

Le droit à l'information sur la retraite introduit par la réforme de 2003 rend-il les Français mieux informés et moins inquiets quant à leur future retraite ?

Does the Right to Information on their Pension Introduced by the 2003 Reform Make the French Better Informed and Less Concerned about their Future Pension?

Luc Arrondel*, Loïc Gautier**, Aurélie Lemonnier** et Laurent Soulat**

Résumé – Nous étudions l'impact de la politique d'envoi aux assurés d'une information personnalisée sur leur retraite, introduite par la réforme de 2003 (le droit à l'information, DAI), sur l'amélioration de la connaissance qu'ont ces derniers de leurs droits à retraite et sur l'évolution de leur inquiétude concernant le montant de leur pension future. En mobilisant les données des vagues 2012 et 2020 de l'enquête Pat€r, nous montrons que la connaissance des droits à la retraite s'est améliorée et que l'inquiétude sur le montant des pensions s'est réduite entre 2012 et 2020. L'impact des envois d'information dans le cadre du DAI est difficile à isoler de celui de l'évolution du contexte général entre 2012 et 2020. Les résultats obtenus suggèrent toutefois un léger effet positif de la politique du DAI sur la connaissance avec le premier envoi de documents et un effet indirect sur la réduction de l'inquiétude *via* l'amélioration de la connaissance.

Abstract – *We study the impact of the policy of sending policyholders personalised information regarding their pension, which was introduced by the 2003 reform (the right to information, Droit à l'information – DAI), on improving their knowledge of their pension entitlements and on the changes in their level of concern regarding their future pension amount. By using data from the 2012 and 2020 waves of the PAT€R survey, we show that knowledge of pension entitlements improved and that concern regarding pension amounts fell between 2012 and 2020. The impact of sending information as part of the DAI is difficult to isolate from the impact of the change in the general context between 2012 and 2020. However, the results obtained suggest that the first documents sent under the DAI policy have a slight positive effect on knowledge and an indirect impact on reducing concern by improving knowledge.*

JEL : H55, I20, J26

Mots-clés : retraite, apport d'information, éducation financière, anticipations de pension

Keywords: retirement, provision of information, financial literacy, pension expectations

* Paris School of Economics (PSE), CNRS ; ** Direction des politiques sociales de la Caisse des dépôts (CDC).

Correspondance : 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 les deux rapporteurs du papier ainsi que : les organisateurs et les participants au colloque international retraite et vieillissement 2021 (coorganisé par l'IPP, la chaire ESoPS de l'Université de Paris 1 et la CDC) ; Izabela Jelovac, Florence Jusot, Aurore Pélissier et Lise Rochaix pour leurs commentaires lors de la conférence annuelle de l'Afse 2022. Nous remercions Anne Lavigne, Frédérique Nortier-Ribordy et Pierre-Louis Bras ainsi que les membres du secrétariat général du COR pour leurs remarques et commentaires. Enfin nous remercions Ronan Mahieu pour ses précieuses relectures, ses commentaires et ses suggestions.

Reçu en janvier 2022, accepté en février 2023.

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

Citation: Arrondel, L., Gautier, L., Lemonnier, A. & Soulat, L. (2023). Does the Right to Information on their Pension Introduced by the 2003 Reform Make the French Better Informed and Less Concerned about their Future Pension? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 69–87. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2093

Les débats récurrents sur la meilleure manière d'assurer l'équilibre financier des systèmes de retraite, dans un contexte de vieillissement marqué de la population, portent notamment sur le niveau des pensions et l'âge de départ à la retraite. Pour expliquer les comportements d'épargne vis-à-vis de la retraite, le modèle standard est celui du cycle de vie et ses extensions (Modigliani & Brumberg, 1954). L'idée de base de ce modèle est simple : l'individu épargne par prévoyance tout au long de sa vie active pour consommer le patrimoine ainsi constitué sur ses vieux jours. S'il existe un système public de retraite qui lui assure une rente viagère, son épargne propre en sera d'autant diminuée. Le patrimoine (privé et droits à la retraite) sert à mettre en correspondance l'échéancier des besoins et celui des ressources, qui présentent des variations systématiques (passage à la retraite) et des chocs ou fluctuations aléatoires. Confrontée aux données empiriques, cette « rationalité standard » débouche cependant sur de nombreuses énigmes (*puzzle*), dont, en ce qui concerne la retraite, le niveau insuffisant de l'épargne (*inadequacy of saving*) pour une partie de la population, et la faible diffusion des contrats d'épargne avec sortie en rente viagère (*annuity puzzle*), même après l'âge de 50 ans (Davidoff *et al.*, 2005).

Pour remédier à ces insuffisances du modèle standard, les modèles « non-standards » de l'économie comportementale peuvent être mis à contribution. Ils reviennent sur l'hypothèse de rationalité de l'épargnant (Gomes *et al.*, 2021) que ce soit au niveau de ses choix, de ses croyances, ou du processus même de ses prises de décision (Della Vigna, 2009). Ainsi, la désaffection pour la rente viagère pourrait s'expliquer par « une aversion à l'ambiguïté » (renvoi à des choix dans un environnement incertain plutôt que risqué au sens de Knight – Ellsberg, 1961) dont feraient preuve les individus face à l'incertitude quant à leur longévité (Guiso & Sodini, 2013). La remise en cause de l'hypothèse des anticipations rationnelles, notamment l'homogénéité des croyances, semble aussi une voie de recherche intéressante. Enfin, le modèle standard suppose implicitement que pour prendre leurs décisions, les épargnants maîtrisent les concepts économiques et financiers comme l'actualisation, l'inflation, le calcul des intérêts, etc., et qu'ils disposent d'une certaine information sur l'environnement économique, notamment sur les systèmes de retraites et leurs droits. Les programmes de recherche sur l'information, sur la littératie financière (*financial literacy*) ou sur les capacités cognitives (*cognitive ability*),

tendent à montrer que ces hypothèses ne sont pas toujours vérifiées (Lusardi & Mitchell, 2014).

Ainsi, les épargnants souffriraient d'un manque d'éducation financière (« *illettrisme financier* ») ou de capacités cognitives limitées (Lusardi, 2009 ; Guiso & Sodini, 2013). Ils ne maîtriseraient pas les principes économiques requis (formation rationnelle des anticipations, calcul d'actualisation, valorisation des actifs, etc.) ou pâtiraient d'une connaissance insuffisante des produits financiers ou de l'environnement économique (taux d'intérêt, marchés boursiers, système de retraite, etc.). Ils commettraient des « erreurs » de tous ordres, de calcul, de stratégie, mais aussi d'anticipation dans la collecte d'information, le traitement de cette dernière ou la formation de leurs croyances. Ils seraient victimes « d'émotions » contraires à leur intérêt propre (impulsivité, excès de confiance en soi, regret ou déception injustifiés, etc.). Ces différents « biais » pourraient donc expliquer une préparation inadéquate à la retraite.

Dans cette perspective, le présent article s'intéresse à la connaissance qu'ont les Français de leurs droits personnels à une pension ainsi qu'à leur inquiétude à l'égard de leur pension future, qui revêt des aspects plus financiers. Plus précisément, nous étudions comment ont évolué aussi bien la connaissance que l'inquiétude suite à la mise en place d'une information systématique aux assurés tout au long de leur carrière par les acteurs publics et les régimes de retraite. La réforme des retraites de 2003 a en effet chargé le GIP-Info retraite (devenu GIP-Union retraite depuis la réforme de 2014) de mettre en œuvre le droit à l'information (DAI). Ce droit se traduit par l'envoi aux affiliés non retraités, tous les 5 ans à partir de leurs 35 ans, d'une information consolidée sur leurs droits constitués dans les différents régimes de retraite obligatoires. Nous portons plus spécifiquement notre attention sur l'évaluation de l'intention de traitement (*intention-to-treat*, ITT) de cette politique, c'est-à-dire sur le fait que les individus soient la cible de la politique d'envoi des documents DAI, et non sur le fait d'avoir réellement reçu un DAI (pour plus de détails sur la politique du DAI et la mesure de l'ITT, encadré 1).

Selon plusieurs études, « le manque d'argent » à la retraite constitue la principale source d'inquiétude des futurs retraités (Arrondel & Soulat, 2017). Il nous paraît donc intéressant de regarder dans quelle mesure le DAI peut améliorer la confiance qu'ont les individus dans le fait de disposer de revenus suffisants une fois à retraite. La politique du DAI est en

ENCADRÉ 1 – Droit à l'information (DAI)

La réforme des retraites de 2003 a chargé le GIP-Info retraite – devenu en 2014 le GIP-Union retraite – d'envoyer aux affiliés non retraités, tous les 5 ans à partir de leurs 35 ans, l'information consolidée sur leurs droits constitués dans les différents régimes de retraite obligatoires : ces envois constituent le droit à l'information retraite (DAI). Avant 55 ans, il s'agit d'un relevé individuel de situation des droits à retraite (RIS) et ensuite d'une estimation indicative globale (EIG), qui fournit une évaluation du montant de pension totale selon plusieurs hypothèses d'âge de départ et de situation de fin de carrière (COR, 2008). Le DAI a été progressivement mis en œuvre à partir de 2007. Si l'on considère les envois intervenus jusqu'en 2019 pour la vague 2020 de l'enquête PatÉr, les générations 1975 à 1984 ont bénéficié de l'envoi d'un RIS dès 35 ans à partir de 2010, les générations 1969 et 1974 dès 40 ans à partir de 2009, les générations 1963 à 1968 dès 45 ans à partir de 2008 et les générations 1957 à 1967 dès 50 ans. La montée en charge des envois d'EIG à 55, 60 et 65 ans a également été progressive. Le calendrier de montée en charge du dispositif pour les premières générations de bénéficiaires a pu conduire à plusieurs envois sur des années plus rapprochées que tous les 5 ans. Les premiers bénéficiaires, nés en 1949, avaient 58 ans en 2007, et les personnes nées avant 1949 n'ont pas été la cible d'envois. Enfin, l'envoi d'information au titre du DAI s'interrompt lors de la liquidation des droits à la retraite.

Dans l'étude, nous nous intéressons à l'exposition aux envois de RIS ou d'EIG dans le cadre du DAI et non à la réception effective de ces documents. Cette exposition est entièrement déterminée par l'année naissance, le calendrier des envois étant exclusivement dépendant de cette année de naissance. Il s'agit donc d'une évaluation de « l'intention de traitement » (ITT). Cette mesure peut surestimer le nombre de personnes ayant effectivement reçu un document du DAI, l'envoi ayant pu être suspendu pour des raisons techniques, ou ne pas parvenir à l'assuré à cause d'une erreur d'adresse par exemple.

Soit $DAI_{i,t}$ le nombre total de documents théoriquement envoyés avant la date t à la personne i . Pour la vague 2012, il s'agit donc du nombre total d'envois entre 2007 et 2011, et pour la vague 2020 du nombre total d'envois entre 2007 et 2019. On fait l'hypothèse que les personnes ciblées par l'envoi l'année de l'enquête (2012 ou 2020) ne reçoivent le document qu'après avoir répondu à l'enquête. Il s'agit d'une mesure de l'intensité des envois du DAI.

