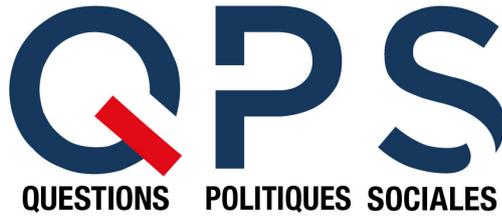


11 – Juin 2024



**Les Cahiers**  
Grand âge et santé

# **Anticipation du risque de dépendance et patrimoine**

Luc Arrondel – Paris School of Economics (PSE), CNRS

Ronan Mahieu – Direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts (CDC)

Laurent Soulat – Direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts (CDC)

*Thématique : perte d'autonomie.*



## Anticipation du risque de dépendance et patrimoine

Luc Arrondel – Paris School of Economics (PSE), CNRS  
Ronan Mahieu – Direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts (CDC)  
Laurent Soulat – Direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts (CDC)

Juin 2024

Les auteurs remercient Sergio Perelman, Pierre Pestieau et Jérôme Schoenmaeckers pour leurs remarques. Cette recherche a bénéficié du soutien de l'axe « Économie publique et redistribution » du Cepremap. L'Institut Europlace de Finance (IEF) a également soutenu financièrement ce travail. Cet article a été présenté lors de l'édition 2023 du colloque « Retraite et vieillissement » organisé par la Chaire ESoPS de l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, l'Institut des politiques publiques et la Caisse des Dépôts.

Correspondance : Laurent Soulat, Caisse des Dépôts, Direction des politiques sociales, 12 avenue Pierre Mendès France 75914 Paris Cedex 13 ; email : [laurent.soulat@caissedesdepots.fr](mailto:laurent.soulat@caissedesdepots.fr), téléphone : +33 (0)6 07 53 89 35.

*Questions Politiques Sociales – Les cahiers* reflètent les idées de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Caisse des Dépôts ni celle des régimes et fonds qu'elle gère. Ce document est disponible sur le site internet de la Direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts <http://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/>.

*Questions Politiques Sociales – Les cahiers* reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Caisse des Dépôts or the schemes and funds managed. This document is available on the Direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts website <http://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/>.



## Anticipation du risque de dépendance et patrimoine

### Résumé court :

Les gains importants d'espérance de vie aux âges élevés enregistrés au cours des décennies écoulées, conjugués avec l'arrivée au grand âge des générations du baby-boom, laissent anticiper une croissance rapide des coûts de prise en charge de la dépendance. Cette perspective alimente les débats sur le mode de financement souhaitable de la perte d'autonomie : en l'absence d'une couverture assurantielle suffisamment large et compte tenu de la difficulté à évaluer tant la probabilité de devenir un jour dépendant que les coûts associés, les ménages sont susceptibles de mal anticiper leur effort d'épargne.

Le présent article s'inscrit dans cette problématique : en mobilisant les données de la vague 2020 de l'enquête PatÉr, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure les ménages modulent effectivement leur effort d'épargne en fonction de leur estimation de la probabilité de perdre un jour leur autonomie de santé. A cet effet, nous estimons le patrimoine du ménage en fonction de l'auto-évaluation du risque de devenir un jour dépendant (toutes choses égales par ailleurs, notamment l'état déclaré de santé). Nous recourons notamment à une méthode de variable instrumentale afin de tenir compte de la possible endogénéité du risque anticipé de dépendance (on accumule moins si on est en mauvaise santé, et le fait de disposer d'un patrimoine plus faible peut avoir une incidence sur l'état de santé et l'anticipation du risque de dépendance). Nos résultats montrent bien que plus on anticipe un risque de dépendance élevé, plus on accumule du patrimoine : calculé au risque de dépendance moyen, un écart-type de probabilité en plus induit un patrimoine global supérieur de trois à huit mois de revenu permanent.

### Short abstract:

The significant gains in life expectancy at old ages recorded over the past decades, combined with the arrival of the baby boom generations at old age, suggest a rapid growth in the costs of long-term care. This perspective contributes to the discussions on the suitable mode of financing long-term care: in the absence of sufficient insurance and given the difficulty of evaluating both the probability of becoming dependent and the associated costs, there is a high risk that households miscalibrate their savings effort.

Using data from the 2020 wave of the PatÉr survey, we study whether households modulate their savings effort according to their expected probability to lose their autonomy or not. In this aim, we regress the level of wealth (in years of permanent income) on a self-assessment of the risk of becoming dependent one day, controlling notably for the declared health status. To take into account the possible endogeneity of the expected dependence risk on the household savings (people save less if their health is poor; a low amount of wealth may have a negative impact on health and increase the expected risk of dependence), we use instrumental variable estimation methods, using as an instrument whether respondents have or have not been confronted with the loss of autonomy of a non-family member. Our results confirm that people with a higher self-assessment of the risk of becoming dependent have a higher wealth: measured at the average self-assessed risk, an increase of this risk by one standard deviation is associated with an increase in overall gross wealth by three to eight months of permanent income.

Mots clés : patrimoine, dépendance, anticipations.

Classification JEL : D15, D81, I12, J14.



## Résumé non technique

La perte d'autonomie au grand âge est un risque dont la probabilité d'occurrence est relativement élevée. L'intensité de l'incapacité et surtout sa durée sont toutefois très variables d'un individu à l'autre. Même si ces situations sont rares, certaines personnes vont donc connaître des épisodes de dépendance lourde pendant plusieurs années, lesquelles vont générer des coûts de prise en charge qui excèdent souvent les ressources des ménages concernés et viennent alors ponctionner leur patrimoine.

Dans quelle mesure les individus intègrent-ils ce risque dans leur stratégie patrimoniale ? En d'autres termes, le risque de devenir un jour dépendant les conduit-il à épargner davantage pour, le jour venu, être en mesure de faire face aux coûts de prise en charge de la perte d'autonomie sans solliciter leurs proches ni réduire l'héritage qu'ils espèrent leur laisser ? Ou bien augmentent-ils volontairement leur legs pour compenser financièrement une dépendance éventuelle vis-à-vis de leurs enfants ? Telles sont les questions auxquelles cet article tente de fournir des éléments de réponse empiriques.

A cet effet, l'on cherche à identifier la relation entre le risque de dépendance et le montant de patrimoine. On estime une équation de patrimoine dans laquelle on introduit le risque anticipé de dépendance, en contrôlant par un ensemble de caractéristiques du ménage et par l'état de santé déclaré. L'anticipation d'un risque de dépendance joue a priori positivement en incitant à davantage épargner (par prévoyance, précaution ou volonté de laisser un héritage). En revanche, la réalisation du risque dépendance joue négativement sur le niveau de patrimoine. Le risque de dépendance est toutefois potentiellement endogène : le niveau de richesse du ménage peut influencer son état de santé et par la même son risque de dépendance et l'anticipation de ce risque. Nous proposons de prendre en compte cette endogénéité dans une analyse empirique.

Pour cela, nous mobilisons les données de la vague 2020 de l'enquête PatÉr (PATrimoine et préférences vis-à-vis du TEmps et du Risque) dont le cœur vise à analyser les comportements d'épargne et d'accumulation de patrimoine des ménages Français. La vague 2020 compte également un module relatif aux anticipations et attentes des Français en matière de dépendance. Cette vague a été réalisée auprès d'un échantillon de 3 183 personnes représentatives de la population française de 18 ans et plus. Nous restreignons l'étude aux seuls répondants de 40-79 ans : pour les moins de 40 ans, la perte d'autonomie est probablement une perspective encore trop lointaine pour affecter les stratégies patrimoniales ; l'exclusion des 80 ans et plus est liée au fait que les indicateurs de prévalence de la dépendance, d'un niveau encore limité jusqu'à 79 ans, augmentent très significativement ensuite, elle permet ainsi d'avoir une anticipation du risque de dépendance non polluée par la survenue effective de la dépendance.

Afin de tenir compte de la possible endogénéité du risque anticipé de dépendance sur l'épargne des ménages, nous recourons à une méthode de variables instrumentales. Celle-ci repose sur le fait que l'instrument utilisé joue très significativement sur l'anticipation du risque de dépendance, mais n'a pas d'effet sur le niveau de patrimoine du ménage. Ainsi, dans une première étape, le risque de dépendance anticipé est estimé en fonction d'un ensemble de caractéristiques de l'individu et de l'instrument, puis dans un second temps, le patrimoine du ménage est estimé suivant ces mêmes caractéristiques individuelles et non pas la valeur déclarée du risque de dépendance anticipé mais sa valeur prédite en première étape. Le coefficient associé à la valeur instrumentée peut alors être interprété, sous certaines conditions, comme l'effet causal du risque anticipé de dépendance sur le niveau de patrimoine du ménage. Comme instrument, nous utilisons le fait que les répondants ont été ou non confrontés à la perte d'autonomie d'un proche non-membre de leur famille. Cet instrument est

effectivement fortement corrélé au risque anticipé de dépendance mais ne l'est que très peu avec le niveau de patrimoine du ménage. Nous n'avons pas retenu la situation où l'individu a été confronté à la perte d'autonomie d'un membre de sa famille ces cas étant susceptibles d'affecter le niveau de patrimoine, soit à travers des solidarités financières soit à travers l'héritage.

Nos estimations mettent en évidence un impact du risque anticipé de dépendance sur l'accumulation patrimoniale à la fois plus robuste et plus important lorsqu'on recourt à une approche instrumentale pour tenir compte de la possible endogénéité entre risque anticipé de dépendance et niveau de patrimoine : une hausse d'une unité (sur une échelle de 0 à 10) de la probabilité moyenne anticipée de devenir dépendant (soit un passage de 6 à 7 sur cette échelle) est ainsi associée à une hausse du patrimoine brut global de l'ordre d'un an et deux mois de revenu permanent, et à hauteur de trois mois et demi de revenu permanent pour le seul patrimoine financier. Ces impacts sont tout sauf négligeables et confirment que la perspective de la dépendance est un motif important d'épargner pour les Français. Si on mesure l'effet d'une hausse du risque anticipé de dépendance sur l'accumulation du patrimoine, calculé au risque de dépendance moyen, un écart-type de probabilité en plus du risque de dépendance induit un patrimoine global supérieur de trois à huit mois de revenu permanent.

Indépendamment du risque anticipé de dépendance, d'autres facteurs jouent significativement sur le montant de patrimoine : certains négativement, comme le fait d'avoir un état de santé dégradé ou d'être imprévoyant, d'autres positivement comme l'optimisme (avoir confiance en l'avenir).

## Sommaire

Résumé court.....	3
Short abstract.....	3
Résumé non technique .....	5
Sommaire.....	7
1. Introduction .....	9
2. Patrimoine et dépendance.....	9
2.1. Épargne et longévité .....	10
2.2. Les besoins financiers liés à la dépendance.....	11
3. L'enquête PatÉr et la perception du risque de dépendance .....	13
4. Estimations de l'effet du risque anticipé de dépendance sur le niveau de patrimoine .....	16
4.1. Correction de l'endogénéité du risque de dépendance.....	17
4.2. Résultats .....	20
5. Conclusion .....	22
Bibliographie .....	23
Annexe 1. Les mesures du revenu des ménages, du patrimoine brut global et du patrimoine financier : le recours à de la méthode des résidus simulés .....	25
Annexe 2. Statistiques descriptives des variables explicatives des estimations .....	28
Annexe 3. Tableaux des résultats des régressions .....	29



## 1. Introduction

La perte d'autonomie au grand âge est un risque dont la probabilité d'occurrence est relativement élevée. L'intensité de l'incapacité et surtout sa durée sont toutefois très variables d'un individu à l'autre. Même si ces situations sont rares, certaines personnes vont donc connaître des épisodes de dépendance lourde pendant plusieurs années, lesquelles vont générer des coûts de prise en charge qui excèdent souvent les ressources des ménages concernés et viennent alors ponctionner leur patrimoine.

Dans quelle mesure les individus intègrent-ils ce risque dans leur stratégie patrimoniale ? En d'autres termes, le risque de devenir un jour dépendant les conduit-il à épargner davantage pour, le jour venu, être en mesure de faire face aux coûts de prise en charge de la perte d'autonomie sans solliciter leurs proches ni réduire l'héritage qu'ils espèrent leur laisser ? Ou bien augmentent-ils volontairement leur legs pour compenser financièrement une dépendance éventuelle vis-à-vis de leurs enfants ? Telles sont les questions auxquelles cet article tente de fournir des éléments de réponse empiriques.

