



**HAL**  
open science

## Patrimoine et âge envisagé de départ à la retraite

Luc Arrondel, Laurent Soulat

► **To cite this version:**

Luc Arrondel, Laurent Soulat. Patrimoine et âge envisagé de départ à la retraite. 2022. halshs-03855533

**HAL Id: halshs-03855533**

**<https://shs.hal.science/halshs-03855533v1>**

Preprint submitted on 16 Nov 2022

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

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



PARIS SCHOOL OF ECONOMICS  
ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

WORKING PAPER N° 2022 – 37

## Patrimoine et âge envisagé de départ à la retraite

Luc Arrondel  
Laurent Soulat

JEL Codes: D12, E21, J26, R31.

Keywords: Age de retraite, patrimoine, endettement.

**anr** <sup>©</sup>  
agence nationale  
de la recherche  
AU SERVICE DE LA SCIENCE



# Patrimoine et âge envisagé de départ à la retraite

*Luc Arrondel*

Paris School of Economics (PSE), CNRS

et

*Laurent Soulat*

Direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts (CDC)

*Octobre 2022*

**Mots clefs :** âge de retraite, patrimoine, endettement.

**Classification JEL :** D12, E21, J26, R31

---

Correspondants : Luc Arrondel, *Paris School of Economics*, 48 Boulevard Jourdan 75014 Paris, [luc.arrondel@psemail.eu](mailto:luc.arrondel@psemail.eu) ; Laurent Soulat, Caisse des Dépôts, 12 avenue Pierre Mendès France 75914 Cedex 13, [laurent.soulat@caissedesdepots.fr](mailto:laurent.soulat@caissedesdepots.fr).

Cette recherche a bénéficié du soutien de l'axe « Économie publique et redistribution » du Cepremap. L'Institut Europlace de Finance (EIF) a également soutenu financièrement ce travail. Nous remercions également Ronan Mahieu pour ses nombreuses relectures et ses commentaires avisés. Enfin, nous remercions les deux rapporteurs anonymes de la revue qui ont permis d'améliorer sensiblement la première version de ce texte. Les propos contenus dans ce papier sont ceux des auteurs et n'expriment pas nécessairement les positions de la Caisse des Dépôts.

**Résumé :** En France, les départs à la retraite sont fortement marqués par une « norme sociale » puisqu'une très large majorité des personnes liquident leurs droits au taux plein, que ce soit par la durée de cotisation ou par l'âge légal. Pour autant, le niveau de vie, les conditions de travail, la santé, les incitations financières, sont susceptibles d'influencer ces départs.

Dans cet article nous étudions plus spécifiquement les liens entre âge de départ à la retraite et montants de patrimoine. Plus précisément, nous testons l'existence d'un éventuel effet richesse en évaluant l'impact du patrimoine *du ménage* sur l'âge *envisagé* de départ à la retraite par *les individus*. Pour cela, nous mobilisons l'enquête de suivi « Histoire de vie et patrimoine » 2014-2015 de l'Insee. L'âge envisagé moyen est de 63 ans et 7 mois, un tiers des Français envisageant de prendre sa retraite à 65 ans et 20 % à 62 ans. Cet âge de départ est lié à la génération dont dépendent les droits à la retraite et les conditions de liquidation de ces droits, mais aussi à d'autres caractéristiques : statut d'activité, niveau de diplôme... et patrimoine du ménage.

Deux conclusions principales sont tirées de l'analyse économétrique. La première concerne les ménages endettés (sur leur logement principal ou pour leur entreprise) qui envisagent se retirer plus tard du marché du travail. La seconde montre que, quelle que soit la définition de la richesse (brute, nette, financière) on anticipe une retraite plus tardive si l'on est relativement pauvre ou si l'on est relativement riche : l'effet richesse sur l'âge envisagé de départ à la retraite n'est donc pas linéaire. En d'autres termes, trop peu de patrimoine retarde le départ envisagé mais faire partie du centile supérieur induit aussi un retrait plus tardif. L'effet quantitatif est néanmoins relativement faible, toujours inférieur à une année de travail en moins pour les niveaux de richesse intermédiaire. Ces effets « retard » aux extrêmes sont évidemment de nature différente : sans doute pour des raisons de niveau de vie pour les plus pauvres ; vraisemblablement pour d'autres motifs pour les plus riches : intérêt au travail, altruisme intergénérationnel...

**Abstract:** In France, retirement is strongly marked by a "social norm" since a very large majority of people liquidate their rights at the full rate, either by the length of contribution or by the legal age. However, the standard of living, working conditions, health and financial incentives are likely to influence these departures.

In this article we study more specifically the links between retirement age and wealth. More precisely, we test the existence of a possible wealth effect by evaluating the impact of household wealth on the age at which individuals plan to retire. To do so, we mobilize the 2014-2015 INSEE "Life History and Wealth" follow-up survey. The average age envisaged is 63 years and 7 months, with one-third of French people considering retiring at 65 and 20% at 62. This retirement age is linked to the generation on which retirement rights and the conditions for liquidation of these rights depend, but also to other characteristics: employment status, level of education, etc. and household assets.

Two main conclusions are drawn from the econometric analysis. The first concerns households with debt (on their main home or for their business) who plan to withdraw from the labor market later. The second shows that, whatever the definition of wealth (gross, net, financial), one anticipates a later retirement if one is relatively poor or relatively rich: the wealth effect on the envisaged retirement age is therefore not linear. In other words, having too little wealth delays the planned retirement age, but being in the top percentile also induces a later retirement age. The quantitative effect is nevertheless relatively small, always less than one year less of work for intermediate wealth levels. These "delay" effects at the extremes are obviously of a different nature: no doubt for reasons of standard of living for the poorest; probably for other reasons for the richest: interest in work, intergenerational altruism, etc.

## 1. Introduction

Le projet de loi (avorté) début 2020 qui visait à instaurer un système universel de retraite a suscité de nombreux débats, notamment la proposition de mise en place d'un âge pivot de départ à la retraite, mais aussi le projet de relèvement de l'âge minimum légal d'ouverture des droits (de 62 à 64 ou 65 ans). En effet, pour faire valoir ses droits à la retraite, le système français impose à la fois des conditions d'âge et des conditions de durée d'assurance, celles-ci dépendant de l'année de naissance des individus. Pour pouvoir liquider ses droits, un assuré doit tout d'abord avoir atteint l'âge légal d'ouverture (62 ans pour les générations nées à partir de 1955), à l'exception de situations particulières (départs anticipés pour carrière longue, et, dans la fonction publique, dispositifs de catégorie active et certains dispositifs familiaux). Ensuite, pour bénéficier d'une retraite à taux plein (sans décote), l'assuré doit avoir validé un nombre minimum de trimestres (dans le cas général, de 160 trimestres pour la génération née en 1948 à 172 trimestres pour les générations nées après 1971) ; dans le cas contraire, il peut néanmoins jouir du taux plein s'il cesse son activité à l'âge d'annulation de la décote (67 ans pour les salariés du secteur privé nés à partir de 1955)<sup>1</sup>.

En France, les départs à la retraite sont fortement marqués par une « norme sociale » puisqu'une très large majorité des personnes liquident leurs droits au taux plein, que ce soit par la durée de cotisation ou par l'âge : selon la Drees (2021), neuf retraités sur dix de la génération née en 1950 sont partis au taux plein. Aujourd'hui, cette proportion qui varie selon le statut professionnel (plus élevée chez les fonctionnaires que chez les salariés du secteur privé) tend néanmoins à se réduire légèrement, de plus en plus de personnes partant notamment avec une décote.

Outre cette norme sociale, l'âge de départ répond également à des choix individuels. La littérature économique permet d'éclairer la question<sup>2</sup>. Outre « l'ancrage » sur le taux plein, les déterminants peuvent être multiples : le sexe, la situation familiale (présence ou non d'un conjoint, situation professionnelle et état de santé de celui-ci, présence d'enfants dans le foyer ou à charge...), la satisfaction au travail, les possibilités d'évolution de carrière, l'état de santé, les préférences vis-à-vis de l'épargne et du loisir. Un facteur encore peu étudié concerne l'impact du patrimoine détenu par le ménage sur la sortie du marché du travail.

Les travaux empiriques reposent théoriquement sur l'arbitrage entre *revenu permanent* anticipé sur l'ensemble du cycle de vie de l'individu en cas de départ à un âge donné et revenu espéré en cas de poursuite de son activité au-delà de cet âge : il s'agit donc d'un choix entre niveau de vie et désutilité du travail (arbitrage travail-loisir) dont la solution dépend notamment de l'espérance de vie et des anticipations du profil des salaires futurs, notamment le montant des pensions, mais aussi des préférences individuelles à l'égard du risque, du temps et du loisir (Stock et Wise, 1990). Ces études montrent intuitivement que plus l'écart entre le revenu d'activité et le revenu à la retraite est important, plus les individus ont tendance (à autres caractéristiques données) à poursuivre leur carrière professionnelle ; ce résultat est observé aussi bien sur données américaines (Stock et Wise, 1990 ; Samwick, 1998), qu'allemandes (Börsch-Supan, 2000 et 2001 ; Börsch-Supan, Schnabel, Kohnz et Mastrobuoni, 2004) ou françaises (Blanchet et Mahieu, 2001 ; Bachelet, Beffy et

---

<sup>1</sup>. Pour plus de détails, voir Drees (2021) et la séance du Conseil d'orientation des retraites du 27 janvier 2022 sur « âge de départ ».