Si on prend l'exemple d'un répondant i né en 1957 et parti à la retraite en 2019 à 62 ans, $DAI_{i,t=2012} = 1$ du fait de l'envoi d'un unique RIS à 50 ans en 2007 (date à laquelle i n'était pas retraité), et $DAI_{i,t=2020} = DAI_{i,t=2012} + 2 = 3$ avec l'envoi en plus d'une EIG à 55 ans en 2012 et d'une EIG à 60 ans en 2017 (dates auxquelles l'individu n'est pas encore retraité).

En 2012, 45.9 % des répondants avaient théoriquement reçu un document au titre du DAI et 6.4 % deux documents ; en 2020, 11.0 % avaient en principe reçu un seul document au titre du DAI, 46.7 % deux et 14.3 % au moins trois (tableau A).

Tableau A – Part des personnes ciblées par les envois de DAI selon le nombre d'envois (en %)

| Âge | 2012 DAI=0 | 2012 DAI=1 | 2012 DAI=2 | 2020 DAI=0 | 2020 DAI=1 | 2020 DAI=2 | 2020 DAI=au moins 3 |
|--|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|------------------------|
| Ensemble des répondants (N=3 895) | | | | | | | |
| Moins de 35 ans | 100.0 | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 35-49 ans | 41.1 | 58.9 | 0.0 | 4.7 | 30.8 | 64.5 | 0.0 |
| 50 ans et plus | 11.0 | 70.1 | 18.8 | 0.3 | 0.3 | 62.1 | 37.4 |
| Total | 47.7 | 45.9 | 6.4 | 28.0 | 11.0 | 46.7 | 14.3 |
| Répondants communs aux deux vagues (N=444) | | | | | | | |
| Moins de 35 ans | 100.0 | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 35-49 ans | 42.9 | 57.1 | 0.0 | 3.1 | 22.6 | 74.2 | 0.0 |
| 50 ans et plus | 17.9 | 78.6 | 3.6 | 0.0 | 0.0 | 64.7 | 35.3 |
| Total | 49.5 | 49.5 | 0.9 | 11.0 | 8.1 | 61.7 | 19.1 |

Source et champ : PatÉr-2012 et PatÉr-2020. Ensemble des répondants hors retraités.

effet susceptible d'agir, outre directement sur le niveau de connaissance des droits personnels, sur le degré d'inquiétude concernant le montant de sa propre retraite. Nous examinons donc les effets de l'exposition au DAI sur le niveau et sur l'amélioration de connaissance des droits personnels, ainsi que sur le niveau et l'évolution de l'inquiétude vis-à-vis des droits personnels à une pension, mais aussi sur la relation entre niveaux de connaissance et d'inquiétude.

Pour cela, nous mobilisons les données des vagues 2012 et 2020 de l'enquête PatÉr (PATrimoine et

Préférences vis-à-vis du Temps et du Risque), seules vagues à disposer d'un module sur les attentes et les préférences des Français en matière de retraite. Une partie des répondants est commune à ces deux vagues. Nous proposons une analyse des déterminants des niveaux et des évolutions entre 2012 et 2020 aussi bien de la connaissance des droits personnels à une pension que de l'inquiétude vis-à-vis des droits personnels.

Dans la première section, nous présentons l'enquête PatÉr. Dans la deuxième section, nous détaillons la construction des indicateurs

de connaissance et d'inquiétude concernant les droits personnels à une pension, puis nous décrivons les niveaux de connaissance et d'inquiétude vis-à-vis des droits à la retraite selon l'exposition au DAI (toutes choses égales par ailleurs). Dans la troisième section, nous cherchons à expliquer les évolutions de la connaissance et de l'inquiétude entre 2012 et 2020.

1. L'enquête PatEr : des informations en panel sur les attentes et les préférences à l'égard de la retraite

L'enquête PatEr vise à analyser les comportements d'épargne et d'accumulation patrimoniale des Français à l'aune de leurs préférences, notamment à l'égard du risque (aversion pour le risque) et du temps (préférence pour le présent). Elle compte sept vagues (2002, 2007, 2009, 2011, 2012, 2014 et 2020), pour partie en panel. Cette étude s'appuie sur les vagues de 2012 et 2020¹, seules à contenir un module sur les préférences et les attentes à l'égard de la retraite.

Elles ont été réalisées par voie postale par Kantar, la première entre le 10 septembre et le 12 octobre 2012 et la seconde entre le 19 mars et le 8 juin 2020 auprès d'un échantillon représentatif de la population française de 18 ans et plus.

Pour mesurer le niveau et l'évolution entre 2012 et 2020 aussi bien du degré de connaissance que du degré d'inquiétude, et le rôle qu'a pu jouer l'envoi de documents DAI, nous nous restreignons aux seuls individus concernés par leurs droits futurs à la retraite. Les retraités sont donc exclus de l'étude.

L'échantillon retenu pour la vague 2012 comporte ainsi 1 835 non retraités, et celui de la vague 2020, 2 060, dont 444 sont communs aux deux vagues. Le tableau A1-1 de l'annexe 1 présente quelques caractéristiques des répondants. Les vagues 2012 et 2020 se distinguent notamment par le vieillissement des répondants, d'environ 1 an et 8 mois en moyenne. L'échantillon commun aux deux vagues a quant à lui mécaniquement vieilli de 7 ans et 9 mois (l'écart temporel entre les deux vagues).

Les deux vagues se distinguent également par la montée en charge des envois de DAI : la part des répondants concernés par l'envoi d'au moins un document du DAI augmente de 19.7 points entre 2012 et 2020, et de 38.5 points pour les seuls répondants communs aux deux vagues.

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-19², ce qui aurait pu affecter leurs préférences (aversion pour le risque, préférence pour le loisir, etc.) ou leur connaissance et leur inquiétude concernant le système de retraite et leurs droits.

De nombreux travaux empiriques cherchent ainsi à tester si les préférences peuvent être modifiées par des événements de la vie (problème de santé, décès de proches, chômage, pertes financières, etc.) et des chocs structurels (catastrophes naturelles, guerres, crises économiques, etc.) auxquels sont confrontés les individus. Chuang & 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, etc.). 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 : voir notamment Goossens & Knoef (2022) sur les Pays-Bas, Müller & Rau (2021) sur les ménages allemands, Shachat *et al.* (2020) sur la province de Wuhan en Chine, Drichoutis & Nayga (2022) sur la Grèce, Angrisani *et al.* (2020) sur les comportements d'une population de traders et d'étudiants aux États-Unis.

Il paraît en outre peu probable que, dans le cas français, les réponses à l'enquête PatEr aient été significativement affectées par la suspension du projet de réforme des retraites consécutive au confinement³. Pour autant, il se peut que la crise

1. Les vagues 2012 et 2020 sont le fruit d'une collaboration entre les responsables de l'enquête PatEr, Luc Arrondel (PSE-CNRS), André Masson (PSE-CNRS) et la Caisse des Dépôts.

2. Le premier confinement s'est déroulé du 17 mars au 11 mai 2020 ; seulement 2 % des réponses au questionnaire a été réceptionné après le 11 mai 2020.

3. La suspension du projet de réforme des retraites devrait a priori conduire à une hausse de l'inquiétude concernant ses droits personnels pour les personnes favorables à la réforme, et une baisse de l'inquiétude concernant ses droits personnels pour les personnes défavorables. Entre 2012 et 2020, le score moyen de l'inquiétude diminue pourtant de 7.9 % pour les personnes favorables à la réforme et de 6.2 % pour les personnes défavorables. De la même manière, avec cette suspension, on pourrait s'attendre à ce que les personnes de plus de 50 ans, dont les droits à retraite ne sont pas soumis au projet de réforme, connaissent une baisse de leur inquiétude à l'égard de leurs droits à retraite plus faible que les personnes de moins de 50 ans, dont les droits pouvaient être touchés par la réforme. Pourtant, l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension baisse de 7.9 % entre 2012 et 2020 pour les personnes de 50 ans et plus en 2020 alors qu'elle ne baisse que de 6.3 % pour les personnes de moins de 50 ans en 2020.

sanitaire ait conduit à une modification des sujets d'inquiétude, qui se seraient davantage centrés sur des questions de santé, contribuant à réduire l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension (Brodeur *et al.*, 2021).

Par ailleurs, les niveaux et les évolutions de la connaissance et de l'inquiétude concernant les droits personnels peuvent *a priori* être imputables à au moins trois causes distinctes, dont le contexte dans lequel les répondants ont été interrogés. Ainsi, les niveaux en 2020 par rapport à 2012 peuvent premièrement être la conséquence du vieillissement de la population interrogée entre les deux vagues, de 7 ans et 9 mois pour les répondants communs aux deux vagues : avec le rapprochement du départ à la retraite, la connaissance qu'ont les répondants de leurs droits s'améliore (parce qu'ils s'intéressent davantage à leur retraite ou qu'ils vont chercher de l'information sur leurs droits) et l'inquiétude concernant d'éventuelles mauvaises surprises sur leurs droits acquis se réduit (réduction de la probabilité d'une éventuelle nouvelle réforme qui s'appliquerait à eux, réduction de l'incertitude sur le salaire de référence et sur la durée d'assurance acquise pour bénéficier d'une pension à taux plein).

Deuxièmement, les évolutions des scores peuvent traduire l'impact de l'apport d'information avec la montée en charge des envois au titre du DAI. Ainsi, l'augmentation du nombre total de documents envoyés au titre du DAI devrait améliorer directement la connaissance de ses droits à retraite et, possiblement, réduire l'inquiétude sur ces droits.

Troisièmement, les évolutions des scores de connaissance et d'inquiétude peuvent aussi être la conséquence d'un changement plus général du contexte d'interrogation entre 2012 et 2020, indépendamment des caractéristiques des répondants. La vague 2020 s'est en effet déroulée juste après le débat national sur le système de retraite français (la consultation citoyenne sur les retraites), la publication du rapport « *Pour un système universel de retraite* » (Delevoye, 2019), puis le dépôt d'un projet de loi de réforme systémique qui a généré d'importants mouvements sociaux fin 2019 et début 2020. Ce contexte a pu améliorer l'information disponible sur le fonctionnement du système de retraite en général (et notamment sur les modalités de calcul des droits à retraite) de l'ensemble des Français, et conduire bon nombre d'entre eux à davantage s'interroger sur leur propre situation face à la retraite. Inversement, on peut imaginer que le projet de réforme pour un système universel

a pu accroître la perception de la complexité du système de retraite actuel et augmenter l'inquiétude par rapport à la vague de 2012.

La vague 2012 a en outre eu lieu dans un contexte d'imbrication des différentes réformes portant à la fois sur la durée d'assurance nécessaire pour bénéficier d'une retraite à taux plein (réforme de 2003) et sur le report de l'âge légal d'ouverture des droits (réforme de 2010). Cette imbrication a pu entraîner une confusion entre les deux leviers de report du départ (âge et durée) pour les personnes interrogées lors de la vague de 2012, confusion qui s'est probablement atténuée avec le temps, de sorte qu'elle serait moins répandue en 2020. Enfin, l'amélioration de la connaissance et la diminution de l'inquiétude peuvent aussi être vues comme la conséquence de la montée en puissance progressive de la question des retraites dans le débat public : au cours des trente dernières années, les rapports (suite notamment à la création du Conseil d'orientation des retraites) et réformes se sont accumulés tandis que les efforts de pédagogie et d'apport d'information s'intensifiaient (DAI, simulateurs de retraite, etc.).