A cet effet, l'on cherche à identifier la relation entre le risque de dépendance et le montant de patrimoine. On estime une équation de patrimoine dans laquelle on introduit le risque anticipé de dépendance, en contrôlant par un ensemble de caractéristiques du ménage et par l'état déclaré de santé. L'anticipation d'un risque de dépendance joue a priori positivement en incitant à davantage épargner (par prévoyance, précaution ou volonté de laisser un héritage). En revanche, la réalisation du risque dépendance joue négativement sur le niveau de patrimoine. Le risque de dépendance est toutefois potentiellement endogène si le niveau de richesse d'un individu influence simultanément son état de santé (Michaud et van Soest, 2008). Nous proposons de prendre en compte cette endogénéité dans une analyse empirique.

Pour cela, nous mobilisons les données de la vague 2020 de l'enquête PatÉr (PATrimoine et préférences vis-à-vis du TEmps et du Risque) en recourant à des méthodes d'instrumentation pour tenir compte de la possible endogénéité du risque anticipé de dépendance sur l'épargne des ménages. Comme instrument, nous utilisons le fait que les répondants ont été ou non confrontés à la perte d'autonomie d'un proche non-membre de leur famille.

Dans un premier temps, nous présentons la littérature économique sur la dépendance et le patrimoine. Nous décrivons ensuite les données mobilisées de l'enquête PatÉr 2020. Enfin, nous présentons les estimations économétriques et concluons.

## 2. Patrimoine et dépendance

L'évolution du patrimoine des ménages selon l'âge s'explique théoriquement par trois motifs d'épargne : la prévoyance, la précaution et la transmission (Arrondel et Masson, 2019 ; Gomez et al., 2021). Ces trois motifs sont susceptibles d'être activés dans le cas de la dépendance : prévoyance si on est exposé à un risque de dépendance ; précaution puisqu'il ne s'agit que d'un risque ; transmission puisque la dépendance fait souvent intervenir d'une manière ou d'une autre sa descendance.

## 2.1. Épargne et longévité

Le patrimoine satisfait un motif de consommation différée en aidant à financer les besoins de consommation des vieux jours (épargne de cycle de vie à la Modigliani). L'épargne de précaution correspond au montant accumulé pour s'assurer individuellement contre différents aléas : perte de revenu, chômage, santé, longévité, dépendance... Enfin, le motif de legs explique qu'on accumule pour laisser un héritage à ses enfants. Différents motifs de legs existent : legs accidentel ou de précaution en cas de mort précoce ; legs altruiste pour rapprocher les niveaux de vie entre générations ; legs d'échange qui vise à rémunérer les enfants pour leurs soins et leurs services ; legs rétrospectif qui relie le montant donné au montant reçu.

Le profil de patrimoine d'un ménage sur le cycle de vie dépend à la fois de caractéristiques individuelles et de facteurs institutionnels. Du côté individuel, la dynamique d'accumulation selon l'âge découle du revenu permanent relativement à l'échéancier du revenu, ainsi que des préférences des épargnants. Une forte préférence pour le présent n'incite pas à l'accumulation en début de cycle de vie. Une prudence importante se traduit par une forte épargne de précaution, notamment aux âges jeunes. Enfin, l'altruisme familial conduit à épargner davantage pour léguer un patrimoine à ses enfants, mais également générer des donations inter vivos. Du côté des facteurs institutionnels, on devrait notamment observer une substitution entre droits à la retraite et épargne privée. La position dans le cycle de vie et les motifs d'épargne mais aussi la fiscalité différentielle influencent également le ménage quant à la composition de son patrimoine : acquisition du logement principal, épargne retraite, choix du portefeuille risqué, etc.

Les dynamiques démographiques et économiques actuelles (fort accroissement de l'espérance de vie aux âges élevés jusqu'aux années 2010, croissance économique atone qui pénalise les revenus du travail, difficultés financières de l'État-providence fortement sollicité par une part des plus âgés) sont susceptibles d'affecter via ces mécanismes théoriques les comportements d'épargne. Ces dynamiques ont un impact sur les risques associés à la longévité, c'est-à-dire de se retrouver vieux et démunis :

- les besoins à couvrir sur des vieux jours devenus plus nombreux augmentent, ainsi que le risque de perte d'autonomie, plus important aux âges élevés, et dont les coûts de prise en charge suivent les salaires dans un secteur très utilisateur de main d'œuvre ;
- les pensions versées par les régimes publics obligatoires sont devenues plus incertaines (du fait de la dégradation à venir des taux de remplacement comme de la sous-indexation des retraites), qu'elles soient financées par répartition ou par capitalisation, du fait d'un État-providence moins soutenable ;
- la couverture assurée par la famille est moins efficace : les enfants ne prennent plus guère leurs parents âgés chez eux et les aides financières aux parents se raréfient.

Cet accroissement des risques associés à la longévité pourrait se traduire de deux façons sur les comportements d'épargne. D'une part le désir de se protéger pourrait augmenter le motif de précaution chez les retraités, les amenant à conserver à un âge élevé une épargne substantielle placée dans des actifs peu risqués. D'autre part, la propriété du logement pourrait revêtir de nouveaux attraits, d'abord pour les jeunes générations, si elle était considérée comme une couverture idéale contre l'allongement de la durée de vie et les inquiétudes suscitées par l'avenir de l'État-providence.

## 2.2. Les besoins financiers liés à la dépendance

La perte d'autonomie au grand âge est un risque dont la probabilité d'occurrence est relativement élevée. Toutefois, l'intensité de la perte d'autonomie et surtout sa durée présentent une très grande variabilité d'un individu à l'autre. Même si ces situations sont minoritaires, certains individus vont donc connaître des épisodes de dépendance lourde pendant plusieurs années, lesquels génèrent des coûts de prise en charge qui excèdent le plus souvent les ressources des personnes concernées et viennent lourdement ponctionner leur patrimoine.

Certes, la puissance publique ne laisse pas les personnes dépendantes et leurs familles complètement démunies face aux coûts de prise en charge de la dépendance : qu'elle transite via l'assurance maladie, l'Allocation personnalisée d'autonomie (APA) ou l'aide sociale départementale, la prise en charge publique des coûts liés à la perte d'autonomie est tout à fait significative. Ainsi le compte de la dépendance établi pour l'année 2014 par la Drees montre-t-il qu'environ 69 % des quelques 34 Md€ de dépenses monétaires annuelles de prise en charge de la dépendance étaient financées par la puissance publique, le reste – une dizaine de milliards d'euros – étant à la charge essentiellement des ménages, le financement par les organismes complémentaires demeurant marginal (Darcillon, 2016).

Ces données occultent toutefois une part importante de la réalité de la prise en charge de la dépendance : les 34 Md€ retenus par la Drees pour l'année 2014 n'intègrent que la prise en charge formelle, à savoir les dépenses en institution – qui agrègent au demeurant des dépenses de soins, d'hébergement et de prise en charge de la perte d'autonomie proprement dite – et les dépenses d'intervention de professionnels au domicile des personnes ayant perdu leur autonomie. Or, une fraction importante de la prise en charge de la perte d'autonomie à domicile est assurée par des proches non rémunérés, généralement les conjoints et les enfants : cette aide informelle représenterait d'après les données d'enquête disponibles environ les trois quarts du temps d'aide dont bénéficient les personnes âgées dépendantes à domicile. Bozio, Gramain et Martin (2016) proposent une évaluation du coût de cette aide informelle comprise entre 7 et 11 Md€ par an, mais Gramain, Roquebert et Tenand (2023), retiennent une évaluation bien supérieure, de l'ordre de 23 Md€. Ces évaluations sont nécessairement conventionnelles faute d'un prix incontestable auquel valoriser les heures d'aide informelle. Elles ont néanmoins le mérite de nuancer fortement le message d'un financement public très important de la dépendance : en intégrant la dernière évaluation du coût de l'aide informelle, il apparaît que les ménages supporteraient in fine un peu plus de la moitié du coût total de la prise en charge de la dépendance. Cette situation n'est au demeurant en rien spécifique à la France comme l'ont montré Fontaine, Gramain et Wittwer (2007).

Qui plus est, certaines aides publiques peuvent faire l'objet d'un recours sur succession, de sorte qu'elles n'offrent pas de réelle protection contre le risque de pertes patrimoniales : c'est le cas notamment de l'aide sociale à l'hébergement (ASH) versée par les départements lorsque les ressources de la personne dépendante et celles de ses proches ne permettent pas de faire face aux coûts d'hébergement en Ehpad (établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes). L'ASH intervient en effet de façon subsidiaire, après que le département a fait jouer l'obligation alimentaire en sollicitant les ressources de l'éventuel conjoint ou des enfants de la personne dépendante. Ces caractéristiques expliquent que cette aide ait mauvaise presse et que les familles préfèrent souvent ne pas la solliciter, quitte à assurer elles-mêmes le lourd fardeau de la prise en charge de la perte d'autonomie de leur proche (HCFEA, 2021).

Naturellement, l'implication des proches dans la prise en charge de la perte d'autonomie n'est pas sans conséquences pour eux : elle peut affecter leur santé (notamment lorsque l'aidant est un conjoint lui-même âgé), mais aussi leur situation financière si elle les oblige à renoncer à l'exercice d'une activité professionnelle ou simplement à réduire celle-ci. Le choix de nombreux proches de s'impliquer malgré tout dans la prise en charge quotidienne de la perte d'autonomie doit sans doute beaucoup à des motivations d'ordre affectif. Il est toutefois aussi possible dans certains cas que l'aide informelle soit vue comme le moyen de préserver l'héritage que le recours à une aide professionnelle pourrait venir lourdement ponctionner.

Une littérature assez fournie s'est penchée sur les motivations des personnes apportant de l'aide informelle à leurs proches dépendants, et sur les arbitrages réalisés par les familles entre aide formelle et aide informelle, au regard notamment de la préoccupation de préserver le patrimoine transmissible en cas de perte d'autonomie. Un premier résultat est que l'aide informelle et l'aide professionnelle ne sont que faiblement substituables (Bonsang, 2009), et que cette substituabilité tend à disparaître à mesure que la sévérité de la perte d'autonomie s'accroît : en pratique, les personnes lourdement dépendantes bénéficient le plus souvent à la fois d'aide informelle et d'aide professionnelle.

Jellal et Wolff (2002) analysent comment les membres d'une fratrie décident ou non de s'occuper de leurs parents dépendants et dans quelle mesure le fait que les parents détiennent un patrimoine important affecte ces décisions. Leur conclusion est que le nombre de contacts entre les enfants et leurs ascendants, s'il dépend fortement de la disponibilité des enfants (le nombre de contacts est moindre si les enfants habitent loin de leurs parents, s'ils ont eux-mêmes des enfants à charge...), n'est pas significativement influencé par le montant de patrimoine transmissible à chaque enfant. Les auteurs concluent donc à l'absence de motivations stratégiques dans les comportements des enfants. Ce résultat, vraisemblablement imputable au fait qu'en France la liberté de tester (et donc, le cas échéant, la possibilité de favoriser un enfant s'étant davantage occupé de ses parents) est extrêmement encadrée, est toutefois nuancé par d'autres études : Fontaine, Gramain et Wittwer (2007) mettent ainsi en évidence, dans le cas de parents dépendants vivant seuls, des logiques de fratrie visant à assurer une probabilité de soutien identique quel que soit le nombre d'enfants.

Si certaines personnes souhaitent transmettre un patrimoine à leurs descendants, il est probable que, lorsqu'elles le peuvent, elles accroissent leur effort d'épargne afin de compenser la perte patrimoniale que risquerait d'induire une éventuelle dépendance et sécuriser l'héritage de leurs enfants. Il est possible qu'un tel comportement ne soit pas généralisé et, notamment, que les personnes à faibles revenus ne soient pas incitées à accroître leur effort d'épargne en prévision d'un épisode de dépendance : en effet, ne disposant que d'un patrimoine modeste, elles peuvent anticiper qu'il ne suffira pas à faire face aux coûts de la dépendance et d'être obligées de solliciter le bénéfice de l'ASH, qui sera in fine récupéré sur la succession par les départements. Dans une telle perspective, consentir un effort d'épargne supplémentaire reviendrait à se priver sans pour autant accroître le patrimoine effectivement transmissible.

Par ailleurs, la réglementation du logement social peut également affecter l'articulation entre les stratégies patrimoniales et les anticipations de risque de dépendance. Si un bail social n'est en règle générale pas transmissible à ses descendants, une exception est faite en faveur des enfants lorsqu'ils justifient d'avoir vécu au moins un an avec le locataire avant son décès (sous réserve que leurs ressources ne soient pas élevées et que la taille de l'appartement soit adaptée à leur situation). Schijman (2016) montre que cette possibilité de transmettre le bail (dont la valeur économique est élevée dans les zones où le foncier est cher) incite les enfants à cohabiter avec leurs ascendants en fin de vie, quitte à s'occuper d'eux s'ils deviennent dépendants.