<sup>2</sup>. Siegrist, 1996 ; Blanchet et Debrand, 2007, Albert, Grave et Oliveau, 2008 ; Aubert, Duc et Ducoudré, 2013 ; Debrand et Sirven, 2009 ; Benallah, 2010.

Blanchet, 2011). De ce fait, l'allongement de la durée de cotisation requise pour bénéficier d'une retraite à taux plein et la présence d'une décote constituent des incitations financières au report du départ (Bozio, 2007, 2008, 2011 ; Aubert, 2009). Ainsi, l'anticipation d'une diminution du taux de remplacement (rapport entre la pension espérée et le revenu d'activité), notamment sous l'effet d'une baisse du niveau de pension liée à des réformes, peut conduire les individus à reporter leur âge de départ. Mais l'anticipation du taux de remplacement et les réformes potentielles peuvent également influencer les comportements d'épargne du ménage : celui-ci peut ainsi compenser (en termes de bien-être) la diminution de son taux de remplacement par une à augmentation de son épargne financière (Guiso, Jappelli et Padula, 2011 ; Arrondel *et al.*, 2020). On peut ainsi s'attendre à ce qu'à préférence temporelle et état de santé identiques, un individu percevant un salaire élevé partira probablement plus tard à la retraite et, simultanément, aura un niveau de patrimoine plus élevé.

Ce lien entre montant du patrimoine et âge de retraite peut être analysé à partir des modèles théoriques d'épargne. Ainsi, l'hypothèse du cycle de vie prédit qu'un niveau de richesse du ménage plus élevé devrait entraîner une sortie plus précoce du marché du travail, notamment au moment de la retraite (Bloemen, 2010). Cet effet traduit simplement le fait que, dans ce modèle, le patrimoine constitue une réserve de consommation différé pour les vieux jours qui, théoriquement, doit s'annuler en fin de vie (en l'absence de motif de transmission). Toutefois, la causalité peut être inverse : les individus « prévoyants », c'est à dire ayant une faible préférence pour le présent, et désirant prendre leur retraite plus tôt ont la possibilité d'épargner davantage durant leur vie active.

Cette causalité inverse pose des problèmes empiriques pour l'estimation de l'impact du patrimoine sur l'âge de la retraite : l'endogénéité potentielle entraîne une surestimation de l'effet (le biais est positif). Une solution méthodologique consiste alors à mesurer un effet richesse exogène, de préférence non anticipé, comme par exemple la réception d'un héritage, ou encore une hausse des prix de l'immobilier ou des cours boursiers.

La plupart des études empiriques ne mettent pas en évidence de relation forte entre le patrimoine des ménages et leurs comportements de retraite. Diamond et Hausman (1984) sur données américaines concluent à l'absence d'effet du patrimoine sur l'âge de retraite ; lorsqu'ils tiennent compte de l'endogénéité, l'effet devient significatif mais négatif sur la sortie du marché du travail : les personnes disposant d'un patrimoine plus élevé tendent à reporter davantage leur départ à la retraite. Toujours sur données américaines, Samwick (1998) trouve bien un effet positif du niveau de patrimoine sur un départ précoce, mais faible et non significatif. Pour les Pays-Bas, Bloemen (2010) obtient une relation significative entre un niveau de richesse plus élevée et un âge de retraite précoce mais de faible ampleur : l'équivalent d'une année de salaire avance la retraite de six semaines. Van Ooijen *et al.* (2010), pour le même pays mais sur des données de panel qui interrogent les ménages de façon répétée sur la richesse, le revenu et l'âge prévu de la retraite, concluent qu'une augmentation non prévue du niveau de patrimoine financier de 32 000 € réduit l'âge anticipé de retraite de neuf semaines, soit l'équivalent de 18 % de revenu. Brown, Coile et Weisbenner (2010) constatent que l'effet causal d'un héritage non anticipé sur la probabilité de prendre sa retraite plus tôt est significatif. Plus récemment, selon Farnham et Sevak (2016) une augmentation de 10 % du prix de l'immobilier américain avance l'âge de sortie du marché de travail de quatre mois. Sur les mêmes données mais post « grande récession », Ondrich et Falevich (2016) aboutissent à la même conclusion : la chute des prix sur le marché immobilier américain diminue la probabilité de prendre sa retraite tôt chez les hommes mariés.

Selon ces études empiriques, l'effet du patrimoine des individus sur la réduction de l'âge attendu de retraite est en général de faible ampleur, voire insignifiant. Nous nous proposons dans cet article, à partir des données originales collectées par l'Insee en 2015, de mesurer cet effet richesse pour la population française. Il s'agit plus précisément de tester l'impact du patrimoine sur l'âge de retraite envisagé par les individus. A notre connaissance, il s'agit de la première étude de ce type en France.

Dans ce travail empirique, plutôt que de recourir à une méthodologie par variables instrumentales pour corriger le biais d'endogénéité, nous optons pour contrôler le plus possible l'hétérogénéité observée en introduisant de nombreuses variables explicatives (notamment les préférences vis-à-vis de l'épargne) en supposant que, conditionnellement à l'ensemble des déterminants introduits, l'hétérogénéité non observée du patrimoine est indépendante de celle liée au retrait du marché du travail. Si cette hypothèse n'est pas vérifiée, l'effet estimé reste néanmoins intéressant mais non causal. Pour pallier ces problèmes de biais nous estimons l'effet de la richesse sur l'âge envisagé du départ en mobilisant plusieurs définitions de la richesse : brute, nette avec endettement et financière.

Dans la deuxième partie, nous décrivons les données utilisées et présentons quelques statistiques descriptives sur l'âge envisagé de retraite. Dans la troisième partie, nous procédons à l'analyse économétrique pour expliquer le moment du départ.

## 2. Données mobilisées, statistiques descriptives et âge de départ envisagé

Nous utilisons les données de l'enquête « Histoire de vie et patrimoine » de la vague 2014-2015 menée par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). L'enquête est représentative de l'ensemble de la population française et fournit des informations détaillées sur toutes les formes possibles de propriété, ainsi que sur les caractéristiques et les pratiques des investisseurs. L'enquête sur-échantillonne les ménages les plus riches (*cf.* tableau 5), groupe qui possède la plus grande part du patrimoine mais qui ne représente qu'une petite minorité de la population totale (Cazenave-Lacrouts *et al.*, 2019). En d'autres termes, les strates des ménages les plus riches sont proportionnellement plus nombreux à être interrogées dans l'enquête que leur poids dans la population française, de sorte que l'enquête permet une description plus précise et robuste de leurs revenus et de leurs patrimoines (financier, brut et net) ainsi que du montant de leur endettement<sup>3</sup>.

Notre étude utilise les données de la composante panel de l'enquête disponible pour la vague 2017-2018 pour laquelle 3 140 ménages ont été réinterrogés à la fois en 2014-2015 et 2017-2018<sup>4</sup>. Pour ces ménages, un « questionnaire de suivi » a été réalisé entre les deux vagues (courant 2015), qui consistait à compléter les informations du questionnaire de base en leur posant des questions spécifiques relatives à leur situation patrimoniale, notamment des variables subjectives : mesures de leurs préférences vis-à-vis de l'épargne, des anticipations sur les revenus futurs (travail et capital),

---

<sup>3</sup>. Des détails sur la conception de l'enquête sont fournis dans Arrondel *et al.* (2016).

<sup>4</sup>. Même si nous n'en tirons pas partie dans cette étude (nous utiliserons uniquement les données de la vague 2014-2015 plus proche de la date de réalisation de l'enquête de suivi), cette dimension « panel » permet de surmonter, entre autres, les biais de composition liés à l'interprétation des études transversales et de mener une étude microéconomique très précise des facteurs affectant la possession de produits financiers ou de la structure du patrimoine (y compris les détentions de bijoux et d'œuvres d'art).

etc. Une question originale concernait ainsi l'âge auquel la personne interrogée au sein du ménage (la personne de référence ou, le cas échéant, son conjoint) envisageait prendre sa retraite : « À quel âge pensez-vous prendre votre retraite ? »

Le tableau 1 compare les caractéristiques de la population des individus non retraités ayant répondu à l'enquête de suivi à celle interviewée dans la vague 2014-2015. L'échantillon panélisé des individus actifs est plus riche en revenu (au niveau individuel ou du ménage) et en patrimoine que l'échantillon correspondant de la population globale. Il détient par ailleurs davantage d'actions, est plus souvent donataire ou héritier et est également plus diplômé.