Avec seulement deux vagues d'enquête, il est toutefois difficile de distinguer l'impact de ces différents facteurs dans l'évolution de la connaissance qu'ont les Français de leurs droits personnels, et de l'inquiétude qu'ils nourrissent vis-à-vis de ces droits.

2. Des scores pour mesurer la connaissance et l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension

Pour estimer le degré de connaissance des droits à la retraite et l'inquiétude vis-à-vis de la pension future, s'appuyer sur les réponses à une question d'enquête prise isolément peut conduire à des biais. C'est pourquoi nous avons privilégié le recours à des scores (ou indicateurs synthétiques) qui exploitent simultanément les réponses à plusieurs questions abordant chacune de manière un peu différente le thème concerné⁴.

2.1. Une meilleure connaissance des droits personnels à une pension chez les personnes visées par l'envoi d'un DAI

Le score de connaissance des droits personnels à une pension est calculé à partir d'un quizz

4. Pour plus de détails sur la construction des scores de connaissance et d'inquiétude pour la vague 2012, voir Arrondel *et al.* (2013) et pour la vague 2020 ainsi que pour une comparaison entre 2012 et 2020, voir Arrondel *et al.* (2021). L'encadré 2 reprend les questions mobilisées pour construire les scores.

de trois questions : sur la connaissance que la personne a concernant le nombre de trimestres qu'elle a déjà validés, le nombre de trimestres qu'elle devra valider pour bénéficier d'une retraite à taux plein, et l'âge d'ouverture de ses droits. Les réponses « correctes » aux deux dernières questions sont calculées à partir des caractéristiques du répondant : année de naissance, statut (possibilités de départ anticipé au titre de la catégorie active pour les fonctionnaires), nombre de trimestres déjà validés (pour estimer un âge d'entrée sur le marché du travail et évaluer la possibilité d'un départ anticipé pour carrière longue), nombre d'enfants (pour estimer la majoration possible de durée d'assurance) (Soulat, 2017). Chaque bonne réponse donne 1 point, chaque mauvaise réponse 0. Le score est la somme des points. Il varie entre 0 et 3, 0 correspondant à une connaissance nulle, 1 une connaissance limitée, 2 une bonne connaissance et 3 une très bonne connaissance de ses droits à retraite.

En 2020, un peu moins de la moitié des personnes interrogées (46.8 %) a une bonne ou très bonne connaissance de ses droits personnels (figure I). Les répondants sont une majorité à connaître le nombre de trimestres qu'ils ont déjà validés et leur âge d'ouverture des droits à retraite, mais un peu moins nombreux à connaître la durée d'assurance qui leur permettra d'éviter l'application d'une décote, qui dépend de leur année de naissance.

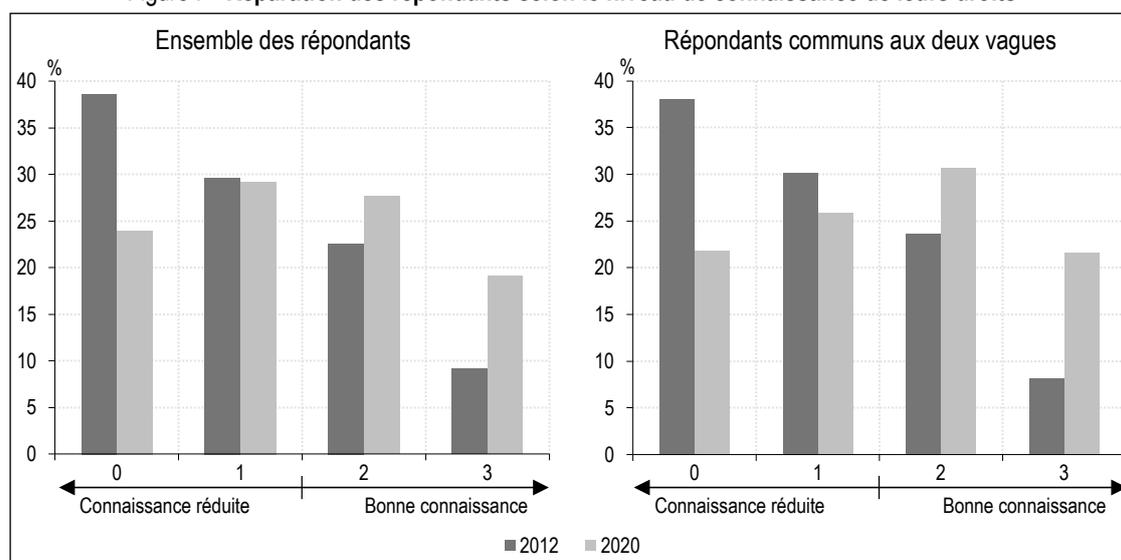
Le niveau de connaissance est dans l'ensemble d'autant plus élevé que le nombre de documents

censés avoir été envoyés au répondant au titre du DAI⁵ est plus important (figure II). Il augmente avec l'âge, est plus faible pour les femmes que les hommes (voir le tableau A2-1 de l'annexe 2 pour le détail des statistiques descriptives). Le niveau de revenu semble également discriminant avec, en 2020, un écart de 0.8 entre le score moyen de connaissance des personnes percevant un revenu net annuel d'au moins 30 000 € et celles en percevant un de moins de 12 000 €. Notons également que les personnes non retraitées sans emploi semblent moins bien informées sur leurs droits à retraite (probablement parce qu'elles ont acquis moins de droits) que celles en emploi, en particulier que les fonctionnaires qui apparaissent comme les mieux informés. Les personnes qui ont connu des interruptions de carrière ou celles plus imprévoyantes ont un niveau de connaissance plus réduit.

Entre 2012 et 2020, le score moyen de connaissance des droits personnels a augmenté de 0.5 point pour l'ensemble des répondants non retraités (comme pour les seuls individus communs aux deux vagues). L'amélioration s'observe pour les trois questions composant le score : connaissance du nombre de trimestres déjà cotisés, de l'âge d'ouverture des droits (fonction de l'année de naissance) et, dans une moindre mesure, de la durée requise pour liquider

5. Sur la population des répondants communs aux deux vagues, le score de connaissance moyen en 2020 des personnes n'ayant jamais été ciblées par un envoi de document DAI est toutefois supérieur à celui des personnes ayant été la cible d'exactly un seul envoi de document DAI.

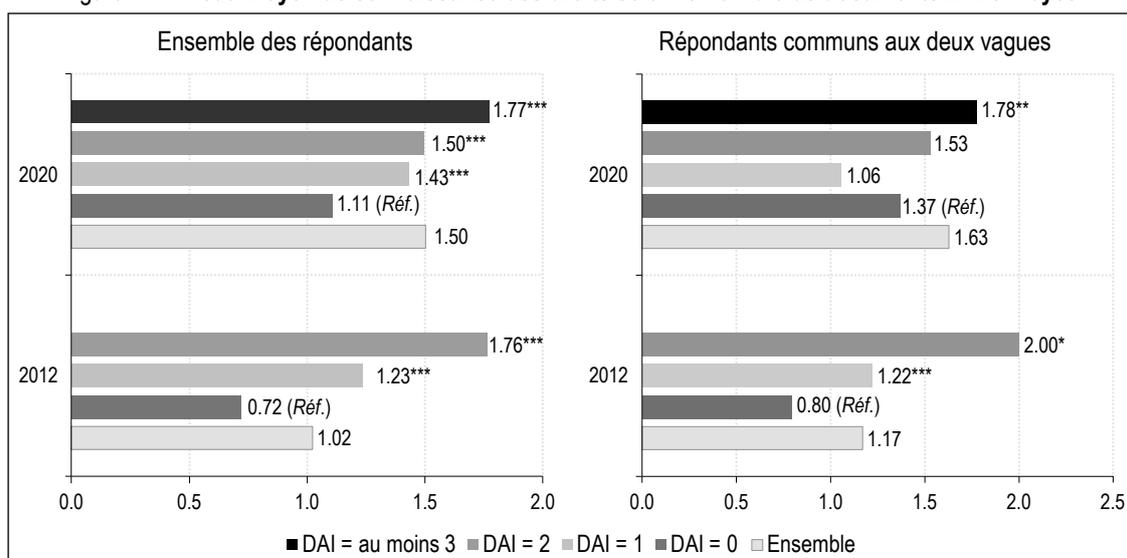
Figure I – Répartition des répondants selon le niveau de connaissance de leurs droits



Lecture : en 2020, 27.7 % de l'ensemble des répondants ont un score de connaissance égal à 2 sur 3 ; ils sont 30.6 % parmi les répondants communs aux deux vagues.

Source et champ : Patér-2012 et Patér-2020. Répondants non retraités.

Figure II – Niveau moyen de connaissance des droits selon le nombre de documents DAI envoyés



Note : * indique que la différence avec la référence (pas de DAI envoyé) est significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %. Lecture : en 2020, le score moyen de connaissance des répondants concernés par l'envoi d'au moins 3 documents DAI est de 1.77 (graphique de gauche), significativement différent au seuil de 1 % du score moyen de 1.11 observé pour ceux non concernés par l'envoi de documents. Source et champ : PatÉr-2012 et PatÉr-2020. Répondants non retraités.

ENCADRÉ 2 – Questions mobilisées dans la construction des scores de connaissance et d'inquiétude

Les codages ainsi que les valeurs prises par chacune des questions constituant les scores, en 2012 et 2020, sont décrits en détail dans Arrondel *et al.* (2013 et 2021).

Le score de connaissance des droits personnels à une pension est calculé à partir d'un quizz de trois questions :

- (i) « Connaissez-vous le nombre de trimestres ou d'années que vous avez validés à ce jour ou que vous aviez validés au moment de votre départ à la retraite ? » Il s'agit d'une question déclarative avec la possibilité de répondre « oui » ou « non ». La question est complétée par la demande du nombre de trimestres ou d'années déjà cotisés, permettant un contrôle de cohérence de la réponse par rapport à l'âge théorique d'entrée sur le marché du travail si la personne n'a pas connu d'interruptions.
- (ii) « Quel est, selon vous, le nombre de trimestres que vous devez ou que vous deviez valider (au total) pour bénéficier d'une retraite à taux plein ? »
- (iii) « À quel âge minimum pourrez-vous ou auriez-vous pu partir à la retraite ? ».

Chaque bonne réponse prend la valeur 1, chaque mauvaise réponse vaut 0. Le score est la somme des points.

