculs auteurs à partir d'Eurostat et Insee.

Figure III – Répartition de 100 € de dépense de consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées, importations et taxes en 2020



Note : AGR : agriculture, pêche et aquaculture ; IAA : industries alimentaires, des boissons et des produits du tabac ; IND : autres industries ; CMT : commerce et transport ; SER : autres services ; IMP : importations pour consommation finale et intermédiaire ; TAX : taxes moins subventions sur les produits de consommation finale et de consommation intermédiaire.
Source : calculs auteurs à partir d'Eurostat et Insee.

4.2. La répartition de « l'euro agroalimentaire » dans les différents pays dépend du PIB et du poids des importations et des taxes

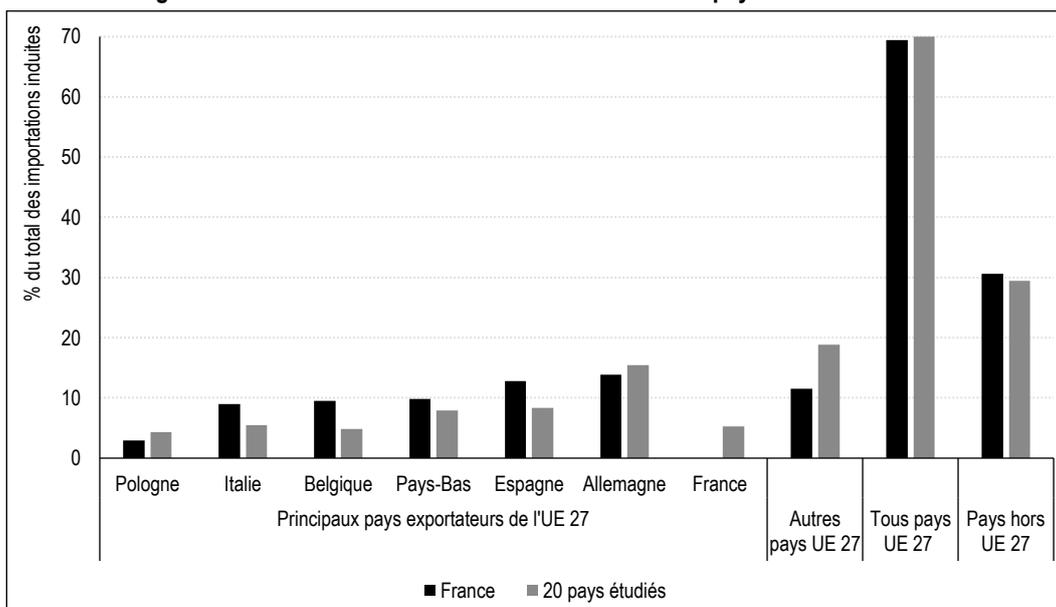
4.2.1. Variables analysées

Afin de caractériser de manière synthétique les différences entre pays dans la répartition de leur consommation agroalimentaire, nous réalisons une analyse en composantes principales (ACP) dans laquelle les observations

sont les 20 pays de l'UE pour lesquels nous disposons d'un jeu complet de données nécessaires, et les variables analysées sont les parts (en %) des valeurs ajoutées induites dans les différentes branches (agriculture⁷, industries agroalimentaires, autres industries, commerce, autres services), des taxes et des importations dans la consommation agroalimentaire finale.

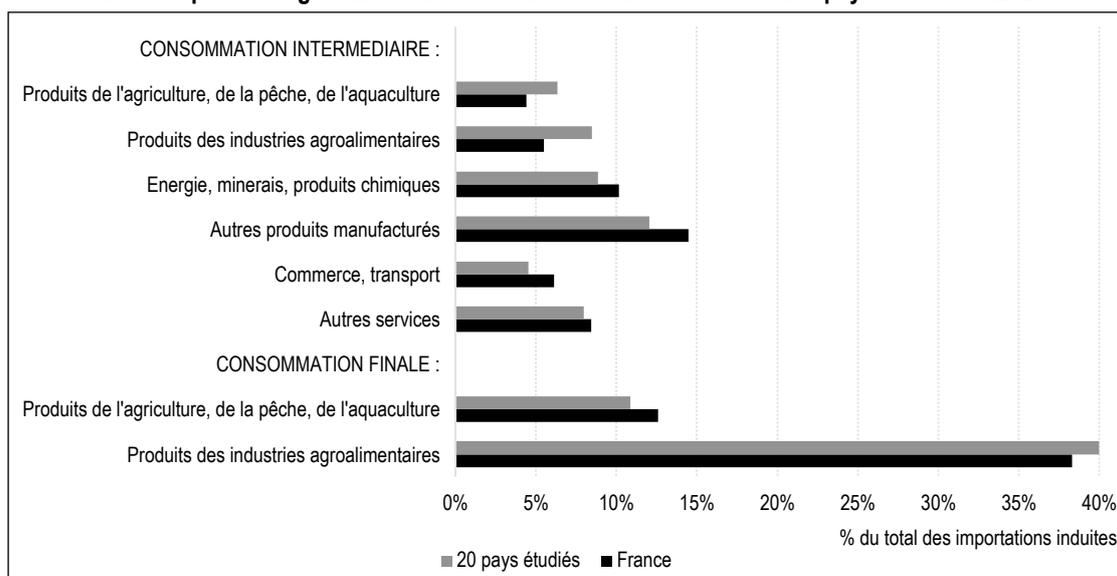
7. La part de valeur ajoutée de la branche « pêche et aquaculture », partout inférieure à 1 % de la consommation agroalimentaire n'est pas prise en compte.

Figure IV – Origine par pays des importations induites par la consommation finale de produits agroalimentaires en France et dans l'ensemble des 20 pays étudiés en 2020



Source : calculs auteurs à partir d'Eurostat, Eurostat-Figaro et Insee.

Figure V – Contenu par produit des importations intermédiaires et finales induites par la consommation finale de produits agroalimentaires en France et dans l'ensemble des pays étudiés en 2020



Source : calculs auteurs à partir d'Eurostat, Eurostat-Figaro et Insee.

Nous ajoutons les variables supplémentaires explicatives suivantes, qui n'interviennent pas dans la définition des composantes principales, mais dont les corrélations avec ces composantes et avec ces variables permettent d'affiner la lecture des résultats :

- le PIB par habitant en PPA, exprimé relativement à la moyenne de l'UE ;
- le niveau des prix à la consommation des produits agroalimentaires en PPA exprimé relativement à la moyenne de l'UE ;

- la part de l'agriculture dans le PIB (valeur ajoutée de la branche rapportée au PIB) ;
- la part de la consommation agroalimentaire dans la consommation individuelle effective.

4.2.2. Les axes structurants : taxes et importations s'opposent aux valeurs ajoutées, branches agroindustrielles s'opposent aux services

La figure VI présente les corrélations des observations (composantes en valeurs ajoutées

induites dans les branches, importations et taxes) et des variables explicatives supplémentaires avec les axes composites qui forment le plan restituant la plus forte proportion de l'inertie totale des données (celle-ci s'avère être de 74,95 % dont 45,37 % pour l'axe F1 et 28,89 % pour l'axe F2).

Ainsi l'axe F1 oppose le poids des importations et des taxes aux parts de valeur ajoutées toutes branches ; il est très peu expliqué par les variables supplémentaires : la répartition entre taxes et importations d'une part et valeurs ajoutées d'autre part dépend ainsi très peu, par exemple, de la « richesse » du pays (PIB par habitant).