Nous cherchons donc dans cet article à examiner dans quelle mesure l'anticipation d'un risque élevé de dépendance est effectivement associé ou non à la détention d'un patrimoine plus élevé. Cela suppose de bien dissocier l'impact du risque anticipé de dépendance de celui de la réalisation du risque de dépendance : autant l'anticipation d'un risque élevé de dépendance peut inciter à épargner davantage, autant la réalisation du risque de dépendance devrait être associée à un niveau de patrimoine plus faible.

### 3. L'enquête Pat€r et la perception du risque de dépendance

L'enquête Pat€r vise à analyser les comportements d'épargne et d'accumulation de patrimoine des ménages Français en mettant l'accent sur des déterminants plus subjectifs tels que les préférences, notamment à l'égard du risque (aversion pour le risque) et du temps (préférence pour le présent, altruisme). Elle compte six vagues (2007, 2009, 2011, 2012, 2014 et 2020), pour partie en panel. Cette étude s'appuie sur la vague de 2020, qui comporte un module relatif aux anticipations et attentes des répondants en matière de dépendance. Cette vague a été réalisée par voie postale par Kantar entre le 19 mars et le 8 juin 2020<sup>1</sup> auprès d'un échantillon représentatif de la population française de 18 ans et plus résidant en logement ordinaire. L'échantillon compte 3 183 répondants dont 2 272 âgés de 40 à 79 ans. L'enquête recense par ailleurs l'ensemble des actifs patrimoniaux possédés par le ménage.

Pour mesurer le risque anticipé de dépendance, nous disposons de la question suivante : « Sur une échelle de 0 à 10, indiquez le risque que vous deveniez dépendant un jour (1 seule réponse), 0 correspondant à aucune chance et 10 à une certitude ? ».

La mesure du risque anticipé de dépendance est toutefois par nature problématique chez les personnes pour lesquelles la perte d'autonomie n'est plus un risque mais une réalité avérée. Conserver ces personnes dans l'échantillon est susceptible de biaiser la mesure de l'impact du risque de dépendance sur les comportements d'accumulation patrimoniale, puisque la réalisation du risque de dépendance oblige souvent les personnes concernées à mobiliser leur patrimoine pour financer la prise en charge de leur perte d'autonomie : l'impact du risque anticipé de dépendance sur l'effort d'épargne risque d'être masqué par l'effet négatif de la survenue de la perte d'autonomie sur le niveau de patrimoine. L'enquête Pat€r ne permet cependant pas de repérer les personnes dépendantes : une solution, certes imparfaite, consiste à exclure de l'échantillon les tranches d'âge les plus élevées (où se concentrent les personnes dépendantes). Le choix d'un seuil d'âge maximal est toutefois conventionnel : dans la suite, nous restreignons la population prise en compte aux seuls 40-79 ans. L'exclusion des moins de 40 ans se justifie par le fait que la perte d'autonomie est probablement une perspective encore trop lointaine à ces âges pour affecter les stratégies patrimoniales ; l'exclusion des 80 ans et plus est liée au fait que les indicateurs de prévalence de la dépendance, d'un niveau encore limité jusqu'à 79 ans,

<sup>1</sup> Une spécificité de la vague 2020 qui n'avait pas été anticipée est que les répondants ont complété leur questionnaire durant le premier confinement imposé par la crise sanitaire de la Covid 19. Concernant les effets de la pandémie de Covid-19, il n'existe pas de consensus sur le sens de l'impact du choc sanitaire et du choc économique qui a suivi sur les préférences des individus (Arrondel et Etilé, 2023). Ainsi Chuang et Schechter (2015) recensent les travaux étudiant l'impact de ces chocs sur l'aversion au risque, la préférence pour le présent et les préférences sociales. Le bilan est contrasté, les effets n'allant pas toujours dans le même sens. Schildberg-Hörisch (2018) n'arrive à aucun résultat concluant en étudiant les préférences face au risque : les résultats dépendent de l'origine des chocs, de la méthodologie adoptée pour mesurer les préférences (expérience, enquête) et de la nature des questions posées (loterie, échelle, score...).

augmentent très significativement ensuite pour représenter une part très significative, voire majoritaire, de la population (encadré 1).

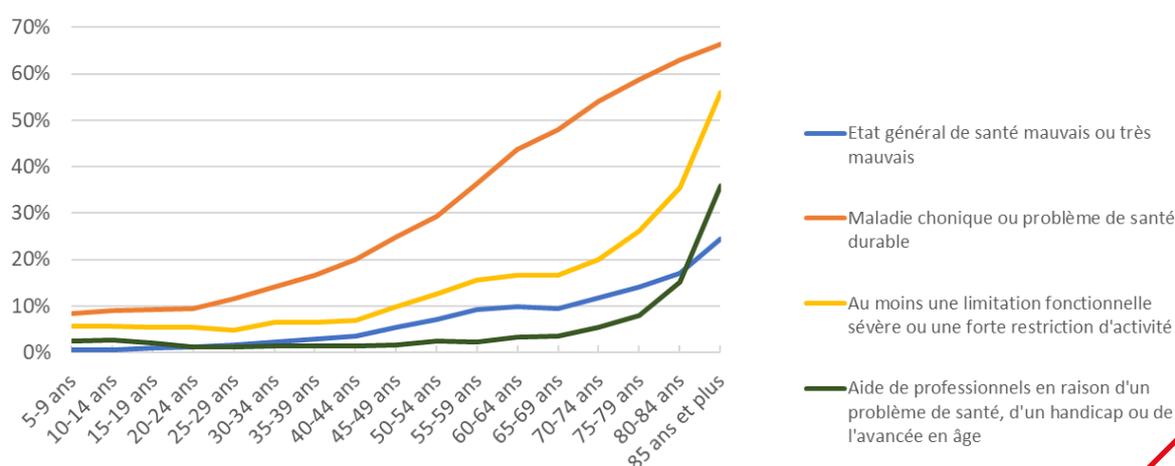
### Encadré 1. La prévalence de la perte d'autonomie par tranche d'âge

Afin de documenter l'évolution de la prévalence de la perte d'autonomie avec l'âge, nous mobilisons les résultats de l'enquête Vie Quotidienne et Santé (VQS) 2021 de la Drees, composante du dispositif d'enquêtes « Autonomie » (2021-2024). VQS est une enquête auprès des ménages ordinaires, qui n'offre donc qu'une vision partielle de la perte d'autonomie puisqu'elle exclut par construction les personnes dépendantes résidant en institution (ehpad ou autre) : pour autant c'est une source tout à fait pertinente dans le cas présent puisque notre étude mobilise les données d'une enquête également menée auprès de ménages ordinaires.

Nous utilisons les réponses à quatre questions de VQS permettant d'identifier 1) les personnes se déclarant en mauvaise ou très mauvaise santé, 2) les personnes déclarant souffrir d'une maladie chronique ou d'un problème de santé durable, 3) les personnes déclarant présenter au moins une limitation fonctionnelle sévère ou une forte restriction d'activité et 4) les personnes recourant à l'aide de professionnels en raison d'un problème de santé, d'un handicap ou de l'avancée en âge.

La proportion de personnes se déclarant en mauvaise ou très mauvaise santé augmente avec l'âge pour culminer à 25 % chez les 85 ans et plus (graphique E1), mais de manière assez régulière si bien qu'il est difficile d'identifier un seuil à partir duquel la prévalence augmente très rapidement. Il en va de même lorsque l'on considère la proportion de personnes atteintes d'une maladie chronique ou d'un problème de santé durable, même si les niveaux atteints sont plus élevés (66 % des 85 ans et plus sont dans cette situation). En revanche, la part des personnes se déclarant atteintes d'au moins une limitation fonctionnelle sévère ou d'une forte restriction d'activité (notion qui vise justement à approcher au mieux la perte d'autonomie) connaît une très forte augmentation au grand âge : la part des personnes concernées n'excède pas 20 % entre 70 et 74 ans, mais s'établit à 26 % entre 75 et 79 ans, puis 36 % entre 80 et 84 ans et 56 % au-delà. Le constat est identique si l'on étudie l'évolution de la part des personnes recourant à de l'aide professionnelle en raison d'un problème de santé, d'un handicap ou de l'avancée en âge : seulement 8 % des 75-79 ans sont dans ce cas, contre 15 % des 80-84 ans et 36 % des 85 ans et plus.

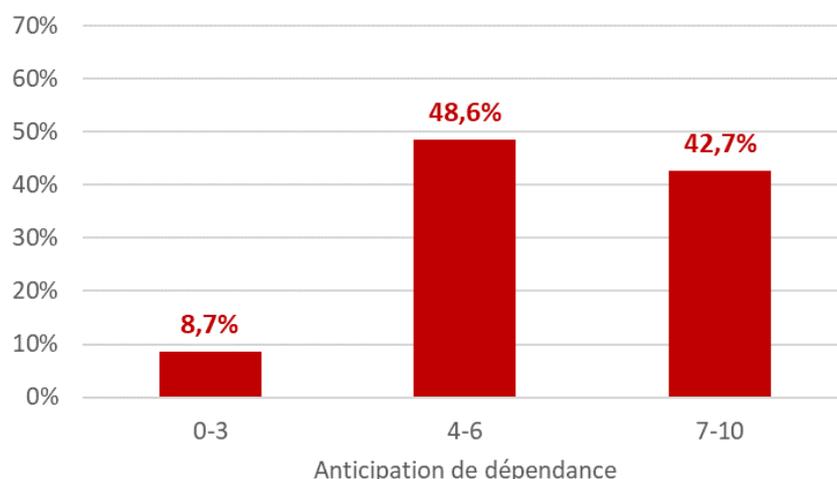
Graphique E1. Prévalence des problèmes de santé et de la perte d'autonomie par âge



Source : Drees, enquête Vie Quotidienne et Santé (2021).

Le graphique 1 présente la distribution des réponses au risque anticipé de dépendance en regroupant les probabilités de risque de dépendance de 0 à 3, de 4 à 6 et de 7 à 10. 42,7 % de l'ensemble de l'échantillon de 40-79 ans estiment avoir un risque de dépendance d'au moins 7 sur 10. Cette évaluation du risque de devenir un jour dépendant semble peu corrélée à l'âge (graphique 2)<sup>2,3</sup>.

**Graphique 1. Risque anticipé de dépendance : distribution des répondants**

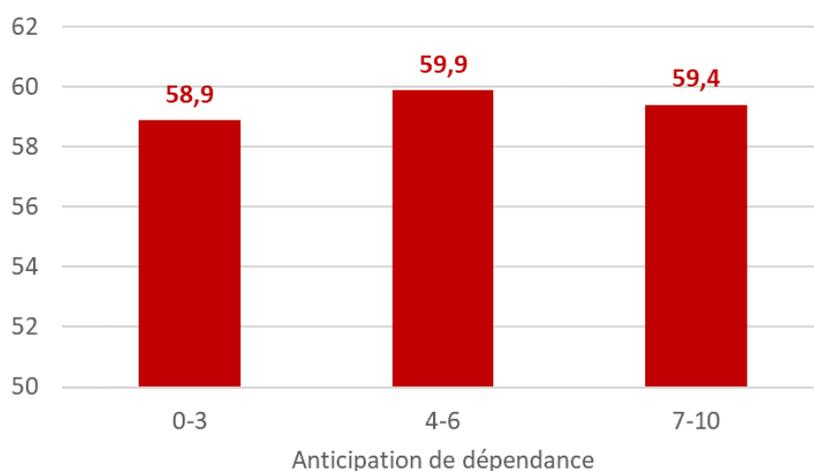


Source : Pat€r 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans.

Lecture : parmi l'ensemble des répondants, 48,6 % fournissent une évaluation du risque anticipé de dépendance comprise entre 4 et 6.

**Graphique 2. Age moyen par niveau de risque anticipé de dépendance**



Source : Pat€r 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans.

Lecture : les répondants anticipant avoir un risque de dépendance compris entre 4 et 6 ont en moyenne 59,9 ans.

<sup>2</sup> 5,7 % des 2 272 personnes interrogées n'ont pas répondu à la question. Les valeurs manquantes ont été remplacées par la valeur 6 (c'est-à-dire l'entier le plus proche de la moyenne de l'ensemble des risques de dépendance exprimés).

<sup>3</sup> La méthode des résidus simulés utilisée pour linéariser le revenu des ménages, le patrimoine brut global et le patrimoine brut financier est présentée dans annexe 1. Les statistiques descriptives sur les autres réponses à l'enquête mobilisées sont présentées dans l'annexe 2.