Le score d'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension est calculé à partir de 4 questions chacune notée de 0 à 2, 0 correspondant plutôt à de la confiance dans ses droits à retraite et 2 à de l'inquiétude, 1 correspondant à une position intermédiaire ou neutre :

- (i) « Parmi les propositions suivantes, quelle est celle qui correspond le plus à la vision de votre situation financière durant votre retraite : je pourrai ou je peux profiter de ma retraite sans avoir de souci d'argent (noté 0) ; je devrai ou je dois surveiller mes dépenses mais j'arriverai ou j'arrive à vivre convenablement (noté 0) ; je n'ai pas réfléchi à la question mais je suis confiant (noté 0) ; j'aurai ou j'ai du mal à joindre les deux bouts (noté +2) ; j'aurai ou j'ai de réels soucis d'argent (noté +2) ; je n'ai pas réfléchi à la question, mais je suis soucieux (noté +2) ; je ne sais pas (noté +1) ? »
- (ii) « Si tout se passe bien, estimez-vous que votre pension de retraite sera suffisante (ou est suffisante, si vous êtes retraité(e)) pour couvrir vos besoins : oui (noté 0) ; non, elle sera (est) un peu trop faible (noté +1) ; non, elle sera (est) beaucoup trop faible (noté +2) ; je ne sais pas (noté +1) ? »
- (iii) « Lorsque vous serez à la retraite ou si vous êtes déjà à la retraite, pensez-vous pouvoir financer un hébergement en maison de retraite avec votre pension personnelle : oui (noté 0) ; non (noté +2) ; je ne sais pas (noté +1) ? »
- (iv) « D'après vous, au moment où vous allez prendre votre retraite, quelle est la probabilité, de 0 à 100, pour que le montant de votre pension soit plus faible que la pension de quelqu'un ayant la même carrière que vous qui partirait aujourd'hui à la retraite (de 0 à 30 noté 0, de 31 à 69 noté +1 et de 70 à 100 noté +2) ? »

Le score d'inquiétude est la somme des notes aux 4 questions.

à taux plein (également fonction de l'année de naissance). La hausse du niveau moyen de connaissance entre 2012 et 2020 s'observe à

toutes les tranches d'âge : elle est même plus marquée pour les moins de 49 ans (+0.5 point) que pour les 50 ans et plus (+0.3 point) ; ce

résultat est à mettre en regard du fait que le score de connaissance des 50 ans et plus était en moyenne déjà nettement plus élevé que celui des plus jeunes en 2012. L'amélioration est également plus importante pour les femmes, pour les fonctionnaires, pour les personnes avec enfants à charge et pour les personnes en bonne santé. Elle est aussi plus nette pour les revenus intermédiaires et supérieurs (au-dessus de 12 000 €), mais également pour les répondants non concernés par l'envoi de document au titre du DAI, signe que l'amélioration de la connaissance des droits personnels entre les deux vagues n'est sans doute pas uniquement imputable au seul DAI.

2.2. Les répondants qui ont une bonne connaissance de leurs droits personnels sont moins inquiets pour leurs droits

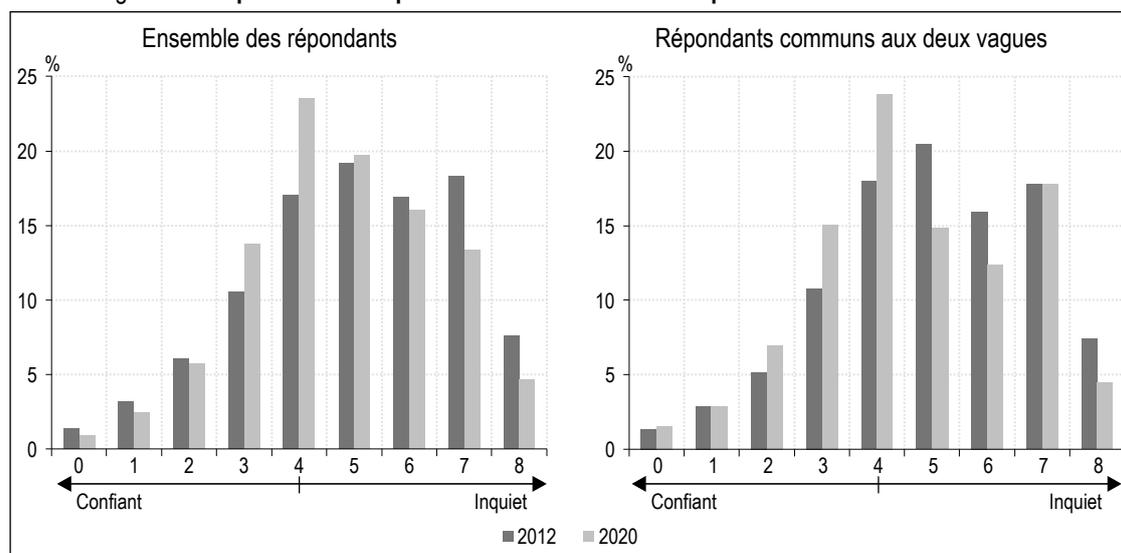
L'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension est appréhendée à partir de 4 questions, chacune notée de 0 à 2, 0 correspondant plutôt à de la confiance dans ses droits à retraite et 2 à de l'inquiétude, 1 désignant une position intermédiaire ou neutre. Le score d'inquiétude est la somme des notes aux 4 questions, il varie donc entre 0 et 8. Il mesure à la fois la peur du répondant de ne pas avoir une pension suffisante et son incertitude concernant le montant de sa future pension, ou, en d'autres termes, le degré « d'ambiguïté » autour de sa future pension. Si on considère qu'un individu est inquiet à l'égard de ses droits personnels dès lors que son score d'inquiétude est strictement supérieur à 4, alors en 2020 53.7 % des répondants non retraités se disent inquiets (figure III).

Globalement, les personnes qui ont été la cible de l'envoi d'un ou plusieurs documents au titre du DAI sont plus confiantes (figure IV), en 2012 comme en 2020, même si les différences entre les scores moyens d'inquiétude selon le nombre d'envois ne sont pas toujours significatives. Les répondants qui ont une bonne ou très bonne connaissance de leurs droits personnels à une pension sont plus confiants (voir le tableau A2-2 de l'annexe 2 pour le détail des statistiques descriptives). L'inquiétude diminue à partir de 50 ans, probablement du fait d'une meilleure connaissance de ses droits acquise avec le temps, et d'une baisse du risque de se voir appliquer des règles différentes moins avantageuses avec l'approche de la retraite. Les hommes sont moins inquiets que les femmes. Plus le revenu est élevé, plus l'inquiétude sur les droits est faible. L'inquiétude est en moyenne plus faible pour les fonctionnaires, les diplômés du supérieur, les personnes qui sont moins averses au risque, les personnes prévoyantes⁶, les personnes mariées, les personnes sans enfant à charge, les personnes en bonne santé, les personnes avec des carrières régulières et sans interruptions.

Entre 2012 et 2020, l'inquiétude sur les droits personnels à une pension diminue en moyenne de 0.3 point. La baisse est plus importante

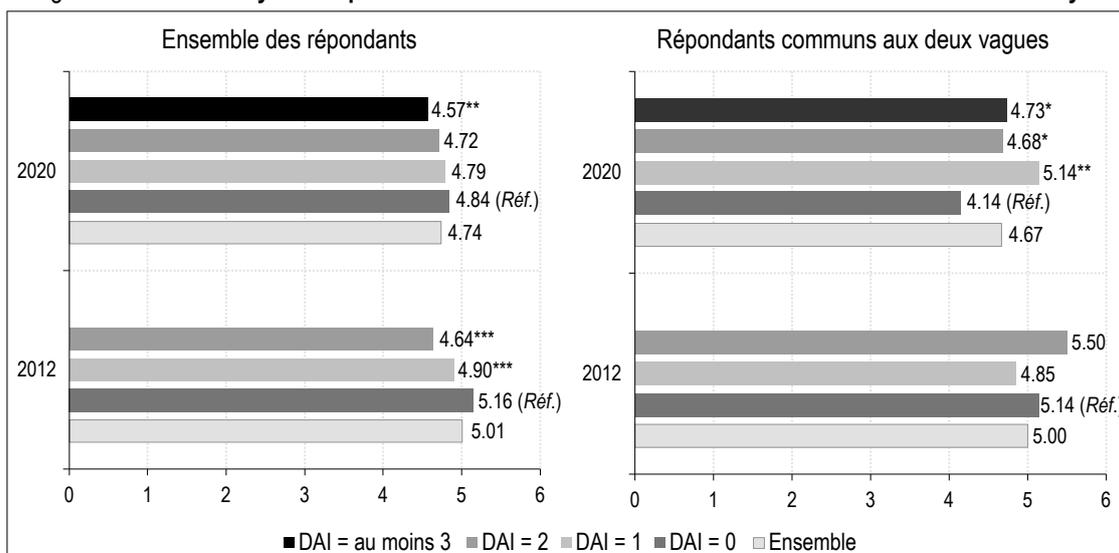
6. L'aversion au risque et la prévoyance sont mesurées par des échelles de 0 à 10 dans chaque vague de l'enquête. Par exemple, pour l'aversion pour le risque, la question est la suivante : « sur une échelle de 0 à 10, vous considérez-vous de manière générale comme quelqu'un de prudent, limitant au maximum les risques ou inversement comme quelqu'un qui aime prendre des risques, qui aime l'aventure et recherche la nouveauté et les défis ? 0 désigne une personne très prudente, 10 une personne qui aime prendre des risques.

Figure III – Répartition des répondants selon le niveau d'inquiétude vis-à-vis de leurs droits



Lecture : en 2020, 19.7 % de l'ensemble des répondants ont un score d'inquiétude de 5 sur 8, et 14.9 % des répondants aux deux vagues obtiennent ce score.
Source et champ : Patér-2012 et Patér-2020. Répondants non retraités.

Figure IV – Niveau moyen d'inquiétude vis-à-vis des droits selon le nombre de documents DAI envoyés



Note : * indique que la différence avec la référence (pas de DAI envoyé) est significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.
Lecture : en 2020, le score moyen d'inquiétude des répondants concernés par au moins 3 envois de documents DAI est de 4.57, significativement différent au seuil de 5 % du score moyen de 4.84 observé pour ceux non concernés par l'envoi de documents.
Source et champ : Patér-2012 et Patér-2020. Répondants non retraités.

pour les femmes, pour les plus jeunes (moins de 50 ans), pour les revenus intermédiaires (entre 12 000 et 20 000 €), pour les personnes prévoyantes et pour celles qui sont averses au risque, pour les personnes qui ont une bonne ou très bonne connaissance de leurs droits propres, pour les personnes non concernées par l'envoi de documents du DAI ou celles qui ont eu des carrières régulières et sans interruption.

3. Niveaux et évolutions de la connaissance et de l'inquiétude vis-à-vis de ses droits

3.1. Un impact du premier envoi de documents du DAI sur la connaissance de ses droits mais un impact très incertain sur l'inquiétude à l'égard de ses droits

Nous cherchons maintenant à estimer l'effet de l'envoi d'information au titre du DAI (DAI_{it}) au répondant i l'année t ($t=2012$ ou $t=2020$) sur le niveau de connaissance de ses droits personnels (Y_{it1}) et sur le niveau d'inquiétude pour ses droits personnels (Y_{it2}), en contrôlant des caractéristiques individuelles (X_{it}) :

$$Y_{it} = \alpha + \beta DAI_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Nous ne tenons pas compte de la dimension panel des données, et empilons simplement les données des deux vagues. L'analyse se concentre sur les répondants non retraités, en 2012 ou en 2020.