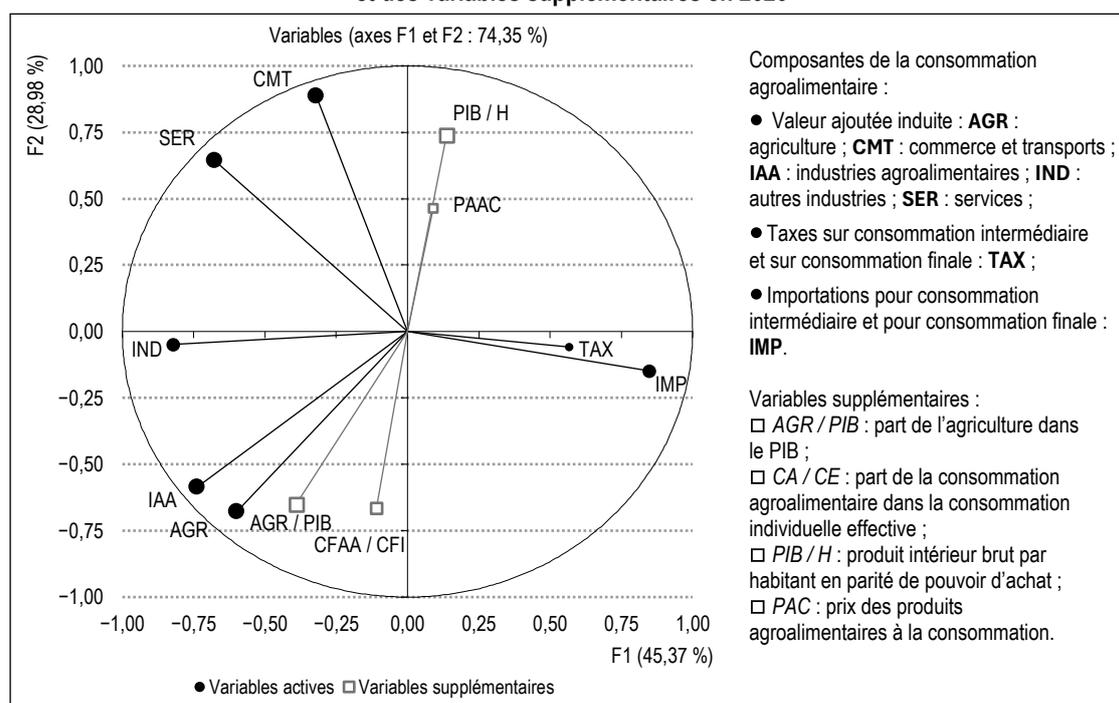
La variable composite qui définit l'axe F2 est corrélée positivement avec les poids du commerce et transport et des services dans la consommation agroalimentaire, et négativement avec les poids de la branche agriculture et de la branche des industries agroalimentaires. Cet axe reflète l'opposition entre, d'une part, les indicateurs d'un certain type de développement économique (PIB par habitant, niveau des prix agroalimentaires) et d'autre part, le poids de l'agriculture dans l'économie et celui de la consommation agroalimentaire dans la consommation individuelle totale.

Sans exposer ici les valeurs des corrélations entre observations et variables supplémentaires

(voir Annexe en ligne S6), notons que le poids des importations est corrélé négativement avec les parts en valeur ajoutée des industries agroalimentaires et des autres industries (ce qui est conforme à l'intuition) mais aussi avec la part en valeur ajoutée des services (ce qui l'est moins, les services étant a priori moins importés). En revanche, on ne constate pas de corrélation significative entre importations et part de l'agriculture : des pays fortement importateurs peuvent néanmoins avoir une consommation de produits domestiques induisant un partage de valeur ajoutée favorable à l'agriculture, par des effets-volumes (consommation de produits peu transformés), par des effets-prix (prix relatifs agricoles élevés) ou encore du fait d'un taux de valeur ajoutée faible dans la transformation industrielle des produits agricoles (également via des effets-prix et/ou volumes⁸). Nous n'observons pas de corrélation significative entre la part du commerce et du transport et celle des importations, ce qui est normal, ces branches prenant en charge tous les produits, qu'ils soient domestiques ou importés. Du fait de la consommation intermédiaire importante

8. Nous ne disposons pas d'indices des prix de chacun des pays relativement aux autres, qui auraient permis d'analyser les variations entre pays pour une même année en termes d'effets-volumes et d'effets-prix entre pays, à l'instar de ce qui a pu être fait pour les variations dans le temps à l'échelle d'un seul pays, comme la France (Boyer, 2021).

Figure VI – Cercle de corrélation des composantes de la consommation agroalimentaire et des variables supplémentaires en 2020



Note : résultats de l'analyse en composantes principales sur les 20 pays de l'UE étudiés.
Source : calculs auteurs d'après Insee et Eurostat.

de services (financement, assurance, immobilier, publicité et marketing, etc.) par les activités commerciales et de transport, leurs parts sont positivement corrélées. En revanche, la part du commerce et du transport n'est significativement corrélée avec celle d'aucune autre branche, pas même l'agriculture. La corrélation positive observée entre la part de l'agriculture et celle des industries agroalimentaires, ainsi qu'entre cette dernière et les autres industries résultent de l'interdépendance de ces branches.

Une part des taxes plus élevée réduit évidemment la part *totale* des valeurs ajoutées induites mais d'autres déterminants agissent sur la part de valeur ajoutée induite dans *chaque* branche, notamment son taux de valeur ajoutée. Ces déterminants tendent à décorréliser la part de valeur ajoutée de celle des taxes : aucune corrélation significative (pas même négative) n'est observée entre la part des taxes et celle de la valeur ajoutée induite d'une branche quelconque. Ainsi, un pays dont la consommation est fortement taxée peut présenter des parts de valeurs ajoutées relativement élevées dans certaines branches, aux dépens d'autres branches ou des importations.

Nous constatons une corrélation négative entre le niveau de vie évalué en PIB par habitant en PPA et la part de l'agriculture dans la répartition de la dépense agroalimentaire, la corrélation étant en revanche positive avec la part du commerce et du transport. Elle est également positive avec les autres services, mais apparaît non significative au seuil de 5 % alors que le suivi de « l'euro alimentaire » français en longue période (Boyer & Butault, 2014 ; Boyer, 2021) montre que l'élévation du niveau de vie tend à accroître la part des services dans le partage de la valeur et à réduire d'autant celles de l'agriculture et de l'industrie (Santeramo *et al.*, 2024).

Dans les pays à forte spécialisation agricole, la part de l'agriculture et celle de l'industrie agroalimentaire dans la consommation agroalimentaire tendent logiquement à être plus élevées, d'où leurs corrélations positives avec le poids de l'agriculture dans le PIB.

L'importance de la consommation agroalimentaire dans la consommation individuelle est corrélée de façon positive avec les parts de l'agriculture et des industries agroalimentaires, négative avec celles du commerce et transport et des services.

Nous n'observons aucune corrélation significative entre les composantes en valeurs ajoutées et les prix agroalimentaires à la consommation, car les parts de valeur ajoutée induite dans les

branches par la consommation agroalimentaire dépendent plutôt, entre autres, du rapport entre les prix de la valeur ajoutée des branches et les prix à la consommation, et non pas seulement de ces derniers.