#### 4. Estimations de l'effet du risque anticipé de dépendance sur le niveau de patrimoine

Nous estimons ici l'effet du risque anticipé de dépendance sur le niveau de patrimoine en introduisant des mesures de ce risque anticipé dans une équation de patrimoine. Plutôt que de nous intéresser directement au niveau du patrimoine, très dispersé et qui, comme le revenu, dépend de beaucoup de déterminants économiques et sociaux sur lesquels les individus n'ont souvent qu'une faible prise, nous retenons comme variable expliquée le logarithme du ratio entre le niveau de patrimoine brut ( $W_i$ ) et le revenu permanent ( $Y_i$ ). Cette variable traduit mieux les efforts d'épargne spécifiques consentis par les individus pour se constituer un patrimoine (Arrondel et Masson, 1989). Elle permet en outre de tester directement l'hypothèse de proportionnalité du patrimoine avec le revenu permanent (bien normal ou bien de luxe : Masson, 1988). Naturellement le revenu permanent n'est pas directement observable : il est approché via le résidu de la régression du revenu sur la tranche d'âge des répondants, qui exprime en quelque sorte le positionnement en 2020 des répondants dans la hiérarchie des revenus des personnes appartenant à la même génération qu'eux (voir annexe 3). En outre nous utilisons les montants de patrimoine et de revenu du ménage car nous estimons que les comportements patrimoniaux ne sont pas indépendants au sein du foyer.

De plus, l'état de santé est susceptible d'affecter fortement le niveau de patrimoine : une mauvaise santé compromet potentiellement la capacité des individus à occuper un emploi bien rémunéré, ce qui peut réduire leur capacité d'épargne. Nous utilisons donc la question suivante : « *Diriez-vous qu'actuellement, votre état de santé général est... (1 seule réponse) : très bon, bon, satisfaisant, assez mauvais ou très mauvais ?* ». La proportion de non-répondants à cette question s'établit à 2,2 % ; les non-réponses sont replacées sur la position intermédiaire « d'état satisfaisant ».

49,4 % des 40-79 ans déclarent être en bonne ou en très bonne santé. On constate bien que le patrimoine augmente régulièrement avec un meilleur état de santé : le patrimoine brut moyen est presque 6 fois plus élevé chez les personnes se déclarant en très bonne santé que chez celles se déclarant en très mauvaise santé. Les écarts sont également importants (bien que moins marqués) si l'on considère seulement le patrimoine brut financier (voir annexe 2).

Finalement, on régresse le logarithme du patrimoine brut ( $W_i$ ) divisé par le revenu permanent ( $Y_i$ ) en fonction du risque de dépendance anticipé ( $DA_i$ ), en contrôlant par l'état de santé ( $ES_i$ ), les préférences (le goût du risque,  $RI_i$ , l'imprévoyance,  $IP_i$ , la confiance dans l'avenir ou optimisme,  $CA_i$ ), le revenu permanent du ménage ( $Y_i$ ) ainsi que par un ensemble de caractéristiques individuelles  $X_{ik}$  : l'âge, le niveau d'études, la situation conjugale - vivant en couple ou non -, le nombre d'enfants, la taille de l'agglomération de résidence (pour contrôler d'un possible effet du prix du logement principal) et la PCS.

L'équation initiale estimée est donc :

$$\ln\left(\frac{W_i}{Y_i}\right) = \alpha + \beta_1 DA_i + \beta_2 ES_i + \beta_3 RI_i + \beta_4 IP_i + \beta_5 CA_i + \beta_6 Y_i + \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

Afin de contrôler de l'absence de biais qui pourrait survenir de l'utilisation du revenu permanent du ménage,  $Y_i$ , à la fois dans la construction de la variable expliquée avec le ratio du logarithme du patrimoine/revenu et comme variable explicative, nous réalisons des estimations alternatives

dans lesquelles le revenu permanent du ménage est remplacé par des variables dummies des 2<sup>e</sup> au 4<sup>e</sup> quartiles de revenus permanents ( $qY_{i,j|j \in [2,4]}$ ), le 1<sup>er</sup> quartile servant de référence :

$$\ln\left(\frac{W_i}{Y_i}\right) = \alpha + \beta_1 DA_i + \beta_2 ES_i + \beta_3 RI_i + \beta_4 IP_i + \beta_5 CA_i + \beta_{6j|j \in [2,4]} qY_{i,j|j \in [2,4]} + \gamma_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

Le risque de dépendance anticipé mesuré par la probabilité déclarée de devenir dépendant un jour déclinée en 11 modalités de 0 à 10,  $DA_i$ , est linéarisé<sup>4</sup> afin de pouvoir recourir à une estimation en moindres carrés ordinaires (MCO) plutôt qu'à un probit ordonné de la première étape de l'estimation avec l'instrumentation. On estime successivement l'équation sur patrimoine brut global et sur le patrimoine brut financier afin de nous assurer qu'il n'y a pas un effet de composition de la structure du patrimoine avec l'âge.

En outre, si des écarts importants en termes de prévalence de perte d'autonomie sont observés entre les hommes et les femmes dans l'ensemble des pays européens, dont la France (Flawinne et al. 2023), nous n'avons pas pris le sexe du répondant comme variable de contrôle dans les estimations. En effet, on considère que les choix patrimoniaux se font au niveau du couple et non de l'individu. On voit par ailleurs que le risque anticipé de dépendance augmente avec la dégradation de l'état de santé, aussi peut-on s'attendre à ce que cette variable, davantage que le sexe, affecte le ratio de patrimoine/revenu<sup>5</sup>.

Dans un premier temps, les valeurs extrêmes du logarithme du ratio patrimoine/revenu permanent sont exclues, que ce soit pour le patrimoine total ou le patrimoine financier<sup>6</sup>. Dans un second temps, les estimations sont réalisées tout d'abord sans contrôler l'éventuelle endogénéité du risque anticipé de dépendance (en moindres carrés ordinaires, MCO), puis à partir d'une méthode en deux étapes (IV) avec pour instrument le fait d'avoir été ou non confronté à la dépendance d'un proche n'appartenant pas à sa famille. Deux mesures de la dépendance d'une personne de l'entourage, large (perte d'autonomie physique ou psychique) et étroite (perte d'autonomie uniquement physique), sont utilisées alternativement.

#### 4.1. Correction de l'endogénéité du risque de dépendance

Régresser directement le niveau de patrimoine sur le risque anticipé de dépendance peut s'avérer problématique compte tenu de la possible présence d'endogénéité. À cet égard, Lefèvre et al. (2018), en régressant le niveau de patrimoine sur le fait d'être dépendant et sur d'autres variables de contrôle (dont l'âge et la présence de maladies chroniques), mettent en évidence un lien négatif entre niveau de patrimoine et dépendance. Pour contourner cette difficulté, il est possible de recourir à une méthode de variable instrumentale. Cela suppose

<sup>4</sup> L'aléas imputé est uniforme : il est compris entre 0 et 0,5 lorsque le risque déclaré de perte d'autonomie est égal à 0 ; entre -0,5 et +0,5 lorsque le risque déclaré est de 1 à 9 et entre -0,5 et 0 lorsque le risque déclaré est égal à 10.

<sup>5</sup> Nous avons néanmoins vérifié que le sexe du répondant n'avait aucun effet significatif sur le niveau de patrimoine. De même, la variable croisée entre le sexe et le risque anticipé de dépendance, permettant de capter l'effet spécifique du sexe du répondant et de son risque anticipé sur le patrimoine, n'est pas significativement corrélée au logarithme du ratio patrimoine/revenu dans une estimation en MCO.

<sup>6</sup> Les logarithmes des ratios patrimoine total/revenu permanent et patrimoine financier/revenu permanent sont régressés sur le risque de dépendance anticipé. Pour chaque régression linéaire, les répondants dont la valeur absolue du résidu est supérieure à la moyenne des résidus de l'échantillon plus deux fois l'écart-types des résidus de l'échantillon sont exclus.

toutefois que la variable choisie comme instrument soit fortement corrélée avec le risque de dépendance, mais indépendante du niveau de patrimoine.

Dans la vague Patêr-2020, il est demandé aux personnes interrogées si elles ont été confrontées à la perte d'autonomie physique et à des difficultés psychiques (désorientation, perte de mémoire, maladie d'Alzheimer...) d'un proche autre qu'un membre de leur famille. Si la variable utilisée avait concerné la dépendance d'un membre de la famille, son indépendance avec le niveau de patrimoine aurait été sujette à caution : la perte d'autonomie d'un ascendant a pu ponctionner le patrimoine transmissible, et donc affecter à la baisse celui des répondants concernés. En revanche, la variable relative à la perte d'autonomie d'une personne non membre de la famille satisfait a priori la condition d'indépendance : c'est cette variable que nous utilisons comme variable instrumentale. Deux mesures sont utilisées :

- la première est une mesure d'ensemble qui vaut 1 dès que le répondant a déclaré avoir été confronté à la perte d'autonomie « physique » ou « psychique » d'une personne non membre de sa famille ;
- la seconde est une mesure plus restreinte : la variable vaut 1 seulement si le répondant a été confronté à la seule perte d'autonomie « physique » d'une personne non membre de la famille.

Les non-réponses à la question relative au fait d'avoir été confronté à la perte d'autonomie d'un proche non membre de la famille sont toutefois importantes (43,1 % des 40-79 ans). Parmi les répondants, ceux qui indiquent avoir été confrontés à la perte d'autonomie d'un proche (24,6 % pour la première mesure et 16,8 % pour la seconde) sont un peu moins nombreux que ceux qui indiquent ne pas s'être trouvés dans cette situation (32,3 % pour la première mesure et 40,1 % pour la seconde).

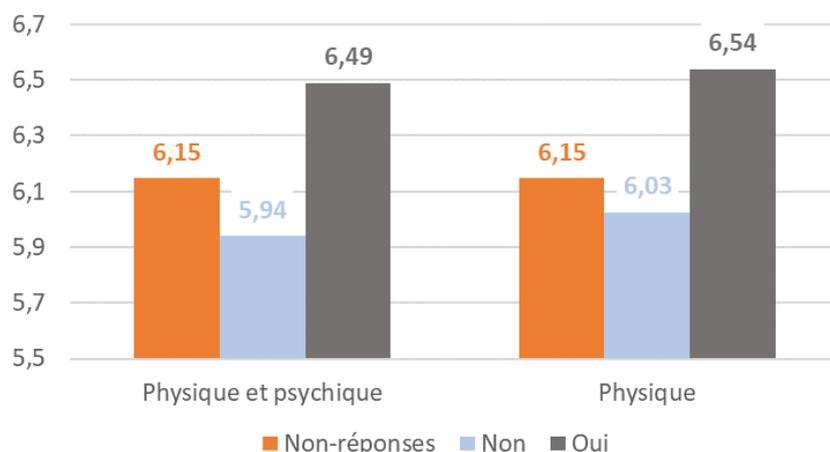
Le graphique 3 présente le risque anticipé de dépendance déclaré selon que les répondants ont connu ou non une personne dépendante dans leur entourage (hors famille). Globalement, la probabilité anticipée de devenir un jour dépendant est en moyenne plus élevée parmi les répondants qui ont connu une personne dépendante dans leur entourage que parmi ceux qui n'en ont pas connu ou ceux qui n'ont pas répondu : la corrélation est de +8,9 %, et est toujours significative au seuil de 1 % (tableau 1). On note par ailleurs que si le risque anticipé de dépendance moyen déclaré par les 43,1 % de non-répondants est compris entre le risque moyen des personnes qui n'ont pas eu de personne dépendante dans leur entourage et celles qui en ont eu une, il est tout de même plus proche de celui des personnes n'ayant pas eu de personne dépendante dans leur entourage. Compte tenu de cette proximité du risque anticipé de dépendance chez les personnes déclarant ne pas avoir été confrontées à la dépendance d'un proche (hors famille) et chez les non-répondants, nous regroupons ces deux modalités dans la suite de l'article afin de simplifier les estimations économétriques. On peut en outre s'attendre à ce qu'un répondant réellement confronté à la dépendance d'un proche en ait été assez marqué et tende davantage à répondre qu'il y a été confronté qu'à ne pas répondre, ce qui plaide pour regrouper les non-réponses avec les personnes déclarant ne pas y avoir été confronté.