**Tableau 1. Description des échantillons de non retraités**

Variable	Echantillon non retraité total (personne de référence)	Echantillon non retraité "enquête de suivi" (individu répondant)
Age moyen	42,6	42,7
Sexe (féminin=1)		56,6
Niveau de diplôme		
<i>Aucun diplôme</i>	13,8	8,2
<i>Inférieur au Bac</i>	40,4	38,6
<i>Niveau Bac</i>	10,2	11,6
<i>Supérieur court</i>	15,3	17,6
<i>Supérieur long</i>	20,4	23,9
Nombre d'enfant(s)		
<i>Pas d'enfant</i>	28,6	29,2
<i>Un enfant</i>	19,0	19,9
<i>Deux enfants</i>	30,3	31,9
<i>Trois enfants</i>	14,1	13,0
<i>Plus de trois enfants</i>	8,0	6,0
Héritier ou donataire	39,0	44,6
Revenu moyen de l'individu (annuel hors revenus du capital)	25 911	29 425
Revenu moyen du ménage (annuel hors revenus du capital)	36 892	40 433
Patrimoine brut moyen du ménage	253 089	292 916
Patrimoine net moyen du ménage	204 210	233 358
Patrimoine financier moyen du ménage	43 951	57 554
Composition du patrimoine du ménage		
<i>Action (Nombre de détenteurs en %)</i>	9,6	12,4
<i>Assurance vie (Nombre de détenteurs en %)</i>	32,1	37,7
Préférences de l'individu		
<i>Préférence pour le risque (échelle de 0 à 10)</i>		4,0
<i>Préférence à l'épargne (échelle de 0 à 10)</i>		5,9
Nombre d'observations	8 036	2 056

Source : enquête « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2014-2015.

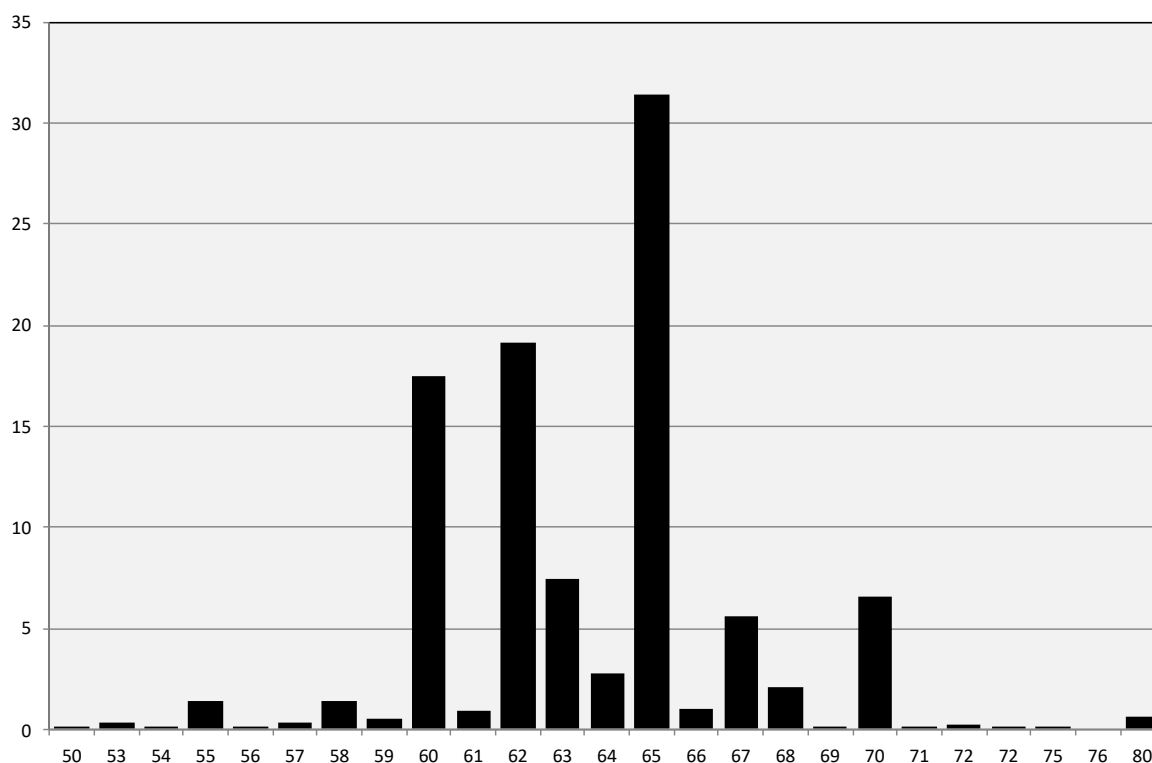
Le graphique 1 trace la distribution des réponses des individus ayant répondu à la question sur l'âge envisagé de départ à la retraite. Un peu moins d'un tiers des individus non retraités déclare qu'il



prendra sa retraite à 65 ans, 19,0% à 62 ans et 17,5% à 60 ans. La variabilité des réponses est notamment la conséquence d'années de naissance différentes pour lesquelles les conditions de départ ne sont pas identiques : les personnes interrogées nées avant 1955 ont un âge d'ouverture des droits inférieur à 62 ans avec la montée en charge non achevée de la réforme de 2010 ; la hausse de la durée d'assurance pour bénéficier d'une pension à taux plein s'applique par génération (réformes 1993 puis 2003 et 2014). De plus, les diverses possibilités légales de retraite précoce expliquent qu'on s'attende à partir avant 62 ans (notamment à 60 ans) : dispositif de carrière longue (instauré par la réforme de 2003, durci avec la réforme de 2010, puis assoupli avec la réforme de 2012) ; dispositifs particuliers de traitement de la pénibilité (catégorie active) et de traitement de l'invalidité dans la fonction publique (Arrondel *et al.*, 2020).

Cette distribution est donc bien sûr liée à la génération du répondant dont dépendent les droits à la retraite et les conditions de liquidation de ces droits (conditions d'âge et de durée). Le tableau 2 fournit l'âge moyen envisagé en fonction de cette variable. Celui-ci diminue avec l'ancienneté des générations : environ 64 ans pour celles née après 1968, entre 62 et 64 ans pour celles nées entre 1953 et 1968. Notons que les plus vieilles générations sont sujettes à un biais de sélection : l'âge envisagé du départ porte uniquement sur les seuls individus non encore retraités.

**Graphique 1. Distribution de l'âge envisagé de départ à la retraite (en %)**



Source : enquête de suivi « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2015.

Champ : répondants (non retraités) à l'enquête de suivi.

**Tableau 2. Age de départ envisagé à la retraite et générations**

Génération	Age	Moyenne	Médiane	Mode	Effectif (%)
Génération née après 1977	Moins de 37 ans	63,6	65,0	65,0	31,8
Génération 1973-1977	De 37 à 41 ans	63,9	65,0	65,0	13,8
Génération 1968-1972	De 42 à 46 ans	63,9	65,0	65,0	18,4
Génération 1963-1967	De 47 à 51 ans	63,6	63,0	65,0	13,6
Génération 1958-1962	De 52 à 56 ans	62,4	62,0	62,0	14,3
Génération 1953-1957	De 57 à 61 ans	62,8	62,0	62,0	7,0
Génération 1948-1952	62 ans et plus	66,0	66,0	65,0	1,2
Total		63,5	64,0	65,0	100,0

*Source* : enquête de suivi « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2015 et enquête « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2014-2015.

*Champ* : répondants (non retraités) à l'enquête de suivi.

D'autres variables sont susceptibles d'influencer la durée de carrière et l'âge envisagé de retraite : le niveau de diplôme, le statut d'activité, etc. Les plus diplômés anticipent de travailler jusqu'à un âge plus élevé (tableau 3) : près de 65 ans si l'on a fait des études longues, environ 63 ans avec ou sans le baccalauréat. A priori, les plus diplômés sont entrés plus tard sur le marché du travail et atteignent donc l'âge du taux plein plus tard que les moins diplômés. On peut aussi imaginer que les plus diplômés occupent des emplois mieux rémunérés, plus intéressants ou moins pénibles, conduisant à des taux de remplacement au moment du départ plus faibles les incitant donc probablement davantage à reporter le départ, à préférences égales.

**Tableau 3. Age envisagé du départ à la retraite et niveau de diplôme**

Niveau de diplôme	Moyenne	Médiane	Mode	Effectif (%)
Sans diplôme	63,1	62,0	60,0	7,1
Inférieur au Baccalauréat	62,6	62,0	62,0	37,3
Baccalauréat	63,3	64,0	65,0	11,7
Supérieur court	64,0	65,0	65,0	18,1
Supérieur Long	64,7	65,0	65,0	25,8
Total	63,5	64,0	65,0	100,0

*Source* : enquête de suivi « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2015 et enquête « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2014-2015.

*Champ* : répondants (non retraités) à l'enquête de suivi.