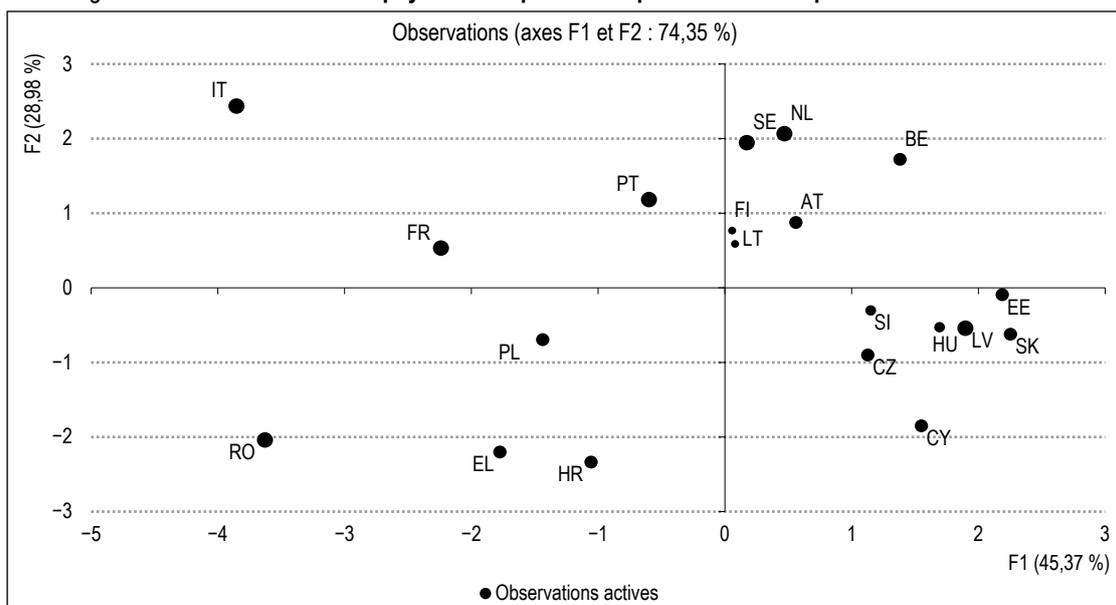
La hausse du niveau de vie va de pair avec un moindre poids de l'agriculture dans l'économie (corrélation négative forte avec le PIB par habitant) et une moindre part de la consommation de produits agroalimentaires dans la consommation totale (*idem*), mais elle s'accompagne de prix plus élevés pour ces produits (corrélation positive) : dans les pays à niveau de vie élevé, les chaînes de valeur agroalimentaires mobilisent davantage de transformation, de commerce et de services qui tendent à augmenter la valeur du produit fini.

4.2.3. La position des pays dans le plan formé par les axes composés

Sur la figure VII, les pays sont positionnés dans le plan (F1, F2). Au nord-est du plan se trouvent projetés des pays d'Europe du Nord, à niveau de vie et prix à la consommation élevés, et dans lesquels les taxes ou les importations limitent la part de la valeur ajoutée dans la répartition de la consommation (ce d'autant plus qu'un pays se situe à l'est du plan), cette valeur ajoutée étant plutôt répartie à l'avantage du commerce ou des services (ce d'autant plus qu'un pays est au nord du plan).

Au sud-est du plan se situent des pays à niveau de vie relativement moins élevé (et ce d'autant plus que le pays est au sud du plan), où la valeur ajoutée, également contrainte par les taxes ou les importations, présente un partage plus favorable à l'amont agroalimentaire qu'au commerce ou aux services. Les pays du quart sud-ouest du plan présentent, quant à eux, une répartition privilégiant les valeurs ajoutées dans les branches amont (et ce d'autant plus qu'ils sont à l'ouest du plan), aux dépens des taxes ou des importations ; ces caractéristiques étant fortement marquées en Roumanie. La position excentrée, et donc très caractéristique, de l'Italie dans le quadrant nord-ouest découle à la fois d'un niveau de vie relativement élevé, d'un partage plus favorable à la valeur ajoutée qu'aux taxes et aux importations et d'une répartition de cette valeur ajoutée plus en faveur du commerce et des services que de l'agriculture et de l'industrie agroalimentaire. Située dans le même quadrant que l'Italie, la position de la France est moins marquée : le partage entre taxes et importations d'une part et valeur ajoutée d'autre part est moins favorable à cette dernière (abscisse sur

Figure VII – Coordonnées des pays dans le plan défini par les axes composites F2 et F1 en 2020



Note : la taille des points figurant les pays est proportionnelle à la qualité de leur représentation dans le plan : la Finlande (FI) et la Lituanie (LT) sont mal représentées dans (F1, F2). Voir figure I pour la signification des abréviations des 20 pays de l'UE.
Source : calculs auteurs d'après Insee et Eurostat.

F1 plus faible en valeur absolue) ; la répartition de la valeur ajoutée est cependant plus favorable à l'agriculture et à l'industrie agroalimentaire qu'au commerce et aux services (ordonnée sur F2 plus faible).

5. Analyse de la part de la valeur ajoutée induite dans l'agriculture par la consommation agroalimentaire

La valeur ajoutée induite dans la branche agriculture par la consommation finale de produits agroalimentaires et rapportée à cette dernière, désignée ci-après simplement par « part de l'agriculture » est au centre des débats sur la répartition de la valeur dans la chaîne agroalimentaire. Nous en précisons ici les déterminants. La part de l'agriculture est le produit du taux de valeur ajoutée de la branche par le *coefficient de production agricole* de la consommation finale de produits agroalimentaires. Nous définissons ce dernier comme le rapport entre la valeur de la production agricole induite par la consommation finale agroalimentaire (ou production nécessaire pour cette consommation) obtenue par les calculs matriciels sur le TES, et la valeur totale de cette dernière, à son prix d'acquisition, importations finales, taxes et marges incluses. La part de l'agriculture dans la consommation agroalimentaire est donc évidemment corrélée positivement au taux et au coefficient précités, dont elle est le produit, et par rapport auxquels la figure VIII positionne les pays étudiés.

5.1. Le taux de valeur ajoutée de la branche agriculture

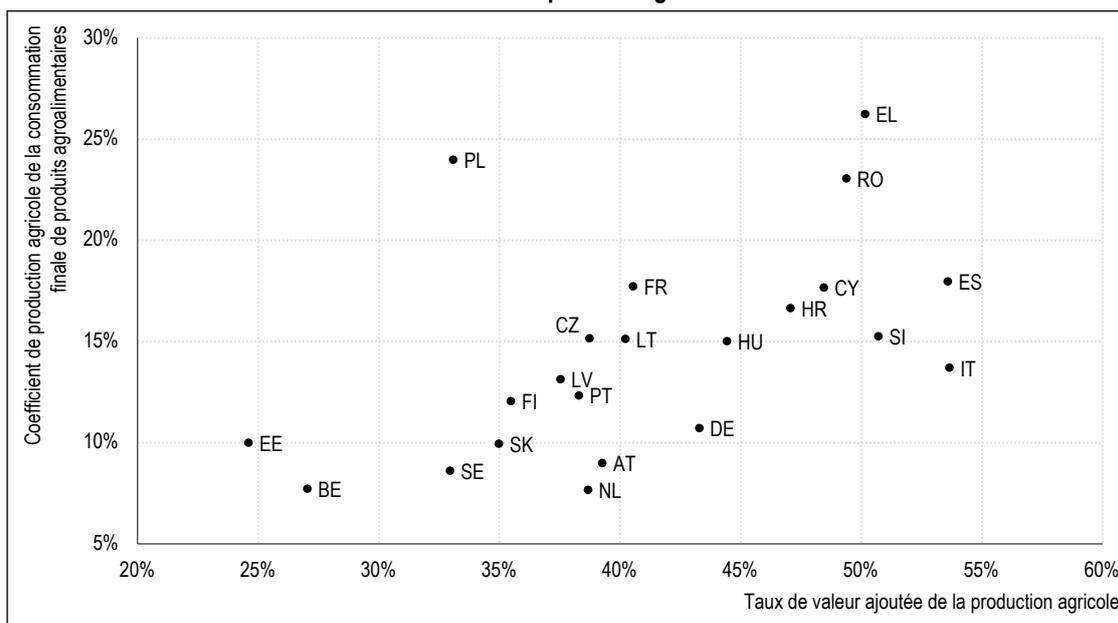
Le taux de valeur ajoutée de la branche agriculture varie entre 25 % (Estonie) et 54 % (Italie, Espagne), autour d'une moyenne de 41 %, valeur également observée en France. Les taux les plus élevés s'observent au sud de l'Europe, Portugal excepté, les plus faibles au nord. Ces différences de taux de valeur ajoutée entre pays dépendent de la composition de leur production agricole et notamment de la part des productions exigeantes en main-d'œuvre. Elles dépendent aussi des différences de prix d'un pays à l'autre, dont l'analyse supposerait idéalement de pouvoir construire, pour tous les produits agricoles et leurs consommations intermédiaires, ou pour leurs valeurs ajoutées, des indices de prix permettant de comparer les pays entre eux, en distinguant les effets prix et les effets volumes intervenant dans les différences de taux de valeur ajoutée agricole.