L'analyse des corrélations démontre par ailleurs l'absence de corrélation ou une faible corrélation entre le niveau de patrimoine total et le fait d'avoir été confronté à la dépendance d'un proche sans lien de parenté (tableau 1), validant le choix de l'instrument. En revanche, une corrélation positive et significative apparaît entre le patrimoine financier et la dépendance d'un proche. Ces variables sont toutefois toutes deux fortement corrélées avec l'âge : le patrimoine financier tend à être plus concentré dans les mains des retraités que le patrimoine

immobilier, notamment sous l'effet du processus d'accumulation une fois le bien immobilier acquis et pour des raisons de liquéfaction du patrimoine après la retraite. La probabilité d'avoir connu une personne dépendante dans son entourage augmente également avec l'âge. On constate que la corrélation entre l'instrument et le patrimoine financier corrigé de l'âge est plus réduite et surtout faiblement significative, ce qui tend à valider le choix de l'instrument pour les régressions effectuées sur le patrimoine financier.

Le tableau A3 (voir annexe 3 des tableaux des résultats des régressions) présente les résultats des estimations de la régression par MCO du risque anticipé de dépendance linéarisé sur les deux instruments envisagés. Le risque anticipé de dépendance apparaît très significativement et positivement corrélé au fait d'avoir été confronté à la dépendance d'un proche (autre qu'un membre de sa famille).

Graphique 3. Risque anticipé de dépendance moyen selon que le répondant a eu ou non des personnes de son entourage dépendantes (autres qu'un parent)



Source : PatÉr 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans.

Lecture : les personnes qui n'ont pas répondu à la question d'avoir été confrontés à la perte d'autonomie physique ou psychique d'un proche ont un risque moyen anticipé de dépendance de 6,15, contre 5,94 pour les personnes qui répondent ne pas avoir été confrontées à une telle situation et 6,49 pour les personnes qui répondent y avoir été confrontées.

Tableau 1. Corrélations entre la dépendance d'un proche hors membres de la famille (instrument) et la dépendance du répondant (variable instrumentée) ou le patrimoine (variable expliquée)

	Dépendance d'un proche	
	Physique et psychique	Physique
Risque anticipé de dépendance	0,089***	0,076***
Patrimoine brut total	0,036*	0,027
Patrimoine brut financier	0,084***	0,070***
Patrimoine brut financier corrigé de l'âge	0,051**	0,039*

Source : PatÉr 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans.

Note : test t de la corrélation de Pearson, \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

## 4.2. Résultats

Les tableaux en annexe 3 présentent les estimations portant sur le patrimoine global et sur le patrimoine financier obtenues respectivement par MCO et par la méthode des variables instrumentales, en contrôlant par le revenu permanent ou par les quartiles de revenu<sup>7</sup>. Les tests économétriques confirment que le fait d'être ou d'avoir été confronté à la perte d'autonomie physique d'un proche (non membre de sa famille) apparaît comme un instrument satisfaisant : l'hypothèse d'instrument faible est rejetée, et les estimations avec correction de l'endogénéité apparaissent préférables à des estimations sans correction en MCO (test de Wu-Hausman et statistique de Wald).

Globalement, le patrimoine apparaît corrélé positivement et significativement au risque anticipé de dépendance, que l'on considère le patrimoine total ou le patrimoine financier : seule la régression par la méthode des variables instrumentales portant sur le patrimoine total, en contrôlant par le revenu permanent des ménages (et non par le revenu permanent en quartile), et utilisant comme instrument la perte d'autonomie au sens large ne fait pas apparaître d'impact significatif du risque anticipé de dépendance.

Par ailleurs, on note un impact négatif très significatif d'un état de santé dégradé sur la variable expliquée dans le cas du patrimoine total, quelle que soit la méthode d'estimation retenue. Le lien est moins net pour le patrimoine financier : le coefficient de l'état de santé n'est significatif que dans les estimations avec variable instrumentale. Une préférence forte pour le présent (caractérisant une forme d'imprévoyance) est également associée de manière très significative à un ratio patrimoine/revenu permanent plus faible dans les estimations par MCO (que l'on considère le patrimoine total ou le patrimoine financier), ainsi que dans les estimations avec variable instrumentale portant sur le patrimoine financier. A contrario, la confiance dans l'avenir joue positivement, mais les coefficients ne sont très significatifs que dans le cas du patrimoine financier.

Les estimations recourant aux quartiles de revenu permanent comme variables de contrôle ne montrent pas de différences importantes avec celles utilisant le revenu permanent continu. Le ratio patrimoine/revenu permanent est ainsi croissant avec le revenu.

Afin d'apprécier l'ampleur de l'impact effectif du risque anticipé de dépendance sur le patrimoine, le tableau 2 fournit, pour différentes estimations (selon que l'on considère le patrimoine total ou seulement financier, les estimations par MCO ou avec variable instrumentale – l'instrument retenu étant la perte d'autonomie exclusivement physique d'un proche), l'effet sur le niveau de patrimoine du risque anticipé de dépendance selon que ce risque est fixé au niveau de sa moyenne empirique, ou bien de sa moyenne empirique augmentée ou diminuée d'un écart type et que l'on place toutes les autres variables explicatives sur leur moyenne observée (ce qui correspond à une mesure de l'effet marginal à la moyenne). Les résultats sont exprimés en années de revenu permanent.

On constate que la correction de l'endogénéité conduit à réévaluer substantiellement à la hausse l'impact du risque anticipé de dépendance sur le niveau de patrimoine. Ainsi, un

<sup>7</sup> Le tableau A4 présente les résultats principaux en MCO et le tableau A7 le détail des résultats pour les variables de contrôle ; le tableau A5 présente les résultats principaux des estimations du patrimoine brut total avec variables instrumentales et A8 pour le détail des résultats pour les variables de contrôle ; enfin le tableau A6 présente les résultats principaux des estimations du patrimoine brut financier avec variables instrumentales et A9 pour le détail des résultats pour les variables de contrôle.

accroissement d'un écart type du risque anticipé de dépendance se traduit par une augmentation du patrimoine total équivalente à trois mois de revenu permanent dans l'estimation MCO, contre huit mois dans l'estimation avec variable instrumentale. On observe le même phénomène avec le patrimoine financier, si ce n'est que l'impact sur le patrimoine financier atteint à peine une quinzaine de jours de revenu permanent avec l'estimation MCO, contre deux mois avec l'estimation avec variable instrumentale. Une autre manière de mesurer l'impact du risque anticipé de dépendance sur l'accumulation patrimoniale consiste à placer l'ensemble des variables explicatives sur leur position moyenne<sup>8</sup> et de regarder la hausse d'une unité (sur une échelle de 0 à 10) de la probabilité moyenne anticipée de devenir dépendant (soit un passage de 6 à 7). Cette hausse est ainsi associée à une hausse du patrimoine brut global de l'ordre d'un an et deux mois de revenu permanent, et du seul patrimoine financier à hauteur de trois mois et demi de revenu permanent. Pour autant, cette seconde mesure ne tient pas compte de la distribution différente des probabilités anticipées de devenir dépendant qui sont plus réduites dans le cas des probabilités estimées à partir de l'instrument par rapport aux probabilités déclarées de devenir dépendant.

Tableau 2. Effet sur le patrimoine total et le patrimoine financier de la variation d'un écart-type par rapport à la moyenne du risque anticipé de dépendance

Risque anticipé de dépendance	Effets sur le patrimoine en années de revenu permanent					
	Patrimoine total			Patrimoine financier		
	MCO (déclaré)	IV (instrumenté) revenu continu	IV (instrumenté) quartile de revenu	MCO (déclaré)	IV (instrumenté) revenu continu	IV (instrumenté) quartile de revenu
moyenne - 1 écart-type	3,56	3,60	4,25	0,54	0,51	0,58
<b>moyenne (6,16)</b>	<b>3,80</b>	<b>4,17</b>	<b>4,92</b>	<b>0,56</b>	<b>0,64</b>	<b>0,73</b>
moyenne + 1 écart-type	4,05	4,83	5,70	0,59	0,80	0,93

Source : Pat€r 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans.

Lecture : dans l'estimation par MCO portant sur le patrimoine total, l'impact du risque anticipé de dépendance est de +3,80 années si l'on fixe le risque anticipé à sa valeur moyenne de 6,16, et de 4,05 années si on le fixe à sa valeur moyenne augmentée d'un écart type. L'effet marginal à la moyenne d'un accroissement d'un écart type du risque anticipé de dépendance accroît donc le niveau de patrimoine de  $4,05 - 3,80 = 0,25$  année, soit trois mois de revenu permanent.

<sup>8</sup> Les positions moyennes sont : « Etat de santé » = 2 ; « Age » = 60 ans ; « Revenu permanent mensuel » = 3 413 € ; « Diplôme » = niveau études primaires ; « En couple » = oui ; « Nombre d'enfants » = 2 ; « Taille d'agglomération » = plus de 100 000 habitants hors région parisienne ; « PCS » = employé ; « Goût du risque » = 4 sur 10 ; « Imprévoyance » = 3 sur 10 ; « Confiance dans l'avenir » = 2 sur 5. Le risque moyen anticipé de dépendant est de 6.

## 5. Conclusion

Nos résultats montrent que la perception d'un risque élevé de devenir un jour dépendant conduit à se constituer un patrimoine plus important. L'impact du risque anticipé de dépendance sur l'accumulation patrimoniale est à la fois plus robuste et plus important lorsqu'on recourt à une approche instrumentale pour tenir compte de la possible endogénéité entre risque anticipé de dépendance et niveau de patrimoine : une hausse d'une unité (sur une échelle de 0 à 10) de la probabilité moyenne anticipée de devenir dépendant (soit un passage de 6 à 7) est ainsi associée à une hausse du patrimoine brut global de l'ordre d'un an et deux mois de revenu permanent, et du seul patrimoine financier à hauteur de trois mois et demi de revenu permanent. Ces impacts sont tout sauf négligeables et confirment que la perspective de la dépendance est un motif important d'épargner pour les Français.

Ce constat pose toutefois doublement question. D'une part, cela peut générer une suraccumulation économiquement peu efficace, conduisant les personnes qui ne deviennent pas dépendantes à transmettre involontairement un patrimoine plus élevé qu'elles ne l'auraient souhaité. D'autre part, il n'est pas certain que les personnes évaluent correctement leur risque de dépendance, comme le suggère le fait que les personnes ayant été confrontées à la perte d'autonomie d'un proche non membre de leur famille (phénomène a priori non corrélé à leur propre risque de devenir dépendant) fournissent une évaluation plus élevée de leur risque de devenir dépendant. Ce ne sont donc pas nécessairement les personnes présentant effectivement un risque plus élevé de perte d'autonomie qui épargnent davantage. Ces éléments suggèrent qu'un développement de la couverture assurantielle de la dépendance – éventuellement publique, compte tenu de la difficulté du marché à offrir une couverture complète du risque de perte d'autonomie – pourrait être collectivement bénéfique.

## Bibliographie

- Arrondel, L. (1996), « Patrimoine des ménages : toujours le logement, mais aussi les actifs de précaution », *Economie et Statistique*, n°296-297, pp. 33-62.
- Arrondel, L. et F. Etilé (2023), « Préférences et croyances pendant le "grand confinement" : l'épargnant face au risque », *Revue française d'économie*, vol. xxxviii, n°1, pp. 15-53.
- Arrondel, L. et A. Masson (1989), « Hypothèse du cycle de vie et accumulation du patrimoine : France 1986 », *Économie et Prévision*, n° 90, pp. 11-30.
- Arrondel, L. et A. Masson (2019) « Épargne des ménages et financement de l'économie » in M. Aglietta (Ed.), *Capitalisme : le temps des ruptures*, Odile Jacob, 2019.
- Bonsang, E. (2009), « Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? », *Journal of Health Economics*, vol. 28, n°1, pp. 143 154.
- Bozio, A., A. Gramain et C. Martin (2016) : « Quelles politiques publiques pour la dépendance ? », *Les notes du conseil d'analyse économique*, n°35, octobre.
- Chuang, Y. et L. Schechter (2015), « Stability of Experimental and Survey Measures of Risk, Time, and Social Preferences: A Review and Some New Results », *Journal of Development Economics*, 117, 151–170.
- Darcillon, T. (2016) : « Le compte de la dépendance de 2010 à 2014 », La protection sociale en France et en Europe en 2014 – *Panoramas de la Drees*, p.124-131
- Flawine, X., S. Perelman et J. Schoenmaeckers (2023), « Indicateurs de dépendance sur base de l'enquête SHARE : réflexions sur l'espérance de vie en bonne santé », *Revue d'économie financière*, n°152.
- Fontaine, R., A. Gramain et J. Wittwer (2007), « Les configurations d'aides familiales mobilisées autour des personnes âgées dépendantes en Europe », *Economie et Statistique*, n°403-404, p. 97-115.
- Gomes, F., M. Haliassos et T. Ramadorai, (2021), « Household Finance », *Journal of Economic Literature*, Vol. 59, n°3, September, pp. 919-1000.
- Gouriéroux, C., A. Monfort, E. Renault et A. Trognon (1987), « Simulated Residuals », *Journal of Econometrics*, vol. 34, pp. 201-252.
- Gramain, A., Q. Roquebert et M. Tenand (2023), « Aide informelle à domicile et en EHPAD : déterminants, valeur monétaire et implication pour la répartition des coûts de la dépendance », *Revue d'économie financière*, n°152.
- HCFEA (Haut-Conseil de la famille, de l'enfance et de l'âge) (2021), « L'obligation alimentaire, la récupération sur succession et leur mise en œuvre dans le cadre de l'aide sociale à l'hébergement », *Rapport adopté par le Conseil de l'âge*, juillet.
- Jellal, M. et F.-C. Wolff (2002), « Aide aux parents âgés et allocation intrafamiliale », *Revue Economique*, vol. 53, n°4, juillet, p. 863-885.
- Lefèbvre, M., S. Perelman et J. Schoenmaeckers (2018), « Inégalités face à la mort et au risque de dépendance », *Revue Française d'Économie*, vol. 33, pp. 75-111.
- Lollivier, S. et D. Verger (1989), « D'une variable discrète à une variable continue : une application de la méthode des résidus simulés », in *Mélanges Économiques. Essais en l'honneur de Edmond Malinvaud*, Economica, Paris, pp. 811-829.