En moyenne, les indépendants anticipent une durée d'activité légèrement plus longue que la plupart des salariés et des fonctionnaires (tableau 4) : 64,0 ans en moyenne pour les indépendants contre 63,3 ans pour les agents de la fonction publique de l'État ou 63,5 ans pour les salariés du secteur privé. En revanche les réponses des agents relevant de la fonction publique territoriale ou hospitalière sont similaires à celles des indépendants : les premiers peuvent compter davantage de carrières courtes, notamment parmi les contractuels (Bulcourt, 2020) et les seconds comptent une proportion notable de praticiens hospitaliers qui terminent leur carrière assez tardivement (Chataigner, Julliard et Soulat, 2019).

**Tableau 4. Age envisagé de départ à la retraite et statut d'activité**

Statut d'activité	Moyenne	Médiane	Mode	Effectif (%)
Salarié(e) de l'État	63,1	63,0	65,0	13,2
Salarié(e) d'une collectivité locale, des hôpitaux publics ou du	63,8	63,0	65,0	9,5
Salarié(e) d'une entreprise, d'un artisan, d'une association	63,5	64,0	65,0	59,5
Salarié(e) d'un ou plusieurs particuliers	63,6	62,0	60,0	2,5
Chef d'entreprise salarié, PDG, gérant(e) minoritaire, associé(e)	62,9	62,0	65,0	1,7
Indépendant(e) ou à son compte	63,9	64,0	65,0	12,9
Total	63,5	64,0	65,0	100,0

*Source* : enquête de suivi « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2015 et enquête « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2014-2015.

*Champ* : répondants (non retraités) à l'enquête de suivi.

L'objet de notre article est d'étudier plus spécifiquement le lien entre niveau de richesse et âge envisagé de départ à la retraite (tableau 5). Les statistiques descriptives suggèrent que cette relation n'est pas linéaire mais plutôt convexe : en moyenne, on envisage de se retirer plus tard à la fois lorsqu'on est pauvre et lorsqu'on est riche. Il est cependant difficile d'interpréter ces statistiques puisque de nombreuses caractéristiques individuelles déterminent le patrimoine (âge, revenu, diplôme, catégorie sociale, préférences, etc.). Une analyse multivariée est ici nécessaire pour tester cet effet en « U » de la richesse sur la date de retraite envisagée.

**Tableau 5. Age envisagé de départ à la retraite et niveau de richesse (brute et financière)**

Percentiles de richesse	Effectif	Globale			Financière		
		Moyenne	Médiane	Mode	Moyenne	Médiane	Mode
0-25	247	63,6	64,0	65,0	63,6	64,0	65,0
25-50	349	63,6	65,0	65,0	63,2	63,0	65,0
50-70	369	63,4	64,0	65,0	63,5	64,0	65,0
70-90	589	63,5	63,0	65,0	63,8	64,0	65,0
90-99	372	63,6	64,0	65,0	63,7	63,0	65,0
99-100	130	64,1	63,0	65,0	64,2	65,0	65,0
Total	2 056	63,5	64,0	65,0	63,5	64,0	65,0

*Source* : enquête de suivi « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2015 et enquête « Histoire de vie et patrimoine », Insee, 2014-2015.

*Champ* : répondants (non retraités) à l'enquête de suivi.

### 3. Un effet richesse différencié selon la nature et le montant du patrimoine

Pour confirmer ou non ces effets bruts, nous avons procédé à une série de régressions économétriques sur l'âge envisagé de départ en retraite permettant d'introduire simultanément les facteurs individuels des enquêtés mais aussi certaines caractéristiques de leur ménage. Les dimensions individuelles du répondant retenues sont l'âge, le sexe, la génération, le diplôme, le secteur et le revenu d'activité, les antécédents de santé et de chômage, les préférences vis-à-vis de l'épargne (aversion au risque, préférence pour le présent), la situation professionnelle du conjoint (retraité ou non) ; les caractéristiques du ménage retenues sont le niveau de patrimoine, le niveau et le risque (subjectif) du revenu d'activité, le statut marital et le nombre d'enfants (au domicile ou indépendants). La variable expliquée concerne l'âge envisagé de départ à la retraite et les équations sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Pour mesurer le risque du revenu à partir de la variance subjective du revenu futur du ménage, nous avons repris la méthode déjà rôdée de l'enquête « patrimoine » de 1998 (Arrondel, 2002). Elle

consiste, pour chaque individu, à distribuer cent points entre différentes évolutions possibles (positives et négatives) du revenu du ménage pour les cinq années qui viennent. A partir de cette distribution, il est alors possible de calculer l'espérance et la variance de ce revenu futur anticipé. C'est cette variance que nous utilisons dans les régressions pour mesurer le risque de revenu du ménage. La variable « chômage passé » correspond à l'existence de périodes d'inactivité de six mois ou plus et les « antécédents de santé » indique la présence d'arrêts de travail de longue durée dans la carrière de la personne interrogée.

Le principal problème de ces estimations réside dans le biais d'endogénéité potentiel du patrimoine notamment dû à une causalité inverse. A l'instar de Bloemen (2010), plutôt que de procéder à une méthode de variables instrumentales (les conditions d'exclusion pour l'identification sont mal définies), nous avons opté pour la solution qui consiste à contrôler le plus possible l'hétérogénéité observée en introduisant de nombreuses variables explicatives (notamment les préférences vis-à-vis de l'épargne). Nous faisons l'hypothèse que, conditionnellement à l'ensemble des déterminants introduits, l'hétérogénéité non observée du patrimoine est indépendante de celle liée au retrait du marché du travail. Si cette hypothèse n'est pas vérifiée, l'effet estimé sera néanmoins intéressant mais non causal (Bloemen, 2010). Pour pallier ces problèmes d'estimation, plusieurs définitions de la richesse seront examinées : patrimoine brut, patrimoine net de l'endettement, patrimoine financier et non financier.

### *3.1. Les ménages endettés envisagent de partir plus tard à la retraite*

Le tableau 6 présente une première série de régressions qui se différencient par la nature de la richesse envisagée. L'échantillon concerne près de 1 400 individus n'ayant pas encore pris leur retraite et ayant répondu à l'ensemble des questions du questionnaire de « suivi ».

Comme attendu, l'analyse économétrique confirme qu'on envisage partir plus tard à la retraite, toutes choses égales par ailleurs, si on appartient aux jeunes générations, si l'on est diplômé et si l'on exerce une activité d'indépendant : la génération née après 1977 envisage partir à la retraite plus de trois ans et demi plus tard en moyenne que les générations nées avant 1958 ; avoir fait des études longues retarde l'âge envisagé de départ de presque deux ans par rapport aux personnes qui ont au plus le baccalauréat ; être indépendant induit un report de l'âge envisagé de départ d'une année par rapport aux fonctionnaires de l'État, et d'un peu plus de neuf mois par rapport aux salariés du secteur privé (faiblement significatif). Plus le revenu du travail du ménage est élevé, plus l'âge envisagé du départ à la retraite est précoce (environ six mois de retard pour un écart-type de revenu en moins). Cet effet négatif du revenu du ménage sur l'âge envisagé de départ est confirmé lorsqu'on tient compte du revenu individuel du répondant et lorsqu'on tient compte d'une éventuelle non-linéarité de ces revenus (tableau 7). Par contre, le revenu individuel ne semble pas avoir d'effet significatif sur l'âge envisagé de départ. Ce résultat sur la relation négative entre le revenu du travail du ménage et l'âge de départ du répondant est le signe d'une relation théoriquement ambiguë entre un revenu d'activité élevé (revenu supérieur à la médiane) et une hausse à la fois de la demande de loisirs aussi bien que de la consommation. Ce signe peut être la conséquence de la prise en compte de l'évolution du revenu et de l'incertitude sur ce revenu attendu (approchée *via* une question sur la variabilité attendue du revenu au cours des cinq années à venir) : une incertitude du revenu plus importante a un effet négatif très significatif mais relativement faible

sur le report de l'âge envisagé du départ (une augmentation d'un écart-type de l'incertitude implique trois mois de retard). Cette observation est à rapprocher des âges de départ plus tardif des indépendants et, parmi eux, surtout ceux qui ont les revenus les plus volatils. Par ailleurs, avoir connu des périodes longues de chômage dans le passé retarde l'âge de retraite envisagé (d'environ six mois) ; ne pas avoir d'enfant le retarde également (d'environ dix mois). En revanche, le sexe du répondant, ainsi que les préférences de l'épargnant (l'aversion au risque et la préférence temporelle pour le présent) mesurées par des échelles de *Likert* (0 à 10) n'expliquent pas significativement l'âge envisagé du départ à la retraite.