5.2. Le coefficient de production agricole de la consommation agroalimentaire

Le coefficient de production agricole de la consommation agroalimentaire, représenté en figure IX, varie entre 8 % (Belgique, Pays-Bas) et 26 % (Grèce), celui de la France étant à 18 %, soit parmi les plus élevés (avec l'Espagne, la

9. Les moyennes de taux mentionnées dans les paragraphes 5.1 et 5.2 sont des moyennes non pondérées.

Figure VIII – Taux de valeur ajoutée de la production agricole et coefficient de production agricole de la consommation finale de produits agroalimentaires en 2020



Note : le taux de valeur ajoutée de la production agricole est exprimé en % de la consommation finale ; le coefficient de production agricole en % de la production de la branche. Voir figure I pour la signification des abréviations des 22 pays de l'UE.

Source : calculs auteurs à partir d'Eurostat et Insee.

Grèce, la Roumanie et la Pologne). Par définition, il dépend du rapport entre prix agricoles à la production et prix agroalimentaires à la consommation finale et du rapport de volume entre production agricole nécessaire et consommation agroalimentaire. Comme évoqué ci-dessus pour le taux de valeur ajoutée, une analyse des différences de coefficient de production en termes d'effets volumes et d'effet prix supposerait de pouvoir construire des indices de prix appropriés pour les prix des produits à la production et pour les prix des produits agroalimentaires à la consommation. Par ailleurs, ce coefficient de production agricole dépend de deux termes (voir Annexe en ligne S5) : il croît avec le taux de production agricole domestique nécessaire dans la consommation de produits domestiques (donc sans importations finales) exprimée au prix de base (donc sans taxes ni marges sur la consommation finale) ; tandis qu'il décroît avec la somme des taux de marges, de taxes et d'importations *finales* , la consommation finale totale au prix d'acquisition étant le dénominateur de ces taux.

Le premier terme, obtenu par calcul matriciel sur le TES, exprime l'importance, pour un rapport de prix donné, du recours aux produits agricoles domestiques dans les technologies de production des branches concourant à répondre à la demande de consommation finale agroalimentaire, et notamment du poids des produits

agricoles peu ou pas transformés, par opposition au degré de transformation et d'incorporation de services. Il est égal à la différence entre le taux de produits agricoles domestiques et importés et le taux d'importations agricoles pour consommation intermédiaires, la consommation finale de produits domestiques étant le dénominateur de ces taux.

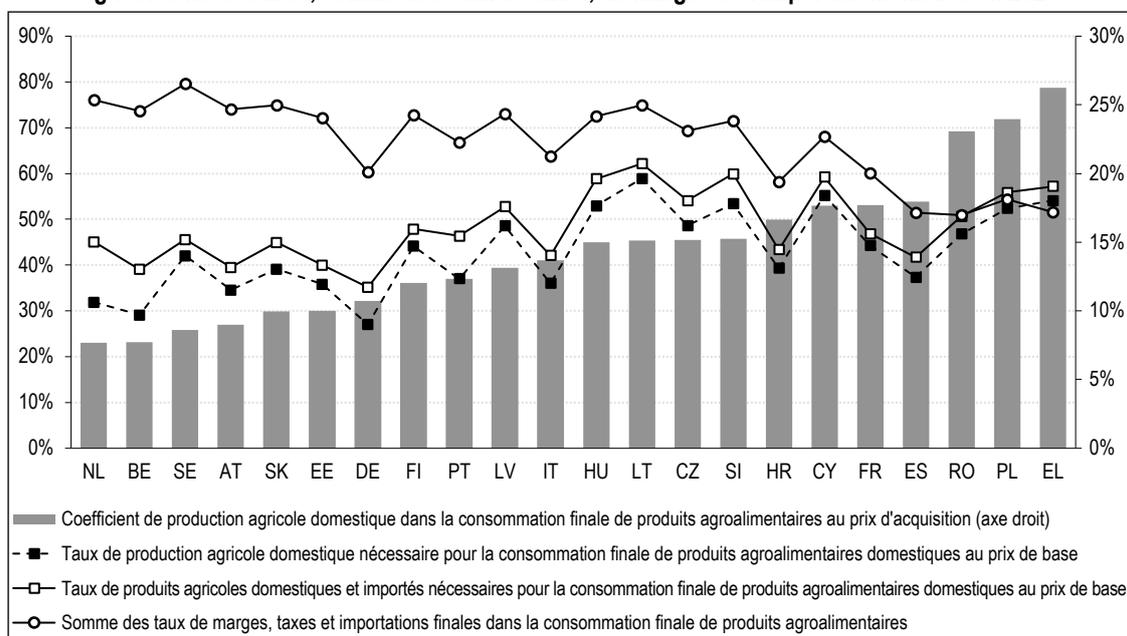
Le second terme, faisant intervenir le poids des taxes, marges et importations finales, agrège les facteurs non technologiques qui, quelle que soit l'importance de l'agriculture dans la technologie de la chaîne de valeur agroalimentaire, limitent sa part en valeur ajoutée dans la consommation finale.

La figure IX montre que le taux de production agricole domestique et le taux de produits agricoles domestiques et importés sont souvent très proches, les importations de produits agricoles intermédiaires pesant assez peu en regard de la mobilisation de la production domestique (sauf pour les Pays-Bas, la Belgique, l'Allemagne et le Portugal). La somme des taux de marges, taxes et importations finales s'avère particulièrement faible en Roumanie, Pologne et Grèce : il en résulte, dans ces pays où, de plus, le taux de production agricole est relativement élevé, un fort coefficient de production agricole dans la consommation agroalimentaire. Les taux de taxes et d'importation finales sont individuellement peu corrélés au coefficient de production

agricole (la consommation de certains pays étant à la fois plus importée et moins taxée, et inversement), contrairement au taux de marges (figures X et XI).