Masson, A. (1988), « Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth », *Annales d'Économie et de Statistique*, n°9, pp. 227-256.

Michaud, P.-C. et A. van Soest (2008), « Health and wealth of elderly couples: Causality tests using dynamic panel data models », *Journal of Health Economics*, vol. 27 (5), 1312-1325.

Schijman, E. (2016), « Héritage contre prise en charge. Assurer ses vieux jours dans un contexte de pauvreté », in F.Dubet (Ed.), *Léguer, Hériter*, p. 47-56, Paris, La Découverte.

Schildberg-Hörisch, H. (2018), « Are Risk Preferences Stable? » *Journal of Economic Perspectives*, 32(2), 135-154.

## Annexe 1. Les mesures du revenu des ménages, du patrimoine brut global et du patrimoine financier : le recours à de la méthode des résidus simulés

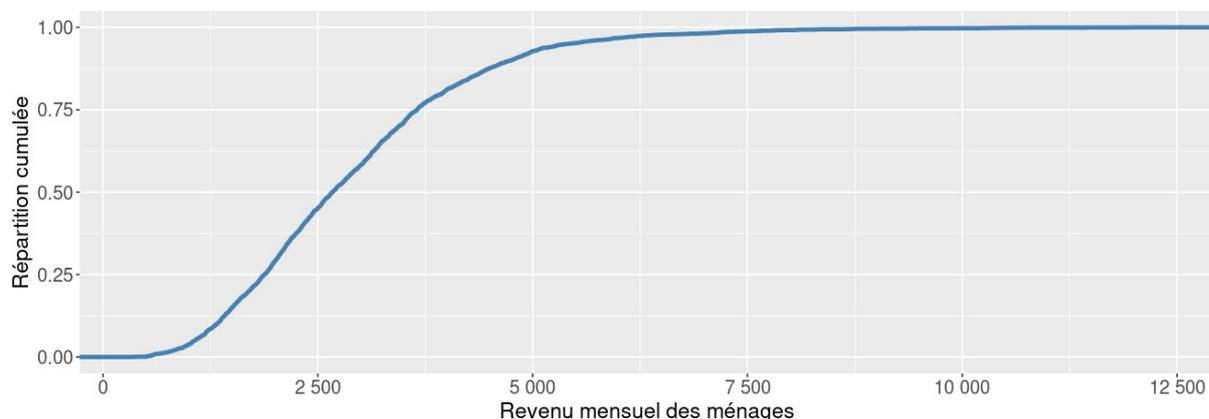
A partir de variables saisies en tranches, à l'aide de la méthode des résidus simulés, on génère des variables continues (revenu, patrimoine total, patrimoine financier) sur lesquelles on peut ensuite pratiquer des calculs comme sur des variables dont les montants auraient directement été saisis en clair (Gouriéroux et al., 1987 ; Lollivier et Verger, 1989 ; Arrondel, 1996). Cette méthode offre en outre l'avantage de pouvoir attribuer des montants estimés aux individus n'ayant pas indiqué leurs tranches de patrimoine dans l'enquête.

Concrètement, dans la première étape, le revenu, le patrimoine total et le patrimoine financier, tous déclarés en tranches, sont estimés à l'aide de modèles de survie paramétrique avec distribution des temps de survie suivant une loi log-normale, troncature à gauche (chaque valeur inférieure de la tranche) et censure à droite (chaque valeur supérieure de la tranche). Les régresseurs utilisés sont l'âge (en tranche), le niveau d'études, la situation conjugale (en couple ou non), le nombre d'enfants à charge (0, 1, 2, 3 et +), la taille d'agglomération et la PCS.

Dans un second temps, les résidus sont simulés 5 000 fois pour chaque répondant. Seuls les revenus, patrimoines bruts totaux et patrimoines bruts financiers estimés avec résidus simulés appartenant à la tranche initiale de réponse sont conservés. Pour les valeurs non renseignées du patrimoine brut total (35,9 % des personnes interrogées ont une valeur non renseignée) et du patrimoine financier (38,5 % des personnes interrogées ont une valeur non renseignée), alors ce sont les tranches estimées à l'aide du modèle qui sont appliquées. Le patrimoine brut total simulé de la tranche la plus élevée est plafonné à 20 millions d'euros et le patrimoine financier à 10 millions. Les valeurs finalement retenues pour le revenu et pour le patrimoine brut total d'un individu sont tirées de façon aléatoire parmi les 100 premières valeurs simulées respectant les contraintes de tranche et de limite supérieure. Le patrimoine financier final est calculé après le patrimoine total afin de respecter le fait que chaque patrimoine financier simulé soit inférieur ou égal au patrimoine total finalement retenu. 463 patrimoines financiers n'ont aucune simulation satisfaisant soit les contraintes de tranche déclarée de patrimoine (ou estimée si la réponse est non renseignée dans l'enquête), soit de montant inférieur au patrimoine total. Les individus correspondants sont alors exclus des estimations utilisant le patrimoine financier.

Les graphiques A.1, A.2 et A.3 présentent respectivement les répartitions cumulées des revenus, des patrimoines bruts totaux et des patrimoines bruts financiers simulés. Le tableau A.1 présente une comparaison par décile entre les patrimoines bruts totaux simulés des ménages tirés de l'enquête Pat€r pour l'année 2020 et ceux de 2021 tirés de l'enquête Histoire de vie et Patrimoine de l'Insee. Les patrimoines des déciles inférieurs tendent à être légèrement surévalués et les patrimoines des déciles supérieurs tendent à être légèrement sous-évalués dans l'enquête Pat€r par rapport à l'enquête Patrimoine. Au-delà de la différence entre 2020 et 2021, ces écarts sont peut-être la conséquence d'une sous-représentation des patrimoines inférieurs et supérieurs dans les répondants à l'enquête Pat€r ou d'une sur-déclaration des patrimoines faibles et d'une sous-déclaration des patrimoines élevés par les répondants de l'enquête Pat€r.

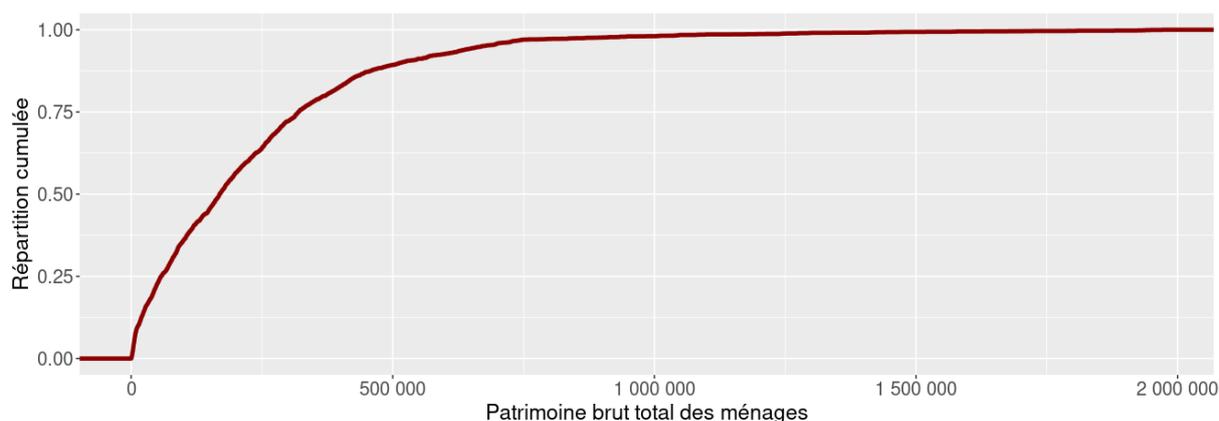
Graphique A.1. Répartition cumulée du revenu mensuel simulé



Source : Pat€r-2020.

Périmètre : ensemble des répondants.

Graphique A.2. Répartition cumulée du patrimoine brut total simulé

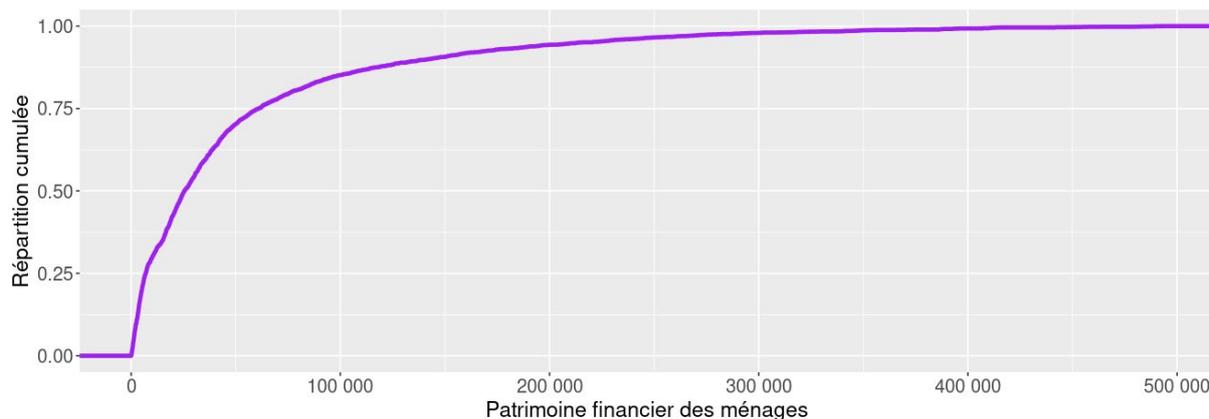


Source : Pat€r-2020.

Périmètre : ensemble des répondants.

Note : 63 individus ont un patrimoine brut total simulé supérieur à 2 millions d'euros. Le patrimoine brut total le plus élevé est de 19,5 millions.

Graphique A.3. Répartition cumulée du patrimoine financier simulé



Source : Pat€r-2020.

Périmètre : ensemble des répondants.

Notes : 463 personnes interrogées dans l'enquête ont un patrimoine financier simulé exclus de l'étude. 52 individus ont un patrimoine financier supérieur à 500 000 euros. Le patrimoine financier simulé le plus élevé est de 2,8 millions d'euros.

Tableau A.1. Comparaison des distributions des patrimoines bruts des ménages par déciles

Déciles	Patrimoine brut 2021 enquête Patrimoine	Patrimoine brut simulé enquête Pat€r
1 <sup>er</sup> décile (D1)	4 400	14 248
2 <sup>e</sup> décile (D2)	13 400	43 382
3 <sup>e</sup> décile (D3)	33 200	79 448
4 <sup>e</sup> décile (D4)	106 200	122 882
Médiane	177 200	173 572
6 <sup>e</sup> décile (D6)	246 100	230 138
7 <sup>e</sup> décile (D7)	328 400	292 381
8 <sup>e</sup> décile (D8)	447 500	388 726
9 <sup>e</sup> décile (D9)	716 300	567 598

Source : enquête Pat€r-2020 et enquête Histoire de vie et Patrimoine de l'Insee.  
Périmètre : ménages Français.