Plusieurs spécifications ont été testées :

(1) avec uniquement le nombre théorique d'envois de documents du DAI (cette variable,

comprise entre 0 et 4, jouant linéairement), l'année et l'âge en tranches (moins de 35 ans, 35-49 ans et 50 ans et plus) comme estimation de base ;

(2) en ajoutant des variables de contrôle à l'estimation de base (1) : sexe, statut professionnel (public, privé, indépendant, inactif), revenu net en tranches, le fait d'avoir fait des études supérieures, les paramètres de préférence (aversion pour le risque et prévoyance), la situation familiale (en couple, enfants à charge), l'état de santé et les irrégularités et interruptions de carrière ;

(3) spécification (2), mais en discrétisant le nombre théorique d'envois au titre du DAI en quatre tranches pour identifier d'éventuelles non-linéarités ;

(4) spécification (3), mais en remplaçant l'âge en tranches par une fonction quadratique de l'âge en variable continue ;

(5) spécification (2) pour le niveau d'inquiétude, mais en ajoutant le score de connaissance de ses droits à retraite afin de voir si un score d'inquiétude plus faible passe plutôt par l'apport d'information lié à l'envoi de DAI ou si les répondants avec une meilleure connaissance de leurs droits à retraite sont moins inquiets concernant leur pension future⁷.

7. La corrélation inverse entre bonne connaissance des droits personnels à une pension (score ≥ 2) et inquiétude à l'égard de ses droits propres (score > 4) a également été testée à l'aide d'un probit bivarié. Toutefois, pour ne pas alourdir l'article, les résultats ne sont pas reproduits ici mais peuvent être fournis sur demande aux auteurs.

Les variables expliquées sont des variables discrètes. Pour autant, nous avons privilégié des estimations linéaires plutôt qu'en logit ordonné afin de faciliter les comparaisons avec les estimations présentées dans la sous-section suivante. Les résultats principaux sont présentés dans le tableau 1 et ceux concernant les variables de contrôle dans le tableau A3-1 de l'annexe 3.

Globalement, le nombre de documents du DAI envoyés ne semble pas avoir d'effet significatif sur le niveau de connaissance des droits personnels, une fois pris en compte le contexte de l'enquête par une indicatrice d'année de réponse – estimations (1) et (2). En revanche, si l'on examine de possibles non linéarités, l'impact des envois DAI sur le score de connaissance est significatif dans

le cas du premier envoi, mais pas pour plusieurs – estimations (3) et (4). À caractéristiques données, et une fois pris en compte le nombre de DAI potentiellement reçus, le niveau de connaissance des répondants sur leurs droits à retraite est significativement plus élevé en 2020 qu'en 2012.

De façon assez logique, le niveau de connaissance augmente avec l'âge, à partir de 31 ans, et avec la plus grande proximité avec la liquidation des droits à retraite. La connaissance plus élevée des personnes plus âgées (50 ans et plus) est sans doute renforcée par le fait que nous n'avons pas fait de distinction entre l'envoi de relevés de situation individuelle avant 55 ans et l'envoi d'estimations indicatives globales, plus détaillées, à partir de 55 ans.

Tableau 1 – Estimations du score de connaissance et du score d'inquiétude de ses droits propres

| | Score de connaissance des droits personnels | | | | Score d'inquiétude des droits personnels | | | | |
|--|---|----------------------------|----------------------|------------------------|--|----------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------------------|
| | Base | Avec variables de contrôle | DAI en tranches | Âge continu | Base | Avec variables de contrôle | DAI en tranches | Âge continu | Avec connaissance de ses droits |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Nombre de DAI | 0.016 (0.030) | 0.006 (0.029) | - | - | -0.002 (0.054) | -0.006 (0.050) | - | - | -0.005 (0.050) |
| DAI discrétisé (Réf. : aucun DAI envoyé) | | | | | | | | | |
| 1 DAI envoyé | - | - | 0.094* (0.054) | 0.120** (0.049) | - | - | -0.044 (0.107) | -0.012 (0.095) | - |
| 2 DAI envoyé | - | - | 0.021 (0.066) | -0.064 (0.066) | - | - | -0.017 (0.121) | 0.097 (0.118) | - |
| Au moins 3 DAI envoyé | - | - | 0.060 (0.093) | -0.123 (0.095) | - | - | -0.025 (0.162) | 0.175 (0.162) | - |
| Réponse en 2020 (Réf. : réponse en 2012) | 0.358*** (0.039) | 0.306*** (0.038) | 0.327*** (0.039) | 0.360*** (0.039) | -0.249*** (0.070) | -0.059 (0.066) | -0.070 (0.068) | -0.099 (0.069) | -0.025 (0.067) |
| Âge en tranches (Réf. : 50 ans et plus) | | | | | | | | | |
| Moins de 35 ans | -0.723*** (0.064) | -0.661*** (0.063) | -0.620*** (0.067) | - | 0.344*** (0.124) | 0.299** (0.120) | 0.283** (0.132) | - | 0.225* (0.121) |
| 35-49 ans | -0.384*** (0.043) | -0.438*** (0.043) | -0.440*** (0.043) | - | 0.329*** (0.078) | 0.440*** (0.079) | 0.443*** (0.079) | - | 0.391*** (0.080) |
| Âge continu | | | | | | | | | |
| Âge | - | - | - | -0.065*** (0.011) | - | - | - | 0.109*** (0.023) | - |
| Âge ² | - | - | - | 0.00104*** (0.0001) | - | - | - | -0.00145*** (0.0003) | - |
| Score de connaissance de ses droits personnels | - | - | - | - | - | - | - | - | -0.112*** (0.029) |
| Sexe (Réf. : Homme) | | | | | | | | | |
| Femme | - | -0.117*** (0.032) | -0.116*** (0.032) | -0.121*** (0.032) | - | 0.246*** (0.060) | 0.245*** (0.060) | 0.247*** (0.060) | 0.232*** (0.060) |
| Variables de contrôle ^(a) | | | | | | | | | |
| | Non | Oui | Oui | Oui | Non | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Constante | 1.363*** (0.052) | 1.156*** (0.078) | 1.102*** (0.083) | 1.418*** (0.227) | 4.786*** (0.096) | 4.822*** (0.141) | 4.845*** (0.155) | 3.303*** (0.458) | 4.951*** (0.143) |
| R ² ajusté | 0.118 | 0.208 | 0.208 | 0.225 | 0.012 | 0.158 | 0.158 | 0.162 | 0.161 |
| F Statistique | 130.9*** | 52.1*** | 47.6*** | 52.3*** | 13.3*** | 37.6*** | 34.2*** | 35.3*** | 36.6*** |

^(a) Statut, revenu, niveau d'études, préférences, situation conjugable, état de santé, irrégularité de carrière.

Note : estimation d'un modèle linéaire par les moindres carrés ordinaires. Les écarts-types sont entre parenthèses. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source et champ : enquêtes PatÉr 2012 et 2020. Hors retraités, soit 3 895 observations.

Toutes autres caractéristiques égales, les salariés du secteur public ont une meilleure connaissance de leurs droits personnels à une pension que les salariés du secteur privé et les indépendants. Les inactifs (non retraités), disposant probablement de moins de droits, ont une connaissance encore plus limitée. Le score de connaissance est corrélé positivement avec le niveau de revenu, avec le fait d'avoir fait des études supérieures et avec le fait d'être en bonne santé. Il est significativement plus faible pour les femmes, pour les personnes seules (bien que pas significatif dans toutes les spécifications), celles qui ont des enfants à charge (peut-être à cause d'une mauvaise connaissance des majorations de pension et de durée liées aux enfants). Les personnes qui ont eu des carrières irrégulières semblent également moins bien connaître leurs droits. Enfin, les personnes imprévoyantes ont plutôt un score de connaissance plus faible.

Le nombre théorique d'envois de documents DAI n'a pas d'effet significatif sur le niveau d'inquiétude à l'égard des droits personnels, que l'on considère que l'effet soit proportionnel au nombre des envois ou qu'il soit potentiellement différent pour chaque nombre d'envois. La spécificité du contexte d'enquête n'influence pas significativement le niveau d'inquiétude, une fois prises en compte les caractéristiques particulières des répondants, c'est-à-dire une fois contrôlé des effets de structure des répondants. En revanche, le niveau d'inquiétude à l'égard de sa future pension est corrélé négativement au niveau de connaissance des droits à retraite – estimation (5).

Le niveau d'inquiétude est le plus élevé aux âges intermédiaires et le plus faible aux âges plus élevés avec l'approche de l'âge de la retraite, avec une inquiétude maximale autour de 38 ans – estimation (4). L'inquiétude apparaît significativement plus faible pour les employés du secteur public.

L'inquiétude quant à ses droits personnels à une pension est en partie liée à l'anticipation du niveau de sa future pension issue des mécanismes contributifs. Ainsi, les personnes percevant un revenu annuel plus réduit (moins de 12 000 €) ont un niveau d'inquiétude concernant leur future pension plus fort que les personnes percevant un revenu intermédiaire (entre 12 000 et 20 000 €), et les personnes percevant un revenu annuel plus élevé (supérieur à 20 000 €) ont un niveau d'inquiétude sur leur future pension plus réduit. À autres caractéristiques données et en particulier à niveau de revenu donné, les personnes qui ont fait des études supérieures ont

un niveau d'inquiétude plus faible que les autres, peut-être en lien avec une meilleure capacité à se projeter dans sa future retraite. En termes de préférences, les personnes plus imprévoyantes et les personnes plus averses au risque sont plus inquiètes pour leurs droits personnels à une pension. Les personnes qui ont connu des carrières heurtées ou des interruptions de carrière pour chômage sont également plus inquiètes. Enfin, à autres caractéristiques identiques, les femmes, les personnes ayant des enfants à charge ou les personnes vivant seules sont plus inquiètes concernant leur future pension que les hommes, les personnes sans enfant à charge ou les personnes vivant en couple. En d'autres termes, les personnes qui ont connu des situations moins favorables sur le marché du travail ou des situations de vie plus difficiles tendent à être plus inquiètes.

Ainsi globalement, l'envoi d'information sur ses droits à retraite et le contexte d'enquête différent semblent améliorer directement la connaissance qu'en ont les Français alors que l'inquiétude sur sa future pension se réduit pour les personnes plus proches du départ (les 50 ans et plus). L'importance des effets sur le niveau de connaissance reste réduite (de l'ordre de 0.1 point pour le premier DAI envoyé).