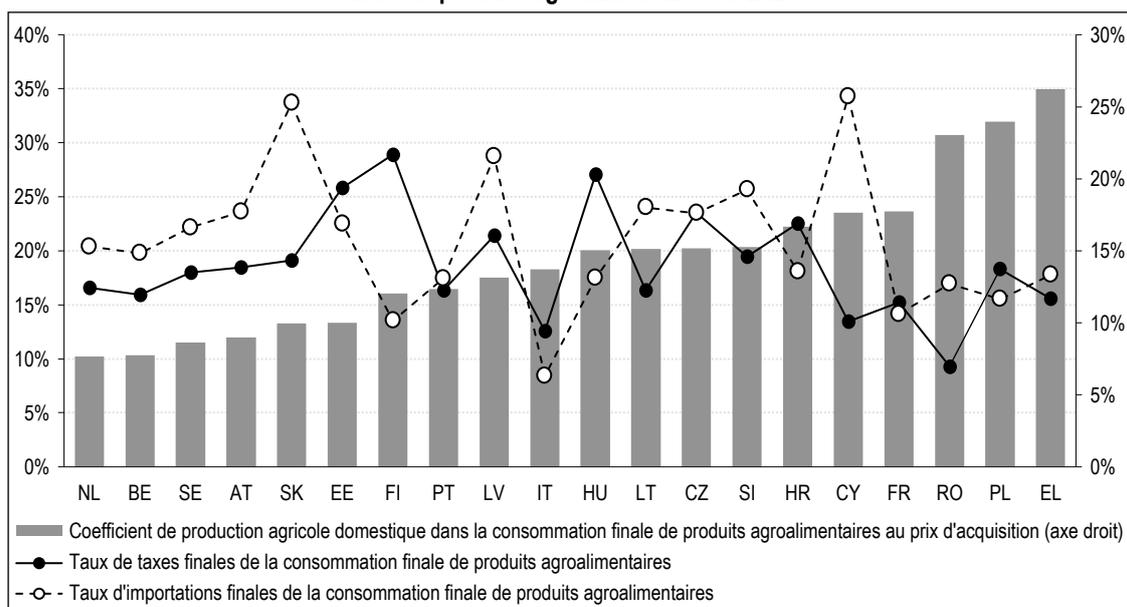
Le taux d'importation finale est élevé dans des « petits pays », à production agroalimentaire relativement faible ou peu diversifiée au regard du nombre de résidents.

Figure IX – Coefficient de production agricole, taux de production agricole nécessaire, taux de produits agricoles nécessaires, somme des taux de taxes, de marges et d'importations finales en 2020



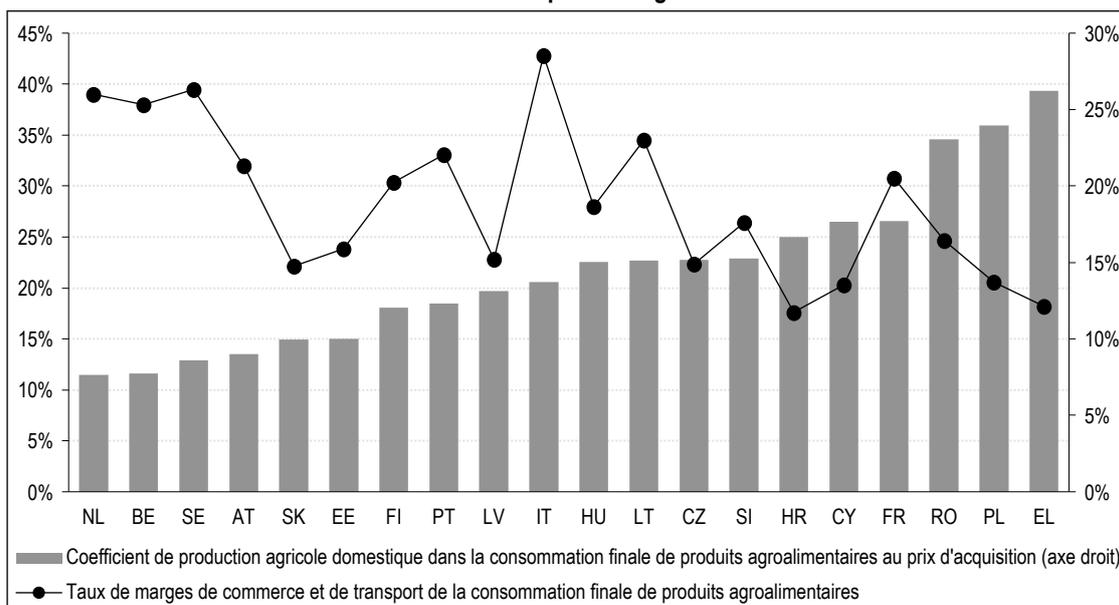
Note : le coefficient de production et la somme des taux de marges et de taxes sont exprimés en % de la consommation finale totale au prix d'acquisition ; le taux de production est exprimé en % de la consommation finale de produits domestiques au prix de base. Voir figure I pour la signification des abréviations des 22 pays de l'UE. Source : calculs auteurs d'après Insee et Eurostat.

Figure X – Taux d'importation et de taxes finales et coefficient de production agricole de la consommation finale de produits agroalimentaires en 2020



Note : pas de corrélation significative du taux d'importation ou du taux de taxes finales avec le coefficient de production agricole. Les taux d'importation et de taxes finales et le coefficient de production sont exprimés en % de la consommation finale au prix d'acquisition. Voir figure I pour la signification des abréviations des 20 pays de l'UE. Source : calculs auteurs d'après Insee et Eurostat.

Figure XI – Taux de marge finale de commerce et de transport et coefficient de production agricole de la consommation finale de produits agroalimentaires en 2020



Note : corrélation linéaire significative entre taux de marge finale et coefficient de production agricole : $r = -0,60$.
 Le taux de marge et le coefficient de production sont exprimés en % de la consommation finale au prix d'acquisition.
 Voir figure I pour la signification des abréviations des 20 pays de l'UE.
 Source : calculs auteurs d'après Insee et Eurostat.

La part des taxes finales est délicate à analyser : les taux et notamment celui de la TVA sont certes différents selon les pays, mais la structure de leur assiette (notamment l'importance de la consommation de tabac ou d'alcool) échappe aux données utilisées ici ; sur la figure IX, la part des taxes tend toutefois à séparer les pays du Nord de ceux du Sud.

Du fait de son agriculture diversifiée et d'une industrie agroalimentaire développée, la France présente un taux d'importation finale dans la consommation agroalimentaire de 14 %, donc inférieur à la moyenne des taux des autres pays (21 %). Son taux de taxes de consommation finale (15 %) est également inférieur à la moyenne des autres pays (18 %). Ceci contribue à un coefficient de production agricole relativement fort (18 % au lieu de 16 %), malgré un taux de production agricole domestique inférieur à la moyenne des autres pays (44 % au lieu de 48 %) et un taux de marge de commerce et de transport un peu plus élevé : 31 % au lieu de 28 % (figure XI).

5.3. La part de l'agriculture dans la répartition de la dépense de consommation agroalimentaire tend à diminuer avec la richesse nationale

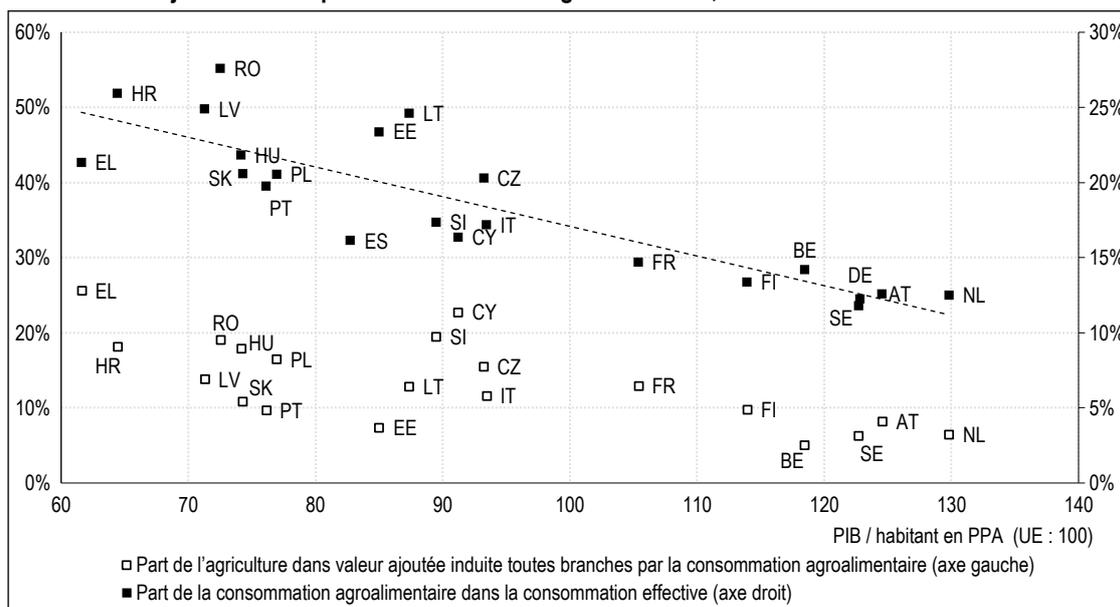
Nous précisons ici un résultat déjà appréhendé par l'ACP. La figure XII illustre la « loi d'Engel » : la part de la consommation alimentaire (approchée

ici par la consommation de produits agroalimentaires) dans la consommation individuelle effective tous produits tend à diminuer avec la richesse moyenne des consommateurs, évaluée par le produit intérieur brut (PIB) par habitant, mesuré en parité de pouvoir d'achat (PPA) afin de permettre la comparaison entre les pays. La même figure montre que le poids de l'agriculture dans la valeur ajoutée induite par la consommation finale agroalimentaire décroît lorsque s'élève le PIB par habitant.