## Annexe 2. Statistiques descriptives des variables explicatives des estimations

Tableau A2. Statistiques descriptives des variables explicatives mobilisées : répartition, âge moyen, logarithmes moyens des rapports patrimoine total et financier/revenu permanent, risque anticipé moyen de dépendance

	Part des répondants	Age moyen	log(Wi/Yi) moyen Patrimoine total	log(Wi/Yi) moyen Patrimoine financier	Risque anticipé de dépendance moyen
<b>Risque anticipé de dépendance</b>					
Faible (0 à 3)	8,7%	58,9	3,7	1,8	
Intermédiaire (4 à 6)	48,6%	59,9	3,7	2,1	
Fort (7 à 10)	42,7%	59,4	3,9	2,2	
<b>Etat déclaré de santé</b>					
Très bon = 1	11,2%	55,2	4,0	2,3	5,5
Bon=2	38,2%	58,1	4,0	2,2	6,0
Satisfaisant = 3	41,4%	62,1	3,7	2,0	6,3
Assez mauvais = 4	8,4%	60,4	3,5	1,9	7,0
Très mauvais = 5	0,8%	56,1	3,0	1,5	7,1
<b>Dépendance physique ou psychique d'un proche autre qu'un parent</b>					
Non et vide	75,4%	59,3	3,8	2,0	6,1
Oui	24,6%	60,4	3,9	2,3	6,5
<b>Dépendance physique d'un proche autre qu'un parent</b>					
Non et vide	83,2%	59,3	3,8	2,1	6,1
Oui	16,8%	61,0	3,9	2,3	6,5
<b>Quartiles de revenu permanent</b>					
premier quartile [0 ; 2 392 €]	23,9%	57,9	3,0	1,4	6,0
deuxième quartile ]2 392 € ; 3 199 €]	25,7%	61,4	3,7	1,9	6,1
troisième quartile ]3 199 € ; 4 114 €]	25,4%	59,8	4,1	2,3	6,2
quatrième quartile ]4 114 € ; +∞]	25,0%	59,2	4,4	2,5	6,3
<b>En couple</b>					
Non	38,0%	59,9	3,6	2,2	6,1
Oui	62,0%	59,4	4,0	2,1	6,2
<b>Nombre d'enfants</b>					
0	26,1%	57,0	3,7	2,4	6,3
1	19,5%	60,2	3,7	2,2	6,2
2	33,9%	60,0	4,0	2,1	6,1
3	15,6%	61,4	3,9	1,8	6,1
4	3,5%	62,2	3,7	1,9	6,1
5 et +	1,4%	61,4	3,4	1,1	5,3
<b>Goût du risque</b>					
Averse au risque (0 à 3)	48,3%	59,1	3,8	2,1	6,2
Intermédiaire (4 à 6)	37,8%	60,5	3,8	2,0	6,1
Risquophile (7 à 10)	14,0%	58,9	3,8	2,2	6,3
<b>Imprévoyance</b>					
Faible préférence pour le présent (0 à 3)	66,9%	60,0	3,9	2,3	6,3
Préférence pour le présent intermédiaire (4 à 6)	25,3%	58,9	3,6	1,8	5,9
Forte préférence pour le présent (7 à 10)	7,8%	58,0	3,4	1,5	6,2
<b>Confiance dans l'avenir-optimisme</b>					
faible	48,2%	58,3	3,7	1,9	6,4
moyenne	3,0%	63,3	3,3	1,7	6,0
forte	48,9%	60,6	3,9	2,3	5,9
Ensemble	100,0%	59,6	3,8	2,1	6,2

Source : enquête PatEr 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors points aberrants pour le patrimoine total.

### Annexe 3. Tableaux des résultats des régressions

Tableau A3. Estimations en moindres carrés ordinaires du risque anticipé de dépendance selon la perte d'autonomie au sens large (physique ou psychique) et restreint (uniquement physique) d'un proche (estimation 2SLS - étape 1)

	IV-1. Probabilité d'être dépendant de 0 à 10 - MCO	
	Dépendance physique + psychique (1)	Dépendance physique (2)
Perte d'autonomie physique ou psychique d'une personne proche autre qu'un membre de la famille	0.4098*** (0.1035)	
Perte d'autonomie physique d'une personne proche autre qu'un membre de la famille		0.4015*** (0.1218)
Nombre d'observations	2 108	2 108
R <sup>2</sup>	0.0079	0.0057
F Statistic	16.7075***	12.1174***

\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

Note : estimation en modèles MCO. Les écarts types sont entre parenthèses.

Source : enquête Pat€r 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors points aberrants pour le patrimoine total.

Tableau A4. Estimations en moindres carrés ordinaires du logarithme du patrimoine total et financier sur le revenu permanent (sans variable instrumentale)

	Variable dépendante $\log(W_i/Y_i)$ - MCO			
	Patrimoine total		Patrimoine financier	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Proba d'être dépendant de 0 à 10	0.0322*** (0.0088)	0.0305*** (0.0084)	0.0239* (0.0133)	0.0227* (0.0132)
Etat de santé	-0.0857*** (0.0219)	-0.0662*** (0.0214)	-0.0199 (0.0327)	-0.0089 (0.0325)
Goût du risque	-0.0020 (0.0076)	-0.0027 (0.0074)	-0.0035 (0.0112)	-0.0044 (0.0112)
Imprévoyance	-0.0267*** (0.0086)	-0.0213** (0.0084)	-0.0746*** (0.0127)	-0.0724*** (0.0127)
Confiance dans l'avenir	0.0174 (0.0147)	0.0177 (0.0143)	0.0568** (0.0223)	0.0554** (0.0220)
Revenu permanent du ménage (en milliers d'€)	0.1382*** (0.0210)		0.1708*** (0.0229)	
Revenu permanent des ménages en quartiles				
premier quartile [0 ; 2 392 €]		Réf.		Réf.
deuxième quartile ]2 392 € ; 3 199 €]		0.5303*** (0.0528)		0.3592*** (0.0758)
troisième quartile ]3 199 € ; 4 114 €]		0.7202*** (0.0591)		0.6553*** (0.0833)
quatrième quartile ]4 114 € ; +∞]		0.6824*** (0.0692)		0.7622*** (0.0921)
Variables de contrôle (âge, niveau d'études, situation familiale, taille d'agglomération, PCS) détails tableau A7.	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	2.8349*** (0.1772)	2.9863*** (0.1677)	0.3828 (0.2409)	0.6240*** (0.2363)
Nombre d'observations	2 108	2 108	1 841	1 841
R <sup>2</sup>	0.2726	0.3091	0.2427	0.2499
Adjusted R <sup>2</sup>	0.2632	0.2994	0.2315	0.2379
F Statistic	28.8733***	32.0511***	21.5239***	20.8101***

\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

Source : enquêtes Pat€r 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors valeurs aberrantes.

Note : estimation d'un modèle linéaire par les moindres carrés ordinaires. Les écarts types sont entre parenthèses. Le nombre d'observations plus faible concernant les estimations (3) et (4) sont liées à des patrimoines financiers qui n'ont pu être correctement linéarisés et qui sont donc exclus des estimations en plus de l'exclusion des valeurs aberrantes.

Tableau A5. Estimations du logarithme du patrimoine brut total sur le revenu avec variable instrumentale pour le risque dépendance – (estimation 2SLS)

	Variable dépendante $\log(W_i/Y_i) - IV$			
	Patrimoine brut total			
	IV- perte d'autonomie physique ou psychique d'un proche		IV- perte d'autonomie physique d'un proche	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>IV-Probabilité instrumentée d'être dépendant de 0 à 10</b>	<b>0.1693</b> <b>(0.1137)</b>	<b>0.1987*</b> <b>(0.1139)</b>	<b>0.2566*</b> <b>(0.1397)</b>	<b>0.2553*</b> <b>(0.1392)</b>
Etat de santé	-0.1512*** (0.0582)	-0.1474** (0.0589)	-0.1930*** (0.0711)	-0.1747** (0.0713)
Goût du risque	-0.0064 (0.0088)	-0.0081 (0.0088)	-0.0092 (0.0099)	-0.0099 (0.0096)
Imprévoyance	-0.0199* (0.0106)	-0.0129 (0.0107)	-0.0155 (0.0120)	-0.0101 (0.0118)
Confiance dans l'avenir	0.0455 (0.0276)	0.0523* (0.0282)	0.0633* (0.0327)	0.0639* (0.0329)
Revenu permanent du ménage (en milliers d'€)	0.1278*** (0.0228)		0.1211*** (0.0243)	
Revenu permanent des ménages en quartiles				
premier quartile [0 ; 2 392 €]		Réf.		Réf.
deuxième quartile ]2 392 € ; 3 199 €]		0.5130*** (0.0571)		0.5072*** (0.0602)
troisième quartile ]3 199 € ; 4 114 €]		0.6735*** (0.0698)		0.6578*** (0.0753)
quatrième quartile ]4 114 € ; +∞]		0.6291*** (0.0804)		0.6111*** (0.0874)
Variables de contrôle (âge, niveau d'études, situation familiale, taille d'agglomération, PCS) détails en tableau A8.	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	2.1734*** (0.5669)	2.1545*** (0.5771)	1.7524** (0.6962)	1.8747*** (0.7038)
Nombre d'observations	2 108	2 108	2 108	2 108
R <sup>2</sup>	0.1864	0.1794	0.0418	0.0774
Adjusted R <sup>2</sup>	0.1759	0.1679	0.0293	0.0646
Instrument faible (p-value)	0.000299***	0.000285***	0.00241***	0.00251***
Test de Wu-Hausman (p-value)	0.205324	0.108902	0.06750*	0.06256*
Statistique de Wald	23.27***	25.99***	19.59***	22.88***

\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

Note : estimation d'un modèle linéaire par les MCO en deux étapes avec variables instrumentale. Les écarts types sont entre parenthèses.

Source : enquêtes Pat€r 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors valeurs aberrantes.

Tableau A6. Estimations du logarithme du patrimoine brut financier sur le revenu avec variable instrumentale pour le risque dépendance – (estimation 2SLS)

	Variable dépendante $\log(W_i/Y_i) - IV$			
	Patrimoine financier			
	IV- perte d'autonomie physique ou psychique d'un proche		IV- perte d'autonomie physique d'un proche	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>IV-Probabilité instrumentée d'être dépendant de 0 à 10</b>	<b>0.2759**</b> <b>(0.1350)</b>	<b>0.2861**</b> <b>(0.1351)</b>	<b>0.3965**</b> <b>(0.1886)</b>	<b>0.3967**</b> <b>(0.1899)</b>
Etat de santé	-0.1410* (0.0743)	-0.1362* (0.0748)	-0.1989** (0.0987)	-0.1896* (0.1000)
Goût du risque	-0.0118 (0.0135)	-0.0129 (0.0136)	-0.0157 (0.0155)	-0.0165 (0.0155)
Imprévoyance	-0.0630*** (0.0157)	-0.0603*** (0.0158)	-0.0574*** (0.0184)	-0.0552*** (0.0184)
Confiance dans l'avenir	0.1095*** (0.0375)	0.1108*** (0.0375)	0.1348*** (0.0471)	0.1341*** (0.0474)
Revenu permanent du ménage (en milliers d'€)	0.1554*** (0.0258)		0.1480*** (0.0289)	
Revenu permanent des ménages en quartiles				
premier quartile [0 ; 2 392 €]		Réf.		Réf.
deuxième quartile [2 392 € ; 3 199 €]		0.3402*** (0.0871)		0.3322*** (0.0964)
troisième quartile [3 199 € ; 4 114 €]		0.5966*** (0.0981)		0.5719*** (0.1103)
quatrième quartile [4 114 € ; +∞]		0.6942*** (0.1081)		0.6656*** (0.1216)
Variables de contrôle (âge, niveau d'études, situation familiale, taille d'agglomération, PCS) détails en tableau A9.	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	-0.8143 (0.6872)	-0.6521 (0.6963)	-1.3875 (0.9420)	-1.1878 (0.9603)
Nombre d'observations	1 841	1 841	1 841	1 841
R <sup>2</sup>	0.0873	0.0802	-0.0972	-0.0922
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0737	0.0655	-0.1135	-0.1096
Instrument faible (p-value)	1.14e-05***	1.04e-05***	0.000748***	0.000753***
Test de Wu-Hausman (p-value)	0.0394**	0.0293**	0.015578**	0.015398**
Statistique de Wald	21.50***	20.39***	17.36***	16.55***

\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

Note : estimation d'un modèle linéaire par les MCO en deux étapes avec variables instrumentale. Les écarts types sont entre parenthèses.

Source : enquête PatÉr 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors valeurs aberrantes.