3.2. Évolution de la connaissance et de l'inquiétude vis-à-vis de ses droits personnels

Nous analysons maintenant dans quelle mesure les changements dans les caractéristiques individuelles entre 2012 et 2020 peuvent être corrélés avec l'évolution de la connaissance ou de l'inquiétude entre les deux vagues, en utilisant la dimension panel de l'enquête. Les régressions sont ainsi effectuées sur le périmètre des seuls individus communs aux deux vagues, les retraités étant toujours exclus. Nous avons estimé le modèle linéaire suivant⁸ :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta DAI_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Cela donne en différence première :

$$Y_{i,2020} - Y_{i,2012} = (\alpha_i - \alpha_i) + \beta(DAI_{i,2020} - DAI_{i,2012}) + \gamma(X_{i,2020} - X_{i,2012}) + (\varepsilon_{i,2020} - \varepsilon_{i,2012})$$

$$\text{soit, } \Delta Y_{i,t} = \beta \Delta DAI_{i,t} + \gamma \Delta X_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t}$$

où Δ est l'opérateur différence entre 2012 et 2020, $DAI_{i,t}$ le nombre de DAI envoyés avant

8. Les variables expliquées sont des variables discrètes ordonnées. Des régressions en logit ordonné en panel avec effets fixes (Baetschmann et al., 2020), ont donc été réalisées et les résultats sont sensiblement identiques. Si ces estimations sont a priori plus adaptées, les effets sont moins directement lisibles. Aussi ne sont-elles pas présentées ici.

la date t à l'individu i , et $X_{i,t}$ les caractéristiques individuelles de i à t . Enfin $Y_{i,t}$ est successivement la connaissance des droits personnels à une pension (les résultats des régressions sont dans le tableau 2 et le tableau A3-2 de l'annexe 3 pour les variables de contrôle) et l'inquiétude à l'égard des droits personnels à une pension (les résultats sont en tableau 3 et en tableau A3-3 de l'annexe 3 pour les variables de contrôle) pour l'individu i en t . Cette estimation en différence première permet de contrôler de toutes les caractéristiques individuelles de i constantes dans le temps (α_i).

Plusieurs spécifications alternatives ont été testées, identiques à celles de la section 3.1, mais en différence première.

Pour les seuls répondants communs aux deux vagues, plus encore que pour l'ensemble des répondants, l'amélioration de la connaissance entre 2012 et 2020 semble surtout être la conséquence des différences de contexte des vagues d'enquête plutôt que de la montée en charge du DAI. L'envoi de DAI supplémentaires entre 2012 et 2020 semble plutôt avoir un effet à la baisse du niveau de connaissance entre les

Tableau 2 – Estimation de la variation du score de connaissance de ses droits personnels entre 2012 et 2020

| | Base | | Avec variables de contrôle | | DAI en tranches | |
|---|----------|---------|----------------------------|---------|-----------------|---------|
| | (1) | | (2) | | (3) | |
| Nombre de DAI | -0.144* | (0.083) | -0.124 | (0.088) | - | |
| DAI discrétisé (Réf. : pas de DAI envoyé) | | | | | | |
| 1 DAI envoyé | - | | - | | -0.220* | (0.128) |
| 2 DAI envoyé | - | | - | | -0.243 | (0.200) |
| Au moins 3 DAI envoyé | - | | - | | -0.332 | (0.272) |
| Âge (Réf. : 50 ans et plus) | | | | | | |
| Moins de 35 ans | 0.343 | (0.218) | 0.308 | (0.214) | 0.220 | (0.247) |
| 35-49 ans | 0.240** | (0.120) | 0.240** | (0.121) | 0.270** | (0.124) |
| Variables de contrôle ^(a) | | | | | | |
| | Non | | Oui | | Oui | |
| Réponse en 2020 | 0.783*** | (0.134) | 0.738*** | (0.145) | 0.680*** | (0.177) |
| R ² ajusté | 0.012 | | 0.022 | | 0.020 | |
| F Statistique | 2.8** | | 1.7* | | 1.6* | |

^(a) Statut, revenu, niveau d'études, préférences, situation conjugable, état de santé, irrégularité de carrière.
 Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
 Source et champ : enquêtes PatÉr 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.

Tableau 3 – Estimation de la variation du score d'inquiétude pour ses droits personnels entre 2012 et 2020

| | Base | | Avec variables de contrôle | | DAI en tranches | | Avec connaissance | |
|--|----------|---------|----------------------------|---------|-----------------|---------|-------------------|---------|
| | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
| Δ DAI | 0.040 | (0.132) | 0.030 | (0.134) | | | 0.011 | (0.132) |
| DAI discrétisé (Réf. : pas de DAI envoyé) | | | | | | | | |
| 1 DAI envoyé | - | | - | | -0.089 | (0.222) | - | |
| 2 DAI envoyé | - | | - | | 0.063 | (0.284) | - | |
| Au moins 3 DAI envoyé | - | | - | | 0.142 | (0.414) | - | |
| Âge (Réf. : 50 ans et plus) | | | | | | | | |
| Moins de 35 ans | -0.400 | (0.371) | -0.410 | (0.382) | -0.518 | (0.417) | -0.361 | (0.387) |
| 35-49 ans | -0.052 | (0.206) | -0.019 | (0.206) | 0.019 | (0.212) | 0.019 | (0.210) |
| Score de connaissance de ses droits personnels | | | | | | | -0.160* (0.093) | |
| Variables de contrôle ^(a) | | | | | | | | |
| | Non | | Oui | | Oui | | Oui | |
| Constante | -0.448** | (0.201) | -0.456** | (0.221) | -0.527** | (0.244) | -0.338 | (0.226) |
| R ² ajusté | -0.003 | | 0.005 | | 0.001 | | 0.011 | |
| F Statistique | 0.6 | | 1.1 | | 1.0 | | 1.3 | |

^(a) Statut, revenu, niveau d'études, préférences, situation conjugable, état de santé, irrégularité de carrière.
 Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
 Source et champ : enquêtes PatÉr 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.

deux vagues, toutes choses égales par ailleurs – estimations (1) et (2) du tableau 2. Cet effet négatif légèrement significatif se retrouve si l'on considère l'effet des DAI potentiellement différent à chaque envoi supplémentaire – estimation (3). Ce résultat un peu différent de celui obtenu sur l'échantillon complet des deux enquêtes est potentiellement lié aux spécificités de l'échantillon commun (voir le tableau A1-1 en annexe). Ce résultat est cohérent avec le fait que ce sont les générations atteignant 35 ans entre 2012 et 2020 – âge du premier envoi – qui ont plutôt connu la plus forte hausse de la connaissance de leurs droits entre les deux vagues.

Concernant l'inquiétude à l'égard de ses droits personnels, l'envoi supplémentaire de documents du DAI entre 2012 et 2020 n'a pas d'effet significatif sur l'évolution de l'inquiétude à l'égard des droits personnels, quelle que soit la spécification (cf. tableau 3). À autres caractéristiques individuelles données, la réduction de l'inquiétude semble passer par les différences de contexte entre les deux vagues de l'enquête. Cette tendance se retrouve dans les résultats de l'enquête « les Français, l'épargne et la retraite » pour le cercle des épargnants : en 2021, 60 % des personnes interrogées s'y déclarent inquiètes⁹, contre 73 % en 2018, cette proportion ayant diminué régulièrement. Cette enquête montre également que cette baisse concerne toutes les tranches d'âges.

Enfin, les répondants dont la connaissance des droits personnels s'améliore entre 2012 et 2020 enregistrent une baisse d'inquiétude concernant leurs droits propres sur la même période : leur score d'inquiétude baisse d'environ 0.16 point pour une hausse d'un point du score de connaissance des droits – estimation (4). Le potentiel effet inverse d'une meilleure connaissance de ses droits à retraite sur la confiance dans sa future retraite peut s'interpréter comme une réduction de l'ambiguïté portant sur les anticipations du montant de leur future pension par les répondants. Ceci laisse penser que l'apport d'information lié au DAI, en particulier le premier envoi, et le contexte, notamment celui des débats publics sur les retraites, ont à la fois pour effet direct d'améliorer la connaissance qu'ont les individus de leurs droits à retraite et pour effet indirect de réduire l'inquiétude concernant le montant futur de sa propre pension.

Notons que la faible significativité de certains coefficients des estimations en différence première et la non-significativité globale des estimations de l'inquiétude sont principalement la conséquence de la taille réduite de

l'échantillon des répondants communs aux deux vagues. Le recours à une méthode de bootstrap pour grossir l'échantillon par tirage aléatoire avec remise aurait permis de réduire ces limites. La significativité des effets de l'apport d'information directement sur la connaissance et indirectement sur l'inquiétude reste fragile selon les spécifications, les périmètres de population interrogée et le contexte d'interrogation des personnes enquêtées, ce qui rejoint les résultats de nombreux travaux en *Financial Literacy*. On peut toutefois imaginer que les personnes mieux informées concernant leurs droits auront de meilleures anticipations de leur retraite future et qu'elles ajusteront mieux leur âge de départ et leur niveau d'épargne si elles s'attendent à une baisse de leur taux de remplacement (Arrondel *et al.*, 2020 ; 2023).

* *
*

Nous observons que le score de connaissance des droits personnels à une pension est d'autant plus élevé que les individus ont été la cible de plusieurs envois de documents du DAI. Nous constatons également que la connaissance des droits à la retraite a progressé en moyenne entre 2012 et 2020, tandis que l'inquiétude vis-à-vis du montant futur de la retraite baissait sur la même période.

L'analyse économétrique permet de faire la part entre les effets de l'âge, de l'envoi de documents DAI et du contexte particulier des années 2012 et 2020 sur le niveau de connaissance. Nous montrons que seul le premier envoi de documents dans le cadre du DAI semble améliorer la connaissance des droits personnels à une pension. Nous montrons que la connaissance est pour beaucoup liée à l'âge et au contexte : toutes choses égales, les personnes les plus âgées ont une meilleure connaissance de leurs droits, et la connaissance est meilleure en 2020 qu'en 2012. Enfin, l'amélioration de la connaissance des droits entre 2012 et 2020 semble avoir indirectement favorisé la baisse de l'inquiétude vis-à-vis des futurs droits à retraite, en réduisant l'ambiguïté portant sur la future pension.

Avec seulement deux vagues d'enquête, il n'est toutefois pas possible d'identifier avec certitude les différents facteurs susceptibles d'expliquer les différences de contexte : conséquences du

9. Pour plus de détails, voir : <https://www.cerledesepargnants.com/wp-content/uploads/2021/02/Barometre2021VFLes-Franc%CC%A7ais-e%CC%81pargne-et-retraiteCerledesEpargnants-Diffusion.pdf>.

débat de fin 2019 et du projet de réforme de début 2020 visant à instaurer un système universel de retraite ; moindre confusion en 2020 qu'en 2012 entre les deux leviers de relèvement de l'âge du départ en retraite (allongement de la durée

d'assurance et élévation de l'âge d'ouverture des droits) ; rapports et réformes réguliers sur les questions de retraite intervenus entre 2012 et 2020 ; déport vers d'autres motifs d'inquiétude avec la crise sanitaire, etc. □

BIBLIOGRAPHIE

Angrisani, M., Cipriani, M., Guarino, A., Kendall, R. & Ortiz de Zarate Pina, J. (2020). Risk Preferences at the Time of COVID-19: An Experiment with Professional Traders and Students. CEPR, *Discussion Papers* N° 15108. <https://cepr.org/publications/dp15108>

Arrondel, L., Delbos, J.-B., Durant, D., Pfister, C. & Soulat, L. (2020). Pension anticipée et épargne financière des ménages. *Revue de l'OFCE* N° 170, 229–259. <https://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/revue/08-170OFCE.pdf>

Arrondel, L., Gautier, L., Lemonnier, A. & Soulat, L. (2021). Les attentes et la perception de la retraite en France : exploitation de la vague 2020 de l'enquête PatEr. Caisse des Dépôts, *Questions politiques sociales – Les études* N° 33, avril. <https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/qps-les-etudes-ndeg33>

Arrondel, L., Masson, A. & Soulat, L. (2013). Les Français et leur retraite : connaissance, inquiétude et attachement. Caisse des Dépôts, *Questions politiques sociales – Les études* N° 2, janvier. <https://politiques-sociales.caissedesdepots.fr/qps-les-etudes-ndeg2>

Arrondel, L. & Soulat, L. (2023, à paraître). Patrimoine et âge envisagé de départ à la retraite. *Retraite et société* N° 89.