En revanche, la part du commerce et des services dans la valeur ajoutée induite par la consommation finale agroalimentaire s'élève avec le PIB par habitant (figure XIII). Ainsi, dans les pays relativement plus « riches », la consommation agroalimentaire représente une part plus faible des dépenses que dans les autres pays : elle se caractérise par un plus fort contenu en services et induit relativement moins de valeur ajoutée en agriculture.

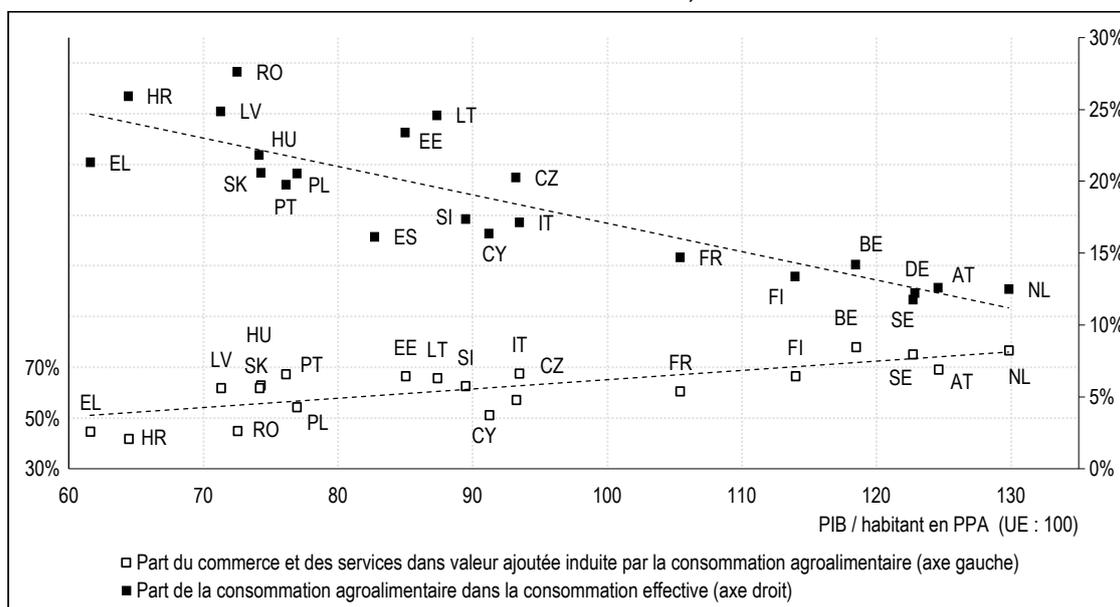
Comme l'a montré l'ACP, la part des importations et celle des taxes dans la consommation agroalimentaire sont peu corrélées au PIB par habitant, et donc à la part de valeur ajoutée induite dans l'agriculture (cf. figure VIII et Annexe en ligne S6). Le PIB par habitant intervient surtout dans la répartition des valeurs ajoutées induites dans les branches primaire ou secondaire d'une part et du commerce et des services d'autre part.

Figure XII – Part de la consommation agroalimentaire dans la consommation effective et part de l'agriculture dans valeur ajoutée induite par la consommation agroalimentaire, en fonction du PIB / habitant en 2020



Note : corrélation linéaire significative entre le PIB / habitant et la part de la consommation agroalimentaire dans la consommation effective ($r = -0,86$) et entre le PIB / habitant et la part de l'agriculture dans valeur ajoutée induite par la consommation agroalimentaire ($r = -0,68$). Voir figure I pour la signification des abréviations des 20/22 pays de l'UE.
 Source : calculs auteurs d'après Insee et Eurostat.

Figure XIII – Part de la consommation agroalimentaire dans la consommation effective et part du commerce et des services dans la valeur ajoutée induite par la consommation agroalimentaire, en fonction du PIB / habitant, 2020



Note : corrélation linéaire significative négative entre le PIB / habitant et la part de la consommation agroalimentaire dans la consommation effective ($r = -0,86$) ; corrélation linéaire significative positive entre le PIB / habitant et la part du commerce et des services dans valeur ajoutée induite par la consommation agroalimentaire ($r = 0,75$). Voir figure I pour la signification des abréviations des 20/22 pays de l'UE.
 Source : calculs auteurs d'après Insee et Eurostat.

* *
 *

En 2020, la répartition de la consommation finale de produits agroalimentaires apparaît en France

plus favorable à la valeur ajoutée, aux dépens des taxes et des importations, que dans la plupart des autres pays de l'UE. Ce positionnement est dû à la fois à un taux de taxes légèrement inférieur et à une proportion d'importations sensiblement plus

faible, s'agissant en particulier des importations pour consommation finale, du fait de l'importance de l'agriculture française et de la diversité de ses productions. Mais, à l'instar des autres pays européens présentant les plus hauts niveaux de PIB par habitant, la France se caractérise par une répartition de la valeur ajoutée induite par la consommation agroalimentaire relativement moins favorable à l'agriculture et aux industries agroalimentaires qu'à l'ensemble du commerce et des services. Cette caractéristique est toutefois moins marquée en France, où la part des valeurs ajoutées induites dans l'agriculture et dans les industries agroalimentaires est supérieure à la moyenne. Par rapport aux autres pays européens à niveau élevé de PIB par habitant, la part de l'agriculture est confortée, en France, par un taux de valeur ajoutée de la branche et un coefficient de production agricole dans la consommation finale agroalimentaire sensiblement supérieurs.

La méthode de calcul employée, bien que donnant des résultats un peu plus délicats à interpréter (avec les valeurs ajoutées au prix de base, voir Annexe en ligne S7) et agrégeant le

commerce et les transports, permet de mobiliser uniquement les TES diffusés par Eurostat sans recourir à des données nationales plus détaillées (comprenant les subventions par produit) et pas toujours diffusées (comme pour la distinction des marges de commerce de celles de transport).

Cette approche du partage de « l'euro agroalimentaire du consommateur » pourrait être améliorée, sous réserve de la disponibilité des données, dans les directions suivantes :

- la constitution d'une série pluriannuelle, pour comparer les évolutions nationales de la répartition de la dépense agroalimentaire ;
- la prise en compte de la restauration et le calage des résultats sur la dépense alimentaire (en excluant notamment la consommation de produits du tabac), à l'instar de l'analyse de l'euro alimentaire développée en France par l'OFPM ;
- le développement de l'analyse de l'intégration européenne et mondiale des chaînes de valeurs de la consommation finale agroalimentaire des pays de l'UE, à partir des données de la base Figaro d'Eurostat, succinctement abordée ici. □

Lien vers Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8641220/ES546_Boyer-Butault_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Allain, M.-L., Avignon, R., Chambolle, C. & Molina, H. (2022). Les centrales d'achat : quels enjeux de concurrence ? Institut des Politiques Publiques, *Note IPP* N° 79.

https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2022/02/Note_IPP_79_Centrales_d_achat.pdf

Allain, M.-L., Caprice, S. & Chambolle, C. (2018). La hausse du seuil de revente à perte, une fausse bonne idée. *Article en ligne* : Toulouse School of Economics et Le Monde.fr

<https://www.tse-fr.eu/fr/la-hausse-du-seuil-de-revente-perde-une-fausse-bonne-idee>

Arthaut, R. & Braibant, M. (2011). *La confection d'un TES symétrique pour Eurostat et d'un tableau en contenu en importation*. Paris : Institut National de la Statistique et des Études Économiques.