Toutes choses égales par ailleurs, le niveau de patrimoine brut a un effet positif : disposer d'un patrimoine élevé, à revenu du travail individuel et du foyer donnés, conduit à reporter l'âge envisagé de départ à la retraite, ce qui est contraire à ce que nous dit la théorie du cycle de vie. Cet effet positif de faible ampleur (environ deux mois pour un écart-type de patrimoine brut) est robuste quelle que soit la définition du patrimoine. La décomposition du patrimoine brut entre patrimoine net et endettement indique que disposer d'un patrimoine net plus élevé conduit à reporter très légèrement leur départ. Mais c'est surtout le niveau du capital emprunté restant à rembourser qui entraîne un recul de l'âge envisagé de départ (environ trois mois et demi pour un écart-type d'endettement supplémentaire). La décomposition entre le patrimoine financier et le patrimoine non financier indique que c'est le niveau patrimoine non financier (immobilier et professionnel) qui retarde l'âge envisagé de la retraite, le niveau de patrimoine financier ne semblant pas avoir d'effet significatif. Si l'on décompose la richesse du ménage entre toutes ses composantes (financier, résidence principale, autres logements, patrimoine professionnel) on constate que seul le montant de patrimoine professionnel retarde la retraite envisagée. Si l'on fait de même pour l'endettement (dette sur le logement principal, dettes sur les autres logements, dettes professionnelles, prêts à la consommation), on obtient un effet retard pour le départ uniquement pour l'endettement sur le logement principal et pour les dettes professionnelles. Ce sont donc les propriétaires endettés sur leur résidence principale et les indépendants « aisés » (encore plus s'ils sont endettés) qui envisagent des départs à la retraite tardifs.

Lorsqu'on régresse l'âge envisagé de la retraite en fonction du seul patrimoine brut, on obtient un coefficient de 0,284 ( $t=5,95$ ), ce qui tend à montrer que le biais d'endogénéité est positif et relativement important (le coefficient est de 0,138 dans le tableau 6). Ceci traduit, comme prédit par la théorie, que les individus désirant partir plus tôt épargnent davantage. L'introduction des caractéristiques du ménage permet donc de corriger, au moins en partie, ce biais d'estimation lié aux différents statuts et aux préférences des individus en matière de retraite et d'épargne.

Le tableau 6bis procède aux mêmes régressions mais sur la population des actifs de 45 ans ou plus supposée avoir un niveau de préoccupation plus important pour la retraite que les personnes plus jeunes (Carroll, 1997). La plupart des effets observés précédemment sont conservés. Néanmoins, sur cet échantillon, être une femme augmente l'âge envisagé de départ (d'environ six mois) par rapport aux hommes et que les individus prévoyants, à patrimoine donné, anticipent se retirer plus tôt (entre un et deux mois par « barreau » d'échelle) : la préférence pour le présent joue donc à la fois sur la date de cessation d'activité et sur le montant de patrimoine.

**Tableau 6. Les déterminants de l'âge envisagé de départ à la retraite  
(Population des actifs)**

Variables	Patrimoine brut		Patrimoine net avec endettement		Patrimoine non financier+Patrimoine financier	
	Coef.	t de student	Coef.	t de student	Coef.	t de student
	Constante	59,669	24,27	60,217	24,49	60,059
Age	0,114	3,19	0,112	3,15	0,113	3,15
Sexe : Femme	0,171	1,06	0,182	1,13	0,176	1,09
<b>Génération</b>						
Génération née après 1977	3,724	3,62	3,596	3,50	3,687	3,58
Génération 1973-1977	2,711	3,46	2,608	3,34	2,680	3,43
Génération 1968-1972	1,968	3,19	1,911	3,11	1,944	3,15
Génération 1963-1967	1,437	3,06	1,417	3,02	1,413	3,01
Génération 1958-1962	0,070	0,20	0,064	0,18	0,069	0,20
Génération née avant 1958	0,000		0,000		0,000	
<b>Niveau de patrimoine</b>						
Brut (10E-6)	0,138	2,24				
Net (10E-6)			0,098	1,57		
Endettement (capital restant dû) (10E-6)			1,200	3,33		
Non Financier (10E-6)					0,264	2,41
Financier (10E-6)					0,015	0,14
Revenu individuel (Log.)	0,027	0,92	0,025	0,86	0,027	0,91
Revenu du ménage (Log.)	- 0,360	- 2,48	- 0,397	- 2,73	- 0,389	- 2,65
Conjoint à la retraite	0,277	0,91	0,322	1,06	0,257	0,84
Variance du revenu/ revenu (10E-3)	0,133	2,94	0,085	1,78	0,136	3,01
Appréhension pour le risque (échelle 0 à 10)	- 0,008	- 0,20	- 0,008	- 0,22	- 0,011	- 0,29
Prévoyant (échelle 0 à 10)	- 0,051	- 1,36	- 0,053	- 1,42	- 0,054	- 1,42
<b>Niveau de diplôme</b>						
Sans diplôme	0,000		0,000		0,000	
Inférieur au Baccalauréat	- 0,249	- 0,63	- 0,248	- 0,63	- 0,245	- 0,62
Baccalauréat	0,263	0,59	0,244	0,55	0,264	0,59
Supérieur court	0,837	1,99	0,858	2,05	0,856	2,04
Supérieur Long	1,920	4,69	1,944	4,76	1,930	4,72
<b>Secteur d'activité</b>						
Salarié(e) de l'Etat	0,000		0,000		0,000	
Salarié(e) d'une collectivité locale, des hôpitaux publics ou du secteur public social et médicosocial	0,722	2,04	0,722	2,05	0,720	2,04
Salarié(e) d'une entreprise, d'un artisan, d'une association	0,331	1,40	0,328	1,39	0,331	1,40
Salarié(e) d'un ou plusieurs particuliers	0,686	0,98	0,717	1,03	0,684	0,98
Chef d'entreprise salarié, PDG, gérant(e) minoritaire, associé(e)	0,529	0,99	0,427	0,80	0,446	0,83
Indépendant(e) ou à son compte	1,115	3,86	1,043	3,61	1,105	3,82
<b>Statut marital</b>						
Célibataire	0,000		0,000		0,000	
Marié(e)	0,135	0,65	0,145	0,69	0,129	0,62
Veuf(ve)	0,061	0,09	0,138	0,21	0,078	0,12
Divorcé(e)	0,014	0,05	0,002	0,01	0,014	0,05
<b>Nombre d'enfants au domicile</b>						
Pas d'enfant	0,000		0,000		0,000	
Un enfant	- 0,700	- 2,48	- 0,728	- 2,59	- 0,714	- 2,53
Deux enfants	- 0,811	- 3,12	- 0,833	- 3,21	- 0,819	- 3,15
Trois enfants	- 0,718	- 2,38	- 0,769	- 2,55	- 0,729	- 2,41
Quatre enfants ou plus	- 0,762	- 2,08	- 0,837	- 2,28	- 0,783	- 2,13
<b>Antécédents de santé</b>	1,094	1,30	1,133	1,35	1,138	1,35
<b>Chômage passé</b>	0,540	2,21	0,559	2,30	0,530	2,17
R2	0,148		0,153		0,149	
Nombre d'observations	1381		1381		1381	

*Échantillon retenu* : population des actifs.

*Note de lecture* : être titulaire d'un diplôme « Supérieur Long » retarde l'âge de retraite de 1,92 années par rapport à ne pas avoir de diplôme (colonne 2).