Arrondel, L. & Soulat, L. (2017). Attentes et perception des Français à l'égard de la retraite : recherche d'explications. Conseil d'orientation des retraites, *Document de travail* N° 5, séance du 20 décembre 2017 sur « Les opinions sur la retraite ». <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4122.pdf>

Baetschmann, G., Ballantyne, A., Staub, K. E. & Winkelmann, R. (2020). feolgit: A new command for fitting fixed-effects ordered logit models. *The Stata Journal*, 20(2), 253–275. http://kevinstaub.com/ewExternalFiles/2020_sj.pdf

Brodeur, A., Clark, A. E., Fleche, S. & Powdthavee, N. (2021). COVID-19, Lockdowns and Well-Being: Evidence from Google Trends. *Journal of Public Economics*, 193. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104346>

Chuang, Y. & Schechter, L. (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. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.07.008>

COR - Secrétariat général (2008). Le droit à l'information en matière de retraite. Conseil d'orientation des retraites, *Document de travail* N° 4, séance du 16 avril 2008 sur « Droit à l'information en matière de retraite : bilan de la campagne 2007 ». <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-916.pdf>

Davidoff, T., Brown, J. R. & Diamond, P. A. (2005). Annuities and Individual Welfare. *American Economic Review*, 95(5), 1573–1590. <https://doi.org/10.1257/000282805775014281>

Delevoe, J.-P. (2019). Pour un système universel de retraite. Rapport, juillet. https://travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/retraite_01-09_leger.pdf

DellaVigna, S. (2009). Psychology and Economics: Evidence from the Field. *Journal of Economic Literature*, 47(2), 315–372. <https://www.jstor.org/stable/27739926>

Drichoutis, A. C., & Nayga, R. M. (2022). On the stability of risk and time preferences amid the COVID-19 pandemic. *Experimental Economics*, 25, 759–794. <https://doi.org/10.1007/s10683-021-09727-6>

Ellsberg, D. (1961). Risk, Ambiguity and the Savage Axioms. *The Quarterly Journal of Economics*, 75(4), 643–669. <https://doi.org/10.2307/1884324>

Gomes, F., Haliassos, M. & Ramadorai, T. (2021). Household Finance. *Journal of Economic Literature*, 59(3), 919–1000. <https://doi.org/10.1257/jel.20201461>

Goossens, J. T. G. & Knoef, M. (2022). COVID-19 Crisis: Do Extreme Events Affect Preferences and Trading Behavior? *SSRN Paper*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4109220

Guiso, L. & Sodini, P. (2013). Household Finance: An Emerging Field. In: G. M. Constantinides, M. Harris & R. M. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 2, Partie B, Ch. XXI, pp. 1397–1532. Elsevier.

Lusardi, A. (2009). *Overcoming The Saving Slump: How to Increase the Effectiveness of Financial Education and Saving Programs*. Chicago: University of Chicago Press.

Lusardi, A. & Mitchell, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of the Economic Literature*, 52(1), 5–44. <https://doi.org/10.1257/jel.52.1.5>

Modigliani, F. & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-section Data. In: K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian Economics*, pp. 388–436. New Brunswick: Rutgers University Press.

Müller, S. & Rau, H. A. (2021). Economic preferences and compliance in the social stress test of the COVID-19 crisis. *Journal of Public Economics*, 194. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104322>

Schildberg-Hörisch, H. (2018). Are Risk Preferences Stable? *Journal of Economic Perspectives*, 32(2), 135–154. <https://doi.org/10.1257/jep.32.2.135>

Shachat, J., Walker, M. J., & Wei, L. (2020). The impact of the Covid-19 pandemic on economic behaviours and preferences: Experimental evidence from Wuhan. *ESI Working Paper* 20-33. https://digitalcommons.chapman.edu/esi_working_papers/328/

Soulat, L. (2017). Connaissance des droits personnels : information disponible et acquisition d'information. Conseil d'orientation des retraites, *Document de travail* N° 9, séance du 20 décembre 2017 sur « Les opinions sur la retraite ». <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4126.pdf>

STATISTIQUES SUR LES RÉPONDANTS DES VAGUES 2012 ET 2020 DE L'ENQUÊTE PATÉR

Tableau A1-1 – Caractéristiques des répondants aux enquêtes Patér de 2012 et 2020

| | | Patér 2012 | | Patér 2020 | |
|--------------------------|--|------------|---------|------------|---------|
| | | Ensemble | Communs | Ensemble | Communs |
| Nombre de répondants | | 1 835 | 444 | 2 060 | 444 |
| Sexe | Part des femmes (%) | 52.4 | 52.5 | 52.5 | 52.5 |
| Âge | Âge moyen | 42.4 | 41.8 | 44.1 | 49.5 |
| | Part des moins de 35 ans (%) | 28.6 | 22.7 | 26.3 | 9.9 |
| | Part des 35-49 ans (%) | 37.3 | 52.0 | 35.4 | 35.8 |
| | Part des 50 ans et plus (%) | 34.1 | 25.2 | 38.3 | 54.3 |
| Statut | Part des salariés (%) | 61.4 | 59.5 | 60.2 | 60.6 |
| | Part des fonctionnaires (%) | 20.8 | 25.5 | 22.0 | 28.2 |
| | Part des indépendants (%) | 7.2 | 5.4 | 6.7 | 8.1 |
| | Part des demandeurs d'emplois et inactifs (hors retraités) (%) | 10.5 | 9.7 | 11.0 | 3.2 |
| Revenu | Part des moins de 12 000 € (%) | 28.5 | 22.5 | 23.7 | 20.5 |
| | Part des 12 000-19 999 € (%) | 28.1 | 31.1 | 24.4 | 25.5 |
| | Part des 20 000-29 999 € (%) | 23.5 | 27.5 | 26.2 | 30.0 |
| | Part des 30 000 € et plus (%) | 14.2 | 12.2 | 22.2 | 20.5 |
| | Part des non réponses (%) | 5.6 | 6.8 | 3.4 | 3.6 |
| Études | Part des individus ayant fait des études supérieures (%) | 44.5 | 43.2 | 52.8 | 43.0 |
| Préférences | Part des individus qui ont le goût du risque (%) | 9.8 | 7.0 | 17.1 | 13.3 |
| | Part des imprévoyants (%) | 11.4 | 11.7 | 10.5 | 9.7 |
| En couple | Part des mariés, en concubinage, pacsés (%) | 64.1 | 61.5 | 59.5 | 65.8 |
| Enfants | Part des individus avec au moins 1 enfant à charge (%) | 45.0 | 52.7 | 43.7 | 47.7 |
| Santé | Part des individus en bonne santé (%) | 88.4 | 89.6 | 90.3 | 89.0 |
| Carrière | Part des individus ayant connu une carrière irrégulière (%) | 26.9 | 23.4 | 18.5 | 20.7 |
| | Part des ind. ayant connu des interruptions pour chômage (%) | 53.4 | 55.2 | 49.6 | 53.8 |
| | Part des individus ayant connu d'autres arrêts (%) | 28.8 | 25.5 | 30.9 | 34.0 |
| Envois de DAI théoriques | Part des individus avec un envoi DAI (DAI=1) (%) | 45.9 | 49.5 | 11.0 | 8.1 |
| | Part des individus avec deux envois DAI (DAI=2) (%) | 6.4 | 0.9 | 46.7 | 61.7 |
| | Part des individus avec au moins 3 envois DAI (DAI=3 et +) (%) | 0.0 | 0.0 | 14.3 | 19.1 |

Lecture : 28.6 % des personnes non retraitées interrogées en 2012 ont moins de 35 ans, contre 26.3 % de celles interrogées en 2020. Parmi les seules personnes interrogées dans les deux vagues, 22.7 % ont moins de 35 ans en 2012, contre 9.9 % en 2020.
Source et champ : Patér-2012 et Patér-2020. Répondants non retraités.

ANNEXE 2

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LA CONNAISSANCE ET L'INQUIÉTUDE

Tableau A2-1 – Scores moyens de connaissance des droits personnels

| | | Pat€r 2012 | | Pat€r 2020 | |
|--------------------|---|------------|---------|------------|---------|
| | | Ensemble | Communs | Ensemble | Communs |
| Ensemble | | 1.02 | 1.17 | 1.50 | 1.63 |
| Sexe | Femmes (<i>Réf.</i>) | 0.91 | 0.84 | 1.33 | 1.40 |
| | Hommes | 1.14*** | 1.22*** | 1.52*** | 1.65*** |
| Âge | Moins de 35 ans (<i>Réf.</i>) | 0.57 | 0.56 | 1.07 | 1.30 |
| | 35-49 ans | 0.93*** | 1.03*** | 1.42*** | 1.31 |
| | 50 ans et plus | 1.50*** | 1.40*** | 1.66*** | 1.70** |
| Statut | Salariés (<i>Réf.</i>) | 1.05 | 1.03 | 1.33 | 1.39 |
| | Fonctionnaires | 1.25*** | 1.23* | 1.94*** | 1.9*** |
| | Indépendants | 1.08 | 1.33 | 1.28 | 1.44 |
| | Demandeurs d'emplois et inactifs (hors retraités) | 0.36*** | 0.21*** | 0.96*** | 0.86* |
| Revenu | Moins de 12 000 € | 0.73*** | 0.65*** | 0.94*** | 0.96*** |
| | 12 000-19 999 € (<i>Réf.</i>) | 1.02 | 1.04 | 1.38 | 1.47 |
| | 20 000-29 999 € | 1.22*** | 1.27** | 1.68*** | 1.83*** |
| | 30 000 € et plus | 1.43*** | 1.31* | 1.78*** | 1.79** |
| | Non réponse (différence non testée) | 0.70 | 0.60 | 0.67 | 0.94 |
| Études | Pas d'études supérieures (<i>Réf.</i>) | 1.00 | 0.96 | 1.29 | 1.47 |
| | Études supérieures | 1.05 | 1.10 | 1.53*** | 1.59 |
| Préférences | Averses au risque (<i>Réf.</i>) | 1.02 | 1.03 | 1.42 | 1.52 |
| | Goût pour le risque | 1.07 | 0.84 | 1.40 | 1.51 |
| | Prévoyants (<i>Réf.</i>) | 1.05 | 1.05 | 1.45 | 1.56 |
| | Imprévoyants | 0.82*** | 0.75** | 1.17*** | 1.19** |
| Situation maritale | Célibataire, divorcé, veuf (<i>Réf.</i>) | 0.97 | 0.99 | 1.37 | 1.51 |
| | Mariés, en concubinage, pacsés | 1.05* | 1.04 | 1.45* | 1.52 |
| Enfants | Pas d'enfant à charge (<i>Réf.</i>) | 1.11 | 1.09 | 1.44 | 1.60 |
| | Enfants à charge | 0.91*** | 0.95 | 1.39 | 1.43* |
| Santé | En mauvaise santé (<i>Réf.</i>) | 0.97 | 1.09 | 0.99 | 0.96 |
| | En bonne santé | 1.03 | 1.01 | 1.46*** | 1.59*** |
| Carrière | Sans carrière irrégulière (<i>Réf.</i>) | 1.06 | 1.08 | 1.50 | 1.65 |
| | Avec carrière irrégulière | 0.93** | 0.82** | 1.07*** | 1.03*** |
| | Sans arrêt pour chômage (<i>Réf.</i>) | 1.03 | 0.95 | 1.48 | 1.66 |
| | Avec arrêt pour chômage | 1.02 | 1.07 | 1.35*** | 1.4*** |
| | Sans autres arrêts (<i>Réf.</i>) | 1.03 | 1.06 | 1.50 | 1.70 |
| | Avec d'autres arrêts | 1.00 | 0.89 | 1.23*** | 1.17*** |