Boussemart, J.-P. & Parvulescu, R. (2021). Agriculture Productivity Gains and their Distribution for the Main EU Members. *Revue d'économie politique*, 131(1), 131–172.

https://documentation.insp.gouv.fr/insp/doc/CAIRN/_b64_b2FpLWNhaXJuLmluZm8tUkVEUF8zMTFfMDE0Mw%3D%3D/agriculture-productivity-gains-and-their-distribution-for-the-main-eu-members?_lg=fr-FR

Boyer, P. (2021). L'euro alimentaire : méthode et nouveaux résultats pour l'analyse de la répartition de la valeur dans la chaîne agroalimentaire en France. *Économie rurale*, 378, 137–157.

<https://doi.org/10.4000/economierurale.9522>

Boyer, P. & Butault, J.-P. (2013). L'euro alimentaire en 2005 dans vingt pays de l'Union européenne (communication). *7^{èmes} Journées de recherches en sciences sociales*. Inra – Sfer – Cirad, Angers, 12 et 13 décembre 2013.

https://www.sfer.asso.fr/source/jrss2013/jrss2013_b1_butault.pdf

Boyer, P. & Butault, J.-P. (2014). L'euro alimentaire en France et le partage des valeurs ajoutées. *Économie rurale*, 342, 45–68. <https://doi.org/10.4000/economierurale.4394>

- Boyer, P., Hourt, A. & Paquette, P. (2022).** L'Observatoire de la formation des prix et des marges des produits alimentaires (OFPM) : un outil au service des professionnels et de l'action publique. Centre d'études et de prospective, ministère de l'Agriculture et de la souveraineté alimentaire. *Analyse* N° 182 - décembre 2022. <https://agriculture.gouv.fr/telecharger/133841>
- Braibant, M. (2018).** *Vers un tableau « entrées-sorties » idéal et mondial*. Paris : Edilivre. <https://www.tableau-entrees-sorties-mondial.fr>
- Butault, J.-P. (2008).** La relation entre prix agricoles et prix alimentaires. *Revue française d'économie*, 23(2), 215–241. <https://doi.org/10.3406/rfeco.2008.1670>
- Canning, P. (2011).** *A Revised and Expanded Food Dollar Series: A Better Understanding of Our Food Costs*. ERR-114, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service. <https://www.ers.usda.gov/publications/pub-details/?pubid=44827>
- Colonna, P., Fournier, S. & Touzard, J.-M. (2011).** 4- *Systèmes alimentaires*. In: Esnouf, C., Russel, M. et Bricas, N. (dir.). *Pour une alimentation durable Réflexion stratégique du ALIne*, 79–108. Versailles : Éditions Quæ. <https://doi.org/10.3917/quae.esnou.2011.01.0079>
- Commission européenne (2020).** *Analytical factsheet for France: Nine objectives for a future Common Agricultural Policy. Improve the farmers' position in the value chain*.8. <https://agridata.ec.europa.eu/extensions/CountryFactsheets/CountryFactsheets.html?memberstate=France>
- Dias, A. M. (2009).** *Building a system of symmetric input-output table. Application to Portugal, 2005*. 17th International Input-Output Conference, São Paulo, Brazil, 13-17 July 2009. <https://www.iioa.org/conferences/17th/papers/SM2005.pdf>
- Eurostat (2008).** *Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables*. Methodologies and Working papers. Luxembourg ; Eurostat, Commission européenne.
- Insee (2024).** *Fiche méthodologique : les différentes pratiques pour ventiler l'activité économique dans les comptes nationaux en Europe et leur impact sur les comparaisons entre pays*. Juillet 2024. https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/fichier/fichemethodo19_B2020_partage_va_par_activite.pdf
- Leontief, W. (1986).** *Input-output Economics*, Second edition. New York: Oxford University Press.
- Mancaloni, A.-M. & Torino, R. (2023).** *Agri-food market regulation and contractual relationships. In the light of directive (EU) 630/2019*. Rome: RomaTrE Press. <https://doi.org/10.13134/979-12-5977-231-2>
- Nations Unies (2018).** *Handbook on Supply and Use Tables and Input-Output Tables with Extensions and Applications*. United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division, Studies in Methods, Handbook of National Accounting. Series F No.74, Rev.1, New-York : UN-iLibrary. <https://doi.org/10.18356/9789213582794>
- OFPM (2022).** Observatoire de la formation des prix et des marges des produits alimentaires. FranceAgriMer, Rapport au Parlement 2022. https://observatoire-prixmarges.franceagrimer.fr/sites/default/files/documents-divers/rapport_ofpm_22_final.pdf
- Rastoin, J.-L. & Ghersi, G. (2010).** *Le système alimentaire mondial. Concepts et méthodes, analyses et dynamiques*. Versailles : Éditions Quæ, « Synthèses ». <https://doi.org/10.3917/quae.rasto.2010.01>
- Remond-Tiedrez, I. & Rueda-Cantuche, J.-M. (2019).** *EU inter-country supply, use and input-output tables — Full international and global accounts for research in input-output analysis (FIGARO)*. Statistical working papers. Luxembourg ; Eurostat, Commission européenne. <https://data.europa.eu/doi/10.2785/385561>
- Santeramo, F. G., Jelliffe, J. & Hoekman, B. (2024).** Agri-food value chains and the global food dollar: The role of trade and services. *Food Policy* 127, 102706. <http://dx.doi.org/10.1016/j.foodpol.2024.102706>

N° 545 (2024)

LES MÉNAGES FACE AU DÉFI ENVIRONNEMENTAL / HOUSEHOLDS AND THE ENVIRONMENTAL CHALLENGE

- Quelles préférences spatiales pour la localisation des parcs éoliens en mer ? / *Spatial Preferences for the Location of Offshore Wind Farms* – François-Charles Wolff, Pierre-Alexandre Mahieu, Brice Trouillet, Alexia Pigeault & Nicolas Rollo
- L'influence des caractéristiques et des décisions des ménages sur leur empreinte carbone : une analyse par régression quantile / *Unravelling the Influence of Household Characteristics and Decisions on their Carbon Footprint: A Quantile Regression Analysis* – Raphaël Semet
- Tarification du carbone et subventions vertes : quelle combinaison des deux est optimale ? / *Carbon Pricing and Green Subsidies: What Is the Optimal Combination of the Two?* – Riyadh Abbas, Mathieu Fouquet & Alexandre Godzinski

LES REVENUS AU COURS DE LA VIE / INCOME MOBILITY

- La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2021 / *Intragenerational Income Mobility in France Over the 2003-2021 Period* – Tristan Loisel et Michaël Sicsic

N° 544 (2024)