**Tableau 6bis. Les déterminants de l'âge envisagé de départ à la retraite  
(Population des actifs de 45 ans et plus)**

Variables	Patrimoine brut		Patrimoine net avec endettement		Patrimoine non financier+Patrimoine financier	
	Coef.	t de student	Coef.	t de student	Coef.	t de student
Constante	51,561	14,50	52,247	14,81	52,323	14,61
Age	0,244	4,55	0,239	4,49	0,238	4,43
Sexe : Femme	0,535	2,81	0,567	2,99	0,545	2,86
<b>Génération</b>						
Génération 1968-1972	3,195	4,02	3,107	3,95	3,109	3,91
Génération 1963-1967	2,745	4,52	2,697	4,48	2,672	4,40
Génération 1958-1962	0,801	2,05	0,784	2,02	0,775	1,98
Génération née avant 1958	0,000		0,000		0,000	
<b>Niveau de patrimoine</b>						
Brut (10E-6)	0,134	2,37				
Net (10E-8)			0,018	1,57		
Endettement (capital restant dû) (10E-6)			1,440	4,24		
Non Financier (10E-6)					0,075	2,69
Financier (10E-8)					0,061	0,06
Revenu individuel (Log.)	0,002	0,07	0,001	0,03	0,002	0,06
Revenu du ménage (Log.)	- 0,296	- 1,78	- 0,329	- 2,00	- 0,332	- 1,98
Conjoint à la retraite	0,012	0,04	0,058	0,19	- 0,011	- 0,04
Variance du revenu/ revenu (10E-3)	0,108	2,47	0,046	1,01	0,113	2,60
Appréhension pour le risque (échelle 0 à 10)	0,035	0,83	0,034	0,80	0,031	0,72
Prévoyant (échelle 0 à 10)	- 0,111	- 2,57	- 0,113	- 2,63	- 0,114	- 2,64
<b>Niveau de diplôme</b>						
Sans diplôme	0,000		0,000		0,000	
Inférieur au Baccalauréat	0,084	0,20	0,086	0,20	0,096	0,23
Baccalauréat	0,575	1,16	0,528	1,07	0,582	1,18
Supérieur court	1,196	2,60	1,222	2,68	1,231	2,68
Supérieur Long	2,480	5,55	2,543	5,74	2,505	5,61
<b>Secteur d'activité</b>						
Salariée de l'Etat	0,000		0,000		0,000	
Salarié(e) d'une collectivité locale, des hôpitaux publics ou du secteur public social et médico-social	0,548	1,32	0,583	1,41	0,548	1,32
Salarié(e) d'une entreprise, d'un artisan, d'une association	0,327	1,19	0,339	1,25	0,328	1,20
Salarié(e) d'un ou plusieurs particuliers	0,084	0,08	0,104	0,10	0,067	0,07
Chef d'entreprise salarié, PDG, gérant(e) minoritaire, associé(e)	0,607	1,07	0,477	0,85	0,481	0,84
Indépendant(e) ou à son compte	1,269	3,92	1,201	3,73	1,265	3,91
<b>Statut marital</b>						
Célibataire	0,000		0,000		0,000	
Marié(e)	0,212	0,78	0,256	0,95	0,202	0,74
Veuf(ve)	- 0,239	- 0,38	- 0,106	- 0,17	- 0,217	- 0,34
Divorcé(e)	0,088	0,26	0,092	0,27	0,088	0,26
<b>Nombre d'enfants au domicile</b>						
Pas d'enfant	0,000		0,000		0,000	
Un enfant	- 0,765	- 2,08	- 0,803	- 2,20	- 0,801	- 2,17
Deux enfants	- 0,926	- 2,75	- 0,973	- 2,91	- 0,947	- 2,81
Trois enfants	- 0,694	- 1,90	- 0,791	- 2,17	- 0,718	- 1,96
Quatre enfants ou plus	- 0,639	- 1,55	- 0,771	- 1,88	- 0,683	- 1,66
<b>Antécédents de santé</b>	1,401	1,62	1,477	1,72	1,465	1,70
<b>Chômage passé</b>	0,468	1,67	0,500	1,80	0,452	1,61
R2	0,244		0,285		0,246	
Nombre d'observations	798		798		798	

*Échantillon retenu* : population des actifs de 45 ans et plus.

*Note de lecture* : être titulaire d'un diplôme « Supérieur Long » retarde l'âge de retraite de 2,48 années par rapport à ne pas avoir de diplôme (colonne 2).

**Tableau 6ter. Les déterminants de l'âge envisagé de départ à la retraite  
(Non linéarité du patrimoine)**

Variables	Patrimoine brut		Patrimoine net avec endettement		Patrimoine non financier+Patrimoine	
	Coef.	t de student	Coef.	t de student	Coef.	t de student
Constante	58,755	23,38	59,125	23,69	59,867	24,02
Age	0,115	3,22	0,117	3,27	0,107	2,98
Sexe : Femme	0,155	0,95	0,153	0,95	0,155	0,96
<b>Génération</b>						
Génération née après 1977	3,656	3,54	3,534	3,43	3,455	3,34
Génération 1973-1977	2,677	3,41	2,581	3,30	2,537	3,24
Génération 1968-1972	1,970	3,19	1,925	3,13	1,834	2,97
Génération 1963-1967	1,446	3,07	1,447	3,08	1,330	2,82
Génération 1958-1962	0,057	0,16	0,075	0,22	0,028	0,08
Génération née avant 1958	0,000		0,000		0,000	
<b>Niveau de patrimoine</b>						
0-25	0,000		0,000		0,000	
25-50	- 0,215	- 0,63	- 0,391	- 1,25	- 0,622	- 1,90
50-70	- 0,587	- 1,73	- 0,608	- 1,84	- 0,705	- 2,10
70-90	- 0,599	- 1,72	- 0,889	- 2,65	- 0,613	- 1,83
90-99	- 0,613	- 1,57	- 0,655	- 1,74	- 0,983	- 2,65
99-100	0,178	0,34	- 0,347	- 0,66	- 0,275	- 0,50
Endettement (capital restant dû) (10E-6)			1,160	3,18		
Patrimoine Non Financier (10E-6)					0,228	2,07
Revenu individuel (Log.)	0,030	1,04	0,024	0,82	0,028	0,96
Revenu du ménage (Log.)	- 0,256	- 1,65	- 0,282	- 1,87	- 0,299	- 1,97
Conjoint à la retraite	0,228	0,74	0,285	0,93	0,281	0,91
Variance du revenu/ revenu (10E-3)	0,122	2,68	0,075	1,56	0,123	2,71
Appréhension pour le risque (échelle 0 à 10)	0,001	0,04	0,001	0,03	- 0,003	- 0,08
Prévoyant (échelle 0 à 10)	- 0,040	- 1,06	- 0,040	- 1,05	- 0,041	- 1,09
<b>Niveau de diplôme</b>						
Sans diplôme	0,000		0,000		0,000	
Inférieur au Baccalauréat	- 0,202	- 0,51	- 0,162	- 0,41	- 0,163	- 0,41
Baccalauréat	0,309	0,69	0,329	0,74	0,386	0,86
Supérieur court	0,915	2,16	0,987	2,34	0,978	2,32
Supérieur Long	1,993	4,82	2,064	5,02	2,060	4,98
<b>Secteur d'activité</b>						
Salariée de l'Etat	0,000		0,000		0,000	
Salarié(e) d'une collectivité locale, des hôpitaux publics ou du secteur public social et médico-social	0,726	2,06	0,698	1,98	0,728	2,06
Salarié(e) d'une entreprise, d'un artisan, d'une association	0,348	1,47	0,347	1,47	0,365	1,54
Salarié(e) d'un ou plusieurs particuliers	0,710	1,01	0,749	1,07	0,776	1,11
Chef d'entreprise salarié, PDG, gérant(e) minoritaire, associé(e)	0,740	1,40	0,655	1,23	0,467	0,86
Indépendant(e) ou à son compte	1,205	4,11	1,120	3,83	1,189	4,07
<b>Statut marital</b>						
Célibataire	0,000		0,000		0,000	
Marié(e)	0,174	0,83	0,211	1,00	0,152	0,72
Veuf(ve)	- 0,094	- 0,14	0,027	0,04	0,080	0,12
Divorcé(e)	- 0,035	- 0,11	- 0,044	- 0,14	0,003	0,01
<b>Nombre d'enfants au domicile</b>						
Pas d'enfant	0,000		0,000		0,000	
Un enfant	- 0,661	- 2,34	- 0,727	- 2,59	- 0,728	- 2,58
Deux enfants	- 0,748	- 2,85	- 0,809	- 3,11	- 0,843	- 3,24
Trois enfants	- 0,670	- 2,20	- 0,739	- 2,45	- 0,807	- 2,67
Quatre enfants ou plus	- 0,726	- 1,97	- 0,852	- 2,32	- 0,830	- 2,25
<b>Antécédents de santé</b>	1,002	1,19	1,163	1,38	1,019	1,21
<b>Chômage passé</b>	0,491	2,00	0,494	2,02	0,460	1,87
R2		0,150		0,158		0,155
Nombre d'observations		1381		1381		1381

*Échantillon retenu* : population des actifs.

*Note de lecture* : être titulaire d'un diplôme « Supérieur Long » retarde l'âge de retraite de 1,99 années par rapport à ne pas avoir de diplôme (colonne 2).



### *3.2. Un effet richesse non linéaire : un âge envisagé de départ à la retraite plus tardif chez les « pauvres » et chez les « riches »*

La série de régressions du tableau 6ter cherche à mettre en évidence une potentielle discontinuité dans l'effet du niveau de patrimoine comme semblait le montrer les statistiques descriptives du tableau 5. Nous avons donc introduit les différentes variantes du patrimoine en quantiles de richesse : 1<sup>er</sup> quartile, 2<sup>ème</sup> quartile, 3<sup>ème</sup> quintile, 10<sup>ème</sup> décile à l'exception du dernier centile, 1%. Les quantiles sont construits à partir de la population totale et non à partir de l'échantillon. Par construction du plan de sondage, ce dernier groupe comprend donc plus de 1% de l'échantillon puisque les plus riches sont sur-échantillonné (cf. tableau 5).

Ces régressions mettent en évidence un comportement très spécifique des répondants dont le patrimoine du ménage appartient au dernier centile de patrimoine et celui de ceux faisant partie du premier quartile : quelle que soit la définition de la richesse, on anticipe se retirer plus tard du marché du travail lorsqu'on est relativement pauvre en patrimoine (premier quartile) que lorsque l'on se situe entre le 25<sup>e</sup> et le 99<sup>e</sup> centile ; de même, les 1% présentent un âge envisagé de départ plus élevé que les niveaux intermédiaires. Avec la spécification retenant le patrimoine net, les « riches » et les « pauvres » se retirent entre sept et onze mois plus tard (respectivement entre huit mois et une année avec le patrimoine financier). L'effet richesse sur la décision de retrait du marché du travail n'est donc pas linéaire, le niveau de patrimoine relativement très élevé des riches expliquant l'effet positif obtenue dans les régressions initiales (tableaux 6 et 6bis). L'effet quantitatif est néanmoins relativement faible, toujours inférieur à une année de travail en moins pour les niveaux de richesse intermédiaire (de la médiane au dixième décile de patrimoine).