Tableau A7. Estimations en moindres carrés ordinaires du logarithme du patrimoine total et financier sur le revenu permanent (sans variable instrumentale) – détail pour les variables de contrôle

	Variable dépendante $\log(W_i/Y_i)$ - IV			
	Patrimoine total		Patrimoine financier	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Age	0.0085*** (0.0018)	0.0060*** (0.0018)	0.0237*** (0.0027)	0.0220*** (0.0027)
Niveau d'études				
Primaire et secondaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau bac	0.1058** (0.0471)	0.0881* (0.0461)	0.1292* (0.0709)	0.1245* (0.0708)
Niveau 1er cycle	0.3291*** (0.0594)	0.3096*** (0.0580)	0.2136** (0.0877)	0.2071** (0.0875)
Niveau 2e cycle	0.2015*** (0.0702)	0.1697** (0.0684)	0.2648*** (0.0986)	0.2536** (0.0986)
Niveau 3e cycle	0.3364*** (0.0890)	0.3564*** (0.0854)	0.6883*** (0.1116)	0.7205*** (0.1107)
En couple	0.2819*** (0.0461)	0.1780*** (0.0468)	-0.0828 (0.0622)	-0.1468** (0.0637)
Nombre d'enfants	-0.0050 (0.0154)	-0.0015 (0.0150)	-0.1583*** (0.0230)	-0.1523*** (0.0229)
Taille d'agglomération				
Ruraux	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2000-4999 hab.	0.1277* (0.0696)	0.1428** (0.0704)	0.1293 (0.1127)	0.1487 (0.1136)
5000-9999 hab.	0.1517** (0.0698)	0.1534** (0.0688)	0.2336* (0.1269)	0.2345* (0.1251)
10000-19999 hab.	0.0763 (0.0871)	0.1024 (0.0858)	-0.0311 (0.1437)	0.0018 (0.1456)
20000-49999 hab.	0.0780 (0.0750)	0.0947 (0.0740)	0.1169 (0.1104)	0.1332 (0.1096)
50000-99999 hab.	-0.1788** (0.0794)	-0.1618** (0.0763)	0.0986 (0.1056)	0.1234 (0.1056)
100000 hab. et +	0.0990** (0.0462)	0.1035** (0.0448)	0.2149*** (0.0716)	0.2234*** (0.0716)
Agglo. Parisienne	0.1984*** (0.0565)	0.1869*** (0.0548)	0.2132*** (0.0810)	0.2230*** (0.0799)
PCS				
Exploitant agricole	0.3084** (0.1447)	0.2939* (0.1745)	1.2355*** (0.2284)	1.2442*** (0.2413)
Artisan Commerçant	0.1159 (0.1168)	0.1466 (0.1137)	0.0599 (0.1476)	0.0626 (0.1470)
Prof. libérale	0.2565* (0.1324)	0.3453** (0.1356)	0.3489** (0.1749)	0.4018** (0.1866)
Cadre	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Prof. Intermédiaire	-0.0807 (0.0550)	-0.1072** (0.0526)	-0.1334* (0.0804)	-0.1650** (0.0795)
Employé	-0.3395*** (0.0657)	-0.3522*** (0.0643)	-0.2790*** (0.0924)	-0.3046*** (0.0911)
Ouvrier	-0.3127*** (0.0749)	-0.3246*** (0.0732)	-0.3650*** (0.1150)	-0.3800*** (0.1144)
Autres inactif	-0.2097** (0.0989)	-0.1879* (0.0967)	-0.3266** (0.1407)	-0.3142** (0.1396)

\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

Source : enquêtes PatEr 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors valeurs aberrantes.

Tableau A8. Estimations du logarithme du patrimoine brut total sur le revenu avec variable instrumentale pour le risque dépendance – (estimation 2SLS) – détail pour les variables de contrôle

	Variable dépendante $\log(W_i/Y_i)$ - IV			
	Patrimoine brut total			
	IV- perte d'autonomie physique ou psychique d'un proche (1)	IV- perte d'autonomie physique ou psychique d'un proche (2)	IV- perte d'autonomie physique d'un proche (3)	IV- perte d'autonomie physique d'un proche (4)
Age	0.0079*** (0.0020)	0.0054*** (0.0020)	0.0076*** (0.0021)	0.0052** (0.0021)
Niveau d'études				
Primaire et secondaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau bac	0.1081** (0.0501)	0.0921* (0.0506)	0.1095** (0.0545)	0.0935* (0.0537)
Niveau 1er cycle	0.3077*** (0.0632)	0.2845*** (0.0629)	0.2941*** (0.0685)	0.2760*** (0.0672)
Niveau 2e cycle	0.1397 (0.0885)	0.0958 (0.0882)	0.1003 (0.0989)	0.0709 (0.0976)
Niveau 3e cycle	0.2848*** (0.1049)	0.2915*** (0.1043)	0.2520** (0.1167)	0.2696** (0.1137)
En couple	0.2572*** (0.0536)	0.1543*** (0.0534)	0.2415*** (0.0593)	0.1464** (0.0571)
Nombre d'enfants	0.0105 (0.0201)	0.0171 (0.0199)	0.0203 (0.0231)	0.0234 (0.0225)
Taille d'agglomération				
Ruraux	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2000-4999 hab.	0.1300* (0.0747)	0.1440* (0.0776)	0.1314 (0.0820)	0.1445* (0.0826)
5000-9999 hab.	0.1096 (0.0796)	0.1015 (0.0803)	0.0828 (0.0891)	0.0841 (0.0879)
10000-19999 hab.	0.0785 (0.0911)	0.1020 (0.0935)	0.0799 (0.0995)	0.1019 (0.0997)
20000-49999 hab.	0.0605 (0.0787)	0.0714 (0.0794)	0.0493 (0.0850)	0.0636 (0.0842)
50000-99999 hab.	-0.2146** (0.0871)	-0.2078** (0.0864)	-0.2374** (0.0935)	-0.2233** (0.0918)
100000 hab. et +	0.0913* (0.0498)	0.0932* (0.0501)	0.0865 (0.0546)	0.0897* (0.0536)
Agglo. Parisienne	0.2002*** (0.0598)	0.1887*** (0.0602)	0.2013*** (0.0648)	0.1893*** (0.0639)
PCS				
Exploitant agricole	0.2510* (0.1508)	0.2246 (0.1788)	0.2145 (0.1603)	0.2013 (0.1844)
Artisan Commerçant	0.1444 (0.1202)	0.1809 (0.1201)	0.1625 (0.1288)	0.1924 (0.1266)
Prof. libérale	0.2171 (0.1506)	0.2925* (0.1542)	0.1920 (0.1729)	0.2747 (0.1690)
Cadre	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Prof. Intermédiaire	-0.0891 (0.0602)	-0.1163** (0.0591)	-0.0945 (0.0665)	-0.1194* (0.0634)
Employé	-0.3258*** (0.0714)	-0.3352*** (0.0717)	-0.3170*** (0.0780)	-0.3295*** (0.0761)
Ouvrier	-0.3217** (0.0806)	-0.3360*** (0.0809)	-0.3274*** (0.0883)	-0.3398*** (0.0863)
Autres inactif	-0.1764* (0.1046)	-0.1499 (0.1040)	-0.1553 (0.1133)	-0.1371 (0.1104)

\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

Note : estimation d'un modèle linéaire par les MCO en deux étapes avec variables instrumentale. Les écarts types sont entre parenthèses.

Source : enquête PatÉr 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors valeurs aberrantes.

Tableau A9. Estimations du logarithme du patrimoine brut financier sur le revenu avec variable instrumentale pour le risque dépendance – (estimation 2SLS) – détail pour les variables de contrôle

	Variable dépendante $\log(W_t/Y_t)$ - IV			
	Patrimoine brut financier			
	IV- perte d'autonomie physique ou psychique d'un proche	IV- perte d'autonomie physique ou psychique d'un proche	IV- perte d'autonomie physique d'un proche	IV- perte d'autonomie physique d'un proche
	(1)	(2)	(3)	(4)
Age	0.0229*** (0.0030)	0.0211*** (0.0030)	0.0224*** (0.0032)	0.0208*** (0.0032)
Niveau d'études				
Primaire et secondaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Niveau bac	0.1459* (0.0791)	0.1428* (0.0797)	0.1539* (0.0874)	0.1505* (0.0877)
Niveau 1er cycle	0.1735* (0.0968)	0.1661* (0.0971)	0.1543 (0.1061)	0.1488 (0.1059)
Niveau 2e cycle	0.1440 (0.1240)	0.1286 (0.1245)	0.0862 (0.1449)	0.0762 (0.1449)
Niveau 3e cycle	0.5993*** (0.1344)	0.6247*** (0.1346)	0.5566*** (0.1537)	0.5845*** (0.1532)
En couple	-0.1414* (0.0773)	-0.2013*** (0.0770)	-0.1694* (0.0898)	-0.2241** (0.0878)
Nombre d'enfants	-0.1358*** (0.0279)	-0.1294*** (0.0278)	-0.1249*** (0.0329)	-0.1197*** (0.0325)
Taille d'agglomération				
Ruraux	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2000-4999 hab.	0.1516 (0.1237)	0.1704 (0.1250)	0.1622 (0.1367)	0.1796 (0.1369)
5000-9999 hab.	0.1260 (0.1446)	0.1220 (0.1428)	0.0745 (0.1621)	0.0748 (0.1600)
10000-19999 hab.	-0.0052 (0.1582)	0.0250 (0.1618)	0.0072 (0.1731)	0.0348 (0.1757)
20000-49999 hab.	0.0828 (0.1243)	0.0954 (0.1246)	0.0664 (0.1382)	0.0795 (0.1378)
50000-99999 hab.	0.0327 (0.1199)	0.0512 (0.1211)	0.0011 (0.1340)	0.0209 (0.1349)
100000 hab. et +	0.2003** (0.0797)	0.2066** (0.0807)	0.1933** (0.0875)	0.1995** (0.0881)
Agglo. Parisienne	0.1802** (0.0917)	0.1871** (0.0917)	0.1644 (0.1015)	0.1720* (0.1011)
PCS				
Exploitant agricole	1.0945*** (0.2429)	1.0957*** (0.2548)	1.0270*** (0.2649)	1.0334*** (0.2751)
Artisan Commerçant	0.0805 (0.1641)	0.0827 (0.1651)	0.0904 (0.1817)	0.0911 (0.1815)
Prof. libérale	0.2614 (0.1938)	0.3061 (0.1988)	0.2195 (0.2258)	0.2660 (0.2262)
Cadre	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Prof. Intermédiaire	-0.1714* (0.0914)	-0.2029** (0.0906)	-0.1896* (0.1032)	-0.2188** (0.1015)
Employé	-0.2798*** (0.1031)	-0.3044*** (0.1023)	-0.2802** (0.1141)	-0.3043*** (0.1124)
Ouvrier	-0.3767*** (0.1273)	-0.3925*** (0.1278)	-0.3823*** (0.1402)	-0.3978*** (0.1398)
Autres inactif	-0.2637* (0.1573)	-0.2515 (0.1569)	-0.2336 (0.1738)	-0.2252 (0.1723)

\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %.

Note : estimation d'un modèle linéaire par les MCO en deux étapes avec variables instrumentale. Les écarts types sont entre parenthèses.

Source : enquête PatEr 2020.

Périmètre : répondants de 40-79 ans hors valeurs aberrantes.

## Les collections Questions Politiques Sociales : QPS – Les cahiers, QPS – Les études et QPS – Les brèves

*QPS – Les cahiers* est une série de documents de travail publiée par la direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts. Cette collection a vocation à faire connaître des études approfondies dans les domaines de la protection sociale (retraite, vieillissement, handicap...) et de la formation professionnelle. Elle est complétée par *QPS – Les études* qui reprend les résultats des études et *QPS – Les brèves* qui propose des éclairages statistiques réalisés dans ces domaines. L'ensemble des numéros est disponible sur le site <https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/> à la rubrique Publications et statistiques. »

---

[politiques-sociales.caissedesdepots.fr](https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr)

Consultez les publications ou abonnez-vous à leur diffusion sur le site :  
[politiques-sociales.caissedesdepots.fr](https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr) à la rubrique Publications et statistiques

---

Une publication de la direction des politiques sociales de la Caisse des Dépôts  
Directrice de la publication : Marianne Kermoal-Berthomé – Rédacteur en chef : Laurent Soulat  
Impression : Imprimerie CDC (75) – Dépôt légal : 2<sup>e</sup> trimestre 2024 – ISSN : 2425-9977  
Contact : [etudesdps@caissedesdepots.fr](mailto:etudesdps@caissedesdepots.fr) – 12, avenue Pierre Mendès-France – 75914 Paris cedex 13

**Ensemble,  
faisons grandir  
la France**  
[caissedesdepots.fr](https://caissedesdepots.fr)