ENVIRONNEMENT : LA RÉDUCTION DES ÉMISSIONS DE CARBONE / ENVIRONMENT: THE REDUCTION OF CARBON EMISSIONS

- En chemin vers la neutralité carbone. Mais quel chemin ? / *On the Way to Net Zero. But Which Way?* – Riyadh Abbas, Nicolas Carnot, Matthieu Lequien, Alain Quartier-la-Tente & Sébastien Roux
- À la chasse aux « zombies bruns » pour réduire les émissions de carbone de l'industrie / *Hunting "Brown Zombies" to Reduce Industry's Carbon Emissions* – Gert Bijmens & Carine Swartenbroekx
- Commentaire – Le défi du siècle et la science économique / *Comment – The Challenge of the Century and Economics* – Aude Pommeret

ENTREPRISES / COMPANIES

- Difficultés de recrutement anticipées par les entreprises : quels facteurs explicatifs en France ? / *Recruitment Difficulties Anticipated by Companies: What Are the Explanatory Factors in France?* – Thomas Bézy, Catherine Bruneau, Cédric Crofils, Étienne Lavenant & Dimitris Mavridis
- Diversité sectorielle et croissance de l'emploi local en France / *Sectoral Diversity and Local Employment Growth in France* – Mounir Amdaoud & Nadine Levratto

N° 543 (2024)

ENVIRONNEMENT : LES ENJEUX ÉCONOMIQUES DU DÉFI CLIMATIQUE / ENVIRONMENT: THE ECONOMIC STAKES OF THE CLIMATE CHALLENGE

- Coûts & co-bénéfices des politiques de transition climatique : comment seront-ils retracés par les indicateurs de niveau de vie & de bien-être ? / *Costs and Co-Benefits of Climate Transition Policies: How Accurately Will They Be Measured by Standard of Living and Well-Being Indicators?* – Didier Blanchet & Craig Pesme
- La sobriété énergétique choisie : chocs de préférences & biais comportementaux / *Chosen Energy Sufficiency: Preference Shocks and Behavioural Biases* – Miquel Oliu-Barton, Aude Pommeret, Alice Robinet, Katheline Schubert & Mathilde Viennot
- Impact macroéconomique des dommages climatiques en France / *Macroeconomic Impact of Climate Damage in France* – Florian Jacquetin & Gaël Callonnec
- Commentaire – Le peu d'intérêt de la science économique pour le défi du siècle / *Comment – The Lack of Interest in Economics for the Challenge of the Century* – Xavier Timbeau

SOCIÉTÉ / SOCIETY

- L'attachement aux animaux de compagnie revisité / *Attachment to Pets Revisited* – Cécile Brousse & Marceline Bodier

N° 542 (2024)

ÉCONOMIE DE LA SANTÉ / HEALTH ECONOMICS

- Introduction – De la théorie à la pratique et vice versa ou comment les économistes contribuent à comprendre et à améliorer le système de santé / *Introduction – From Theory to Practice and Vice Versa or How Economists Contribute to Understanding and Improving the Healthcare System* – Thomas Barnay & David Crainich

INÉGALITÉS ET VULNÉRABILITÉ / INEQUALITIES AND VULNERABILITY

- La répartition géographique des internes en médecine générale : un outil de régulation des lieux d'installation ? / *Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement?* – Julien Silhol
- Comment prendre en compte le coût supplémentaire lié au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages en France ? / *How Can the Additional Cost Due to Disability Be Taken Into Account When Measuring the Standard of Living of Households in France?* – Thomas Blavet
- Le reste à charge en santé nuit-il à l'équité dans le financement des soins ? Une comparaison des systèmes de santé en Europe / *Do Out-Of-Pockets Undermine Equity in Healthcare Financing? A Comparison of Healthcare Systems in Europe* – Florence Jusot & Adèle Lemoine

CONSOMMATION DE SOINS ET PRÉVENTION / HEALTH CARE CONSUMPTION AND PREVENTION

- L'impact d'un programme social sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés en France / *The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France* – Estelle Augé & Nicolas Sirven
- Impact d'Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal / *Impact of Broadband Internet on Preventive Healthcare Behaviors in Senegal* – Pauline Kergall & Jean-Baptiste Guiffard

EHPAD ET HÔPITAL / EHPADS AND HOSPITAL

- Effet de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé des personnes âgées en maison de retraite / *The Effect of Informal Care Provided by Children on Health in Nursing Homes* – Quitterie Roquebert
- Inciter à prescrire des médicaments biosimilaires : évaluation d'une expérimentation de partage de gains entre les hôpitaux et l'Assurance maladie en France / *Biosimilar Prescribing Incentives: Results of a French Pilot of Gainsharing Between Hospitals and the National Health Insurance* – Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre & Catherine Pollak

N° 541 (2023)

- Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse / *Discrimination in Access to Employment: The Combined Effects of Gender, Origin and Address* – Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty & Pascale Petit
- La régulation des prix des alcools en France : quel scénario de réforme pour une politique proportionnée aux objectifs de santé publique et d'équité fiscale ? / *Alcohol Price Regulation in France: Choosing a Reform Scenario to Achieve Public Health and Tax Fairness Objectives* – Sébastien Lecocq, Valérie Orozco, Christine Boizot-Szantai, Céline Bonnet & Fabrice Etilé
- Les stéréotypes de genre en Europe / *Gender Stereotypes in Europe* – Clotilde Coron
- La non-imposition des loyers imputés : un cadeau pour Harpagon ? Une estimation dans le cas de la France / *Non-Taxation of Imputed Rent: A Gift to Scrooge? Evidence from France* – Montserrat Botey & Guillaume Chapelle

N° 540 (2023)

- Qui est mieux classé que ses parents dans l'échelle des revenus ? Une analyse de la mobilité intergénérationnelle en France / *Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France* – Michaël Sicsic
- Les délocalisations jouent-elles encore un rôle dans le déclin de l'emploi industriel ? / *Does Offshoring Still Play a Role in the Decline in Manufacturing Employment?* – Camille Beaurepaire & Victor Lavielle
- Aides publiques et performances des entreprises nées mondiales / *Public Aid and the Performance of Born Globals* – Flora Bellone, Catherine Laffineur & Sophie Pommet
- Brexit et exportations agricoles et alimentaires bretonnes / *Brexit and Breton Agricultural and Food Exports* – Angela Chepeta, Marilyne Huchet & Lucile Henry

N° 539 (2023)

- Au-delà du PIB : une évaluation de la croissance du bien-être monétaire dans 14 pays européens et aux États-Unis / *Beyond GDP: A Welfare-Based Estimate of Growth for 14 European Countries and the USA Over Past Decades* – Jean-Marc Germain
- Produits numériques gratuits et mesures agrégées de l'activité économique / *Free Digital Products and Aggregate Economic Measurement* – Diane Coyle & David Nguyen

TÉLÉTRAVAIL ET PRODUCTIVITÉ / TELEWORK AND PRODUCTIVITY

- Les liens entre télétravail et productivité pendant et après la pandémie de Covid-19 / *The Role of Telework for Productivity During and Post COVID-19* – Chiara Criscuolo, Peter Gal, Timo Leidecker, Francesco Losma & Giuseppe Nicoletti
- Télétravail et productivité avant, pendant et après la pandémie de Covid-19 / *Telework and Productivity Before, During and After the COVID-19 Crisis* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Simon Drapala
- Commentaire – Télétravail et productivité trois ans après les débuts de la pandémie / *Comment – Telework and Productivity Three Years After the Start of the Pandemic* – Pierre Pora

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les manuscrits doivent être adressés au secrétariat de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Les articles peuvent être soumis en français ou en anglais. Le texte d'un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris d'éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 mots pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; les prénom, nom, affiliations (maximum deux) et adresses e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (140 mots pour les soumissions en anglais) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. It can be submitted either in French or in English. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if any, tables, figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 140 words, briefly presenting the research question, data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements if any.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 546 - 2025

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics



ISBN 978-2-11-162491-7 - ISSN 0336-1454 - ECO 546
Parution octobre 2025 - PRIX : 22 €