En résumé, trop peu de patrimoine retarde bien le départ anticipé, mais faire partie du centile supérieur induit aussi un retrait plus tardif. Ces reports de départ sont évidemment de nature différente. Les « plus pauvres » désirent vraisemblablement maintenir leur niveau de vie durant la retraite avec leur pension. Les « plus riches » ont sans doute d'autres motifs : intérêt au travail notamment pour les indépendants, altruisme intergénérationnel, etc. (Menchik et David, 1983).

Des variables concernant les transferts intergénérationnels et la richesse des parents pour expliquer l'âge envisagé de départ à la retraite sont introduites dans une dernière série de régressions (tableau 7) : réception d'un héritage ou d'une donation et composition du patrimoine des parents. Dans la troisième colonne, nous avons également ré-estimé le modèle uniquement sur l'échantillon des ménages appartenant aux catégories intermédiaires de patrimoine (exclusion faite des ménages dont le patrimoine appartient aux 25% des plus démunis ou au 1% des plus riches).

L'introduction de ces variables cherche à capter les effets (réalisés ou attendus) des éventuels transferts intergénérationnels de richesse qui, par rapport au patrimoine du ménage, sont exogènes. En d'autres termes, on pourrait imaginer qu'avoir hérité de son patrimoine plutôt que l'avoir accumulé soi-même, pourrait, à montant donné, ne pas avoir le même effet sur l'âge envisagé du départ : le patrimoine hérité pourrait permettre de maintenir le niveau de vie à la retraite indépendamment de l'effort d'épargne. Pour autant, aucune de ces variables n'est statistiquement significative pour expliquer l'âge de départ envisagé à la retraite, les effets des autres variables n'étant que très peu modifiés et confirmant donc la robustesse des conclusions précédentes. Seule la présence d'assurance-vie dans le patrimoine des parents sur l'échantillon des patrimoines intermédiaires avance l'âge envisagé de départ (de cinq mois environ) confirmant le rôle des

variables de richesse dans la prise de décision de se retirer précocement du marché du travail pour ce groupe de population.

**Tableau 7. Les déterminants de l'âge envisagé de départ à la retraite  
(Prise en compte de variable de transfert intergénérationnel)**

Variables	Patrimoine net avec endettement		Patrimoine net avec endettement		Patrimoine net avec endettement (sans le 1er quartile et le dernier centile de richesse)	
	Coef.	t de student	Coef.	t de student	Coef.	t de student
Constante	58,969	23,55	56,595	26,14	62,220	20,72
Age	0,117	3,27	0,114	3,17	0,082	2,02
Sexe : Femme	0,159	0,98	0,146	0,90	0,219	1,30
<b>Génération</b>						
Génération née après 1977	3,606	3,50	3,528	3,42	3,057	2,67
Génération 1973-1977	2,656	3,39	2,608	3,32	2,212	2,53
Génération 1968-1972	1,948	3,16	1,916	3,10	1,644	2,42
Génération 1963-1967	1,494	3,17	1,466	3,10	1,438	2,80
Génération 1958-1962	0,096	0,27	0,107	0,30	0,163	0,43
Génération née avant 1958	0,000		0,000		0,000	
<b>Niveau de patrimoine</b>						
0-25	0,000		0,000			
25-50	- 0,405	- 1,29	- 0,425	- 1,33	0,000	
50-70	- 0,635	- 1,90	- 0,650	- 1,88	- 0,119	- 0,46
70-90	- 0,906	- 2,66	- 0,915	- 2,60	- 0,322	- 1,22
90-99	- 0,685	- 1,78	- 0,721	- 1,84	0,008	0,03
99-100	- 0,388	- 0,72	- 0,466	- 0,87		
Endettement (capital restant dû) (10E-6)	1,140	3,12	1,130	3,07	0,625	1,11
<b>Héritage ou donation (reçu:1)</b>	0,173	1,04	0,176	1,05	0,118	0,69
Patrimoine parent: valeurs mobilières (présence:1)	0,251	1,11	0,263	1,16	0,277	1,17
Patrimoine parent: assurances-vie (présence:1)	- 0,301	- 1,60	- 0,294	- 1,56	- 0,372	- 1,89
Patrimoine parent: outil de travail (présence:1)	- 0,167	- 0,96	- 0,173	- 1,00	- 0,238	- 1,33
Revenu individuel (Log.)	0,025	0,86	0,019	0,67	0,036	1,15
Revenu du ménage (Log.)	- 0,270	- 1,78			- 0,448	- 2,47
Revenu inférieur à 25000 €			0,000			
Revenu entre 25000 et 35000 €			-0,097	- 0,31		
Revenu entre 35000 et 50000 €			- 0,154	- 0,52		
Revenu entre 50000 et 75000 €			- 0,375	- 1,19		
Revenu supérieur à 75000 €			- 0,395	- 1,17		
Conjoint à la retraite	0,316	1,03	0,314	1,02	0,202	0,60
Variance du revenu/ revenu (10E-3)	0,076	1,57	0,055	1,18	0,150	2,25
Appréhension pour le risque (échelle 0 à 10)	0,001	0,03	0,003	0,08	- 0,034	- 0,86
Prévoyant (échelle 0 à 10)	- 0,037	- 0,98	- 0,037	- 0,97	- 0,086	- 2,15
<b>Niveau de diplôme</b>						
Sans diplôme	0,000		0,000		0,000	
Inférieur au Baccalauréat	-0,188	- 0,48	-0,203	- 0,51	-0,263	- 0,60
Baccalauréat	0,326	0,73	0,302	0,67	0,227	0,46
Supérieur court	0,972	2,30	0,948	2,24	1,041	2,26
Supérieur Long	2,026	4,90	1,992	4,79	2,206	4,84
<b>Secteur d'activité</b>						
Salariée de l'Etat	0,000		0,000		0,000	
Salarié(e) d'une collectivité locale, des hôpitaux publics ou du secteur public social et médico-social	0,720	2,04	0,712	2,02	0,665	1,80
Salarié(e) d'une entreprise, d'un artisan, d'une association	0,360	1,52	0,352	1,48	0,616	2,53
Salarié(e) d'un ou plusieurs particuliers	0,843	1,20	0,853	1,22	1,034	1,35
Chef d'entreprise salarié, PDG, gérant(e) minoritaire, associé(e)	0,697	1,31	0,711	1,33	0,594	0,94
Indépendant(e) ou à son compte	1,155	3,95	1,152	3,91	1,169	3,82
<b>Statut marital</b>						
Célibataire	0,000		0,000		0,000	
Marié(e)	0,209	0,99	0,200	0,94	0,314	1,46
Veuf(ve)	- 0,013	- 0,02	0,002	-	0,257	0,31
Divorcé(e)	- 0,064	- 0,21	- 0,046	- 0,15	- 0,081	- 0,25
<b>Nombre d'enfants au domicile</b>						
Pas d'enfant	0,000		0,000		0,000	
Un enfant	- 0,724	- 2,57	- 0,742	- 2,63	- 0,596	- 2,01
Deux enfants	- 0,815	- 3,13	- 0,828	- 3,16	- 0,696	- 2,56
Trois enfants	- 0,763	- 2,52	- 0,784	- 2,58	- 0,544	- 1,73
Quatre enfants ou plus	- 0,853	- 2,32	- 0,874	- 2,36	- 0,497	- 1,27
<b>Antécédents de santé</b>	1,156	1,37	1,172	1,38	1,466	1,46
<b>Chômage passé</b>	0,483	1,97	0,499	2,03	0,550	2,04
R2		0,154		0,160		0,173
Nombre d'observations		1381		1381		1183

*Échantillon retenu* : population des actifs.

*Note de lecture* : être titulaire d'un diplôme « Supérieur Long » retarde l'âge de retraite de 2,03 années par rapport à ne pas avoir de diplôme (colonne 2).

L'introduction du revenu du ménage sous forme non linéaire (3<sup>ème</sup> colonne) lui fait perdre sa significativité mais la tendance reste négative, un revenu élevé diminuant la durée d'activité anticipée : la spécification logarithmique, de par la distribution du revenu dans la population, est sans doute plus satisfaisante. Enfin, la restriction de l'analyse économétrique aux seuls niveaux intermédiaires de patrimoine net (4<sup>ème</sup> colonne) confirme l'absence d'effet du niveau de richesse sur la durée d'activité au sein de cette population.

#### 4. Conclusion

La plupart des études empiriques montrent que l'effet du niveau de patrimoine du ménage sur l'âge anticipé du départ à la retraite est en général de faible ampleur, voire nul, en faveur d'un âge de départ précoce. A partir de données originales collectées par l'Insee en 2015 (enquête « Histoire de vie et patrimoine »), nous mesurons, dans cet article, cet effet richesse pour la population française. Il s'agit plus précisément de tester l'impact du patrimoine du ménage sur l'âge *envisagé* du départ à la retraite des individus interrogés dans l'enquête.

L'âge envisagé moyen est de 63 ans et 7 mois ; un tiers des Français anticipe prendre sa retraite à 65 ans et 20 % à 62 ans. Cet âge est lié à la génération dont dépendent les droits à la retraite et les conditions de liquidation de ces droits, mais aussi à d'autres caractéristiques individuelles dont le niveau de patrimoine.

Le travail économétrique aboutit à deux conclusions principales. Tout d'abord, l'effet richesse dépend de la nature du patrimoine envisagé (brut, net avec endettement ou financier) : ainsi le niveau d'endettement du ménage pousse les individus (accédants à la propriété et indépendants) à envisager de se retirer plus tard du marché du travail. Ensuite, il apparaît qu'on envisage un retrait plus tardif lorsqu'on est relativement pauvre en patrimoine (quartile inférieur) et lorsqu'on est relativement riche (1%) : l'effet richesse n'est donc pas linéaire. En d'autres termes, un patrimoine faible ou un patrimoine élevé retarde l'âge de départ envisagé. L'effet mesuré est néanmoins relativement faible, toujours inférieur à une année d'activité en moins pour les niveaux de fortune intermédiaires. La prise en compte de différentes mesures du patrimoine – brut, net avec endettement et financier – ne modifie que peu les conclusions. Ces durées d'activité plus longues s'expliquent différemment pour les deux extrêmes : vraisemblablement pour des raisons de niveau de vie pour les plus pauvres ; sans doute pour d'autres motifs pour les plus riches (intérêt au travail notamment pour les indépendants, altruisme intergénérationnel, etc.).

La principale limite de ces estimations réside dans le biais d'endogénéité (positif) potentiel du patrimoine lié principalement à une causalité inverse : c'est parce qu'on veut se retirer plus tôt qu'on accumule davantage. Notre travail économétrique, à visée plutôt descriptive, n'a pas cherché à corriger complètement ce biais par une méthode économétrique appropriée pour mesurer un effet causal : les conditions d'exclusion pour l'identification sont théoriquement mal définies et la taille de l'échantillon est relativement faible. L'objectif principal était simplement de contrôler le plus possible l'hétérogénéité observée en introduisant de nombreuses variables explicatives pour mesurer la corrélation entre l'âge envisagé de départ à la retraite des individus et leur patrimoine, toutes choses égales par ailleurs. Déterminer le sens causal est donc un des prolongements possibles à cette étude.

## Bibliographie

- Arrondel L. (2002), « Risk Management and Wealth Accumulation Behavior in France », *Economics Letters*, vol. 74, n°2, pp. 187-194.
- Arrondel, L., L. Bartiloro, P. Fessler, P. Lindner, T. Y. Mathä, C. Rampazzi, F. Savignac, T. Schmidt, M. Schurz and P. Vermeulen (2016), « How do households allocate their assets ? Stylised facts from the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey », *International Journal of Central Banking*, 12(2), pp. 129-220.
- Arrondel, L., J.-B. Delbos, D. Durant, C. Pfister et L. Soulat (2020), « Pension anticipée et épargne financière des ménages », *Revue de l'OFCE*, 2020/6 (170), pp. 227 à 259.
- Albert, C., N. Grave et J.-B. Oliveau (2008), « Surcote : les raisons d'un échec relatif », *Retraite et société*, vol. 54, no. 2, pp. 33-63.
- Aubert, P. (2009), « Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ en retraite des salariés du secteur privé. Une évaluation de l'impact de la réforme de 1993 », *INSEE – Série de documents de travail du CREST*, n°2009-21.
- Aubert P., C. Duc et B. Ducoudré (2012), « Projeter l'impact des réformes des retraites sur les sorties d'activité : une illustration par le modèle PROMESS », *Revue française des affaires sociales*, 2012/4 - n° 4, pp. 84-105.
- Bachelet, M., M. Beffy et D. Blanchet (2011), « Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles », *Document de travail Insee*, G2011/08.
- Benallah, S. (2010), « La surcote modifie-t-elle les comportements de départ en retraite ? », Séminaire scientifique du Forum retraite de la Caisse des Dépôts.
- Blanchet, D. et T. Debrand (2007), « Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne », *IRDES working paper*, document de travail n°1.
- Blanchet, B. et R. Mahieu (2001), « Une analyse micro-économétrique des comportements de retrait d'activité », *Revue d'économie politique*, numéro hors-série, Épargne et Retraite, pp. 9-31.
- Bloemen, H., (2011), “The Effect of Private Wealth on the Retirement Rate: An Empirical Analysis”, *Economica*. 78, pp. 637-655.
- Bommier, A., T. Magniac et M. Roger (2001), « Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques », *Revue française d'économie*, Volume 16 (1), pp. 79-124.
- Börsch-Supan, A. (2000), “Incentive Effects of the Social Security on Labor Force Participation: Evidence in Germany and across Europe”, *Journal of Public Economics*, Volume 78, Issues 1–2, 2000, pp. 25-49,
- Börsch-Supan, A. (2001), “Incentive Effects of Social Security Under an Uncertain Disability Option”, NBER Chapters, in: *Themes in the Economics of Aging*, pp. 281-310, National Bureau of Economic Research, Inc. .
- Börsch-Supan, A., R. Schnabel, S. Kohnz et G. Mastrobuoni (2004), "Micro-Modeling of Retirement Decisions in Germany”, NBER Chapters, in *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, pp. 285-344.
- Bozio, A. (2007), « Une évaluation de la réforme française de 1993 », in F. Legros (eds.), *Les retraites, Libres opinions d'experts européens*, *Economica*, Paris, 49-56.
- Bozio A. (2008), “How Elastic is the Response of the Retirement-Age Labor Supply?”, in Fenge R., de Menil G. et Pestieau P. (eds.), *Pension strategies in Europe and the United States*, MIT Press, 37-85.

- Bozio, A. (2011), « La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance », *Économie et statistique*, n°441-442, pp. 39-53.
- Brown, J., C. Coile, et S. Weisbenner (2010), « The effect of Inheritance Receipt on Retirement », *Review of Economics and Statistics*, 92, pp. 425-434.
- Bulcourt, M. (2020), « Étude d'impact de modifications paramétriques du régime de retraite complémentaire Ircantec : une analyse sur cas types », *Questions Politiques Sociales – Les cahiers*, n°8, septembre.
- Carroll, C. D. (1997), « Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis », *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp. 1–55.
- Cazenave-Lacrouts, M.-C., D. Guillas, G. Lebrault et B. Mordier (2019), « 10 % des ménages détiennent près de la moitié du patrimoine total », *Insee focus*, n°176.
- Chataigner, N., S. Julliard et L. Soulat (2019), « L'emploi dans la fonction publique hospitalière », *Questions Politiques Sociales – Les études*, n°28, octobre.
- Debrand, T. et N. Sirven (2009), « Quelles sont les motivations des départs à la retraite en Europe : situation personnelle, familiale, professionnelle ou rôle de la protection sociale ? », *Document de travail* n° 26, Irdes, juin.
- Diamond, P.A. et J.A. Hausman (1984), « Individual retirement and savings behavior », *Journal of Public Economics*, vol. 23(1-2), pages 81-114.
- DREES (2021), « *Les retraités et les retraites* », édition 2021.
- Farnham M. et P. Sevak, (2016), "Housing Wealth and Retirement Timing", *CESifo Economic Studies*, vol. 62(1), pp. 26-46.
- Guiso, L., T. Jappelli et M. Padula (2009), "Pension Risk, Retirement Saving and Insurance", *CSEF Working Papers* 223, Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), University of Naples, Italy.
- Menchik, P.L., David, X. (1983), « Income distribution, lifetime savings, and bequests », *American Economic Review*, vol. 73, 672–690.
- Ondrich J. et A. Falevich, (2016), "The Great Recession, Housing Wealth, and the Retirement Decisions of Older Workers", *Public Finance Review*, 44, (1), pp. 109-131
- Samwick, A. (1998), "New Evidence on Pensions, Social Security and the Timing of Retirement", *Journal of Public Economics*, 70, pp. 207-38.
- Siegrist, J. (1996), "Adverse Health Effects of High-Effort/Low-Reward Conditions", *Journal of Occupational Health Psychology*, 1(1), pp. 27–41.
- Stock, J. et Wise, D. A. (1990), "Pension, the option value of work and retirement", *Econometrica*, vol. 58, n° 5, pp. 1151-1180.
- Van Ooijen, R., Mastrogiacomo, M. et Euwals, R. (2010), "Private Wealth and Planned Early Retirement: A Panel Data Analysis for the Netherlands 1994-2009", Netspar Discussion Paper No. 10/2010-075.