Note : Le score moyen pour les individus partageant une caractéristique est comparé au score moyen des individus ayant la caractéristique de référence et appartenant au même champ à la même date. *** indique que la différence entre les deux scores moyens est significative au seuil de 1%, ** au seuil de 5%, * au seuil de 10%.

Lecture : les personnes interrogées non retraitées ont un score moyen de connaissance de leurs droits à retraite de 1.02 en 2012 et de 1.50 en 2020.

Source et champ : Pat€r-2012 et Pat€r-2020. Répondants non retraités.

Tableau A2-2 – Scores moyens d'inquiétude sur les droits personnels

| | | Patér 2012 | | Patér 2020 | |
|----------------------------|---|------------|---------|------------|---------|
| | | Ensemble | Communs | Ensemble | Communs |
| Ensemble | | 5.01 | 4.88 | 4.62 | 4.52 |
| Sexe | Femmes (Réf.) | 5.23 | 5.21 | 4.94 | 4.86 |
| | Hommes | 4.76*** | 4.78** | 4.52*** | 4.46** |
| Âge | Moins de 35 ans (Réf.) | 5.16 | 4.83 | 4.85 | 4.11 |
| | 35-49 ans | 5.12 | 5.15 | 4.85 | 5.00*** |
| | 50 ans et plus | 4.75*** | 4.86 | 4.56*** | 4.55 |
| Statut | Salariés (Réf.) | 5.10 | 5.19 | 4.79 | 4.80 |
| | Fonctionnaires | 4.58*** | 4.58*** | 4.36*** | 4.26*** |
| | Indépendants | 5.15 | 4.88 | 4.94 | 4.94 |
| | Demandeurs d'emplois et inactifs (hors retraités) | 5.21 | 5.07 | 5.07** | 5.21 |
| Revenu | Moins de 12 000 € | 5.56 | 5.65 | 5.44*** | 5.73*** |
| | 12 000-19 999 € (Réf.) | 5.48 | 5.38 | 5.03 | 4.73 |
| | 20 000-29 999 € | 4.58*** | 4.70*** | 4.55*** | 4.36** |
| | 30 000 € et plus | 3.78*** | 3.76*** | 3.87*** | 3.92*** |
| | Non réponses (différence non testée) | 4.72 | 4.53 | 4.93 | 5.06 |
| Études | Pas d'études supérieures (Réf.) | 5.24 | 5.24 | 5.00 | 4.87 |
| | Études supérieures | 4.72*** | 4.69*** | 4.51*** | 4.40*** |
| Préférences | Averses au risque (Réf.) | 5.04 | 5.01 | 4.77 | 4.69 |
| | Goût pour le risque | 4.72* | 4.90 | 4.61 | 4.53 |
| | Prévoyants (Réf.) | 4.94 | 4.96 | 4.66 | 4.56 |
| | Imprévoyants | 5.56*** | 5.31 | 5.39*** | 5.7*** |
| Situation maritale | Célibataire, divorcé, veuf (Réf.) | 5.08 | 4.98 | 4.85 | 4.73 |
| | Mariés, en concubinage, pacsés | 4.96 | 5.02 | 4.67** | 4.64 |
| Enfants | Pas d'enfant à charge (Réf.) | 4.92 | 4.89 | 4.67 | 4.54 |
| | Enfants à charge | 5.11** | 5.10 | 4.83** | 4.81 |
| Santé | En mauvaise santé (Réf.) | 5.32 | 5.43 | 5.24 | 5.41 |
| | En bonne santé | 4.96*** | 4.95* | 4.69*** | 4.58*** |
| Carrière | Sans carrière irrégulière (Réf.) | 4.79 | 4.80 | 4.55 | 4.38 |
| | Avec carrière irrégulière | 5.6*** | 5.66*** | 5.57*** | 5.77*** |
| | Sans arrêt pour chômage (Réf.) | 4.66 | 4.67 | 4.44 | 4.22 |
| | Avec arrêt pour chômage | 5.30*** | 5.27*** | 5.05*** | 5.05*** |
| | Sans autres arrêts (Réf.) | 4.90 | 4.91 | 4.56 | 4.51 |
| | Avec d'autres arrêts | 5.27*** | 5.27* | 5.14*** | 4.98** |
| Connaissance de ses droits | Mauvaise connaissance (score <2) (Réf.) | 5.15 | 5.17 | 5.07 | 5.13 |
| | Bonne connaissance (score ≥ 2) | 4.69*** | 4.65*** | 4.36*** | 4.25*** |

Note : Le score moyen pour les individus partageant une caractéristique est comparé au score moyen des individus ayant la caractéristique de référence et appartenant au même champ à la même date. *** Indique que la différence entre les deux scores moyens est significative au seuil de 1%, ** au seuil de 5%, * au seuil de 10%.

Lecture : les personnes interrogées non retraitées ont un score moyen d'inquiétude concernant leurs droits personnels à une pension de 5.01 en 2012 et de 4.62 en 2020.

Source et champ : Patér-2012 et Patér-2020. Répondants aux vagues 2012 et 2020 non retraités.

ANNEXE 3

RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES DES RÉGRESSIONS POUR LES VARIABLES DE CONTRÔLE

Tableau A3-1 – Estimations du score de connaissance et du score d'inquiétude de ses droits propres

| | Score de connaissance des droits personnels | | | Score d'inquiétude des droits personnels | | | |
|--|--|----------------------|----------------------|---|----------------------|----------------------|----------------------------|
| | Avec variables de contrôle | DAI en tranches | Âge continu | Avec variables de contrôle | DAI en tranches | Âge continu | Avec connaiss- sance |
| | (2) | (3) | (4) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>Statut (Réf. : statut privé)</i> | | | | | | | |
| Public | 0.275*** (0.040) | 0.277*** (0.040) | 0.288*** (0.039) | -0.162** (0.078) | -0.163** (0.078) | -0.176** (0.078) | -0.132* (0.079) |
| Indépendant | -0.011 (0.067) | -0.010 (0.067) | -0.034 (0.066) | 0.069 (0.113) | 0.068 (0.113) | 0.092 (0.113) | 0.068 (0.113) |
| Demandeurs d'emplois et inactifs | -0.180*** (0.056) | -0.181*** (0.056) | -0.268*** (0.060) | -0.023 (0.099) | -0.024 (0.099) | 0.149 (0.111) | -0.044 (0.100) |
| <i>Revenu annuel net (Réf. : 12 000-19 999 € ou non renseigné)</i> | | | | | | | |
| < à 12 000 € | -0.151*** (0.042) | -0.152*** (0.042) | -0.168*** (0.041) | 0.186** (0.072) | 0.186** (0.072) | 0.204*** (0.072) | 0.169** (0.072) |
| 20 000-29 999 € | 0.176*** (0.044) | 0.175*** (0.044) | 0.189*** (0.044) | -0.425*** (0.077) | -0.425*** (0.077) | -0.450*** (0.077) | -0.405*** (0.077) |
| 30 000 € et plus | 0.283*** (0.049) | 0.282*** (0.049) | 0.286*** (0.049) | -1.038*** (0.094) | -1.037*** (0.094) | -1.053*** (0.094) | -1.006*** (0.094) |
| A fait des études supérieures | 0.126*** (0.034) | 0.127*** (0.034) | 0.144*** (0.034) | -0.200*** (0.064) | -0.201*** (0.064) | -0.208*** (0.064) | -0.186*** (0.064) |
| Goût du risque | 0.026 (0.043) | 0.027 (0.043) | 0.023 (0.043) | -0.154* (0.081) | -0.154* (0.081) | -0.145* (0.081) | -0.151* (0.081) |
| Imprévoyant | -0.087* (0.047) | -0.085* (0.047) | -0.083* (0.046) | 0.388*** (0.088) | 0.388*** (0.088) | 0.393*** (0.088) | 0.378*** (0.087) |
| En couple | 0.063* (0.036) | 0.061* (0.036) | 0.055 (0.036) | -0.146** (0.062) | -0.145** (0.062) | -0.160** (0.063) | -0.139** (0.062) |
| A des enfants à charge | -0.131*** (0.037) | -0.129*** (0.037) | -0.057 (0.037) | 0.185*** (0.066) | 0.184*** (0.066) | 0.129* (0.067) | 0.170*** (0.066) |
| Est en bonne santé | 0.238*** (0.049) | 0.238*** (0.049) | 0.255*** (0.049) | -0.182** (0.088) | -0.182** (0.088) | -0.196** (0.088) | -0.155* (0.089) |
| Carrière irrégulière | -0.124*** (0.040) | -0.124*** (0.040) | -0.112*** (0.040) | 0.461*** (0.072) | 0.461*** (0.072) | 0.442*** (0.072) | 0.447*** (0.072) |
| A connu des interruptions pour chômage | 0.012 (0.034) | 0.014 (0.034) | 0.025 (0.034) | 0.286*** (0.062) | 0.285*** (0.062) | 0.263*** (0.062) | 0.287*** (0.062) |
| A connu des interruptions pour d'autres raisons | -0.044 (0.038) | -0.043 (0.038) | -0.060 (0.038) | -0.035 (0.067) | -0.035 (0.067) | -0.024 (0.067) | -0.040 (0.067) |

Note : estimation d'un modèle linéaire par les moindres carrés ordinaires. Les écarts-types sont entre parenthèses. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source et champ : enquêtes PatÉr 2012 et 2020. Hors retraités, soit 3 895 observations.

Tableau A3-2 – Estimation de la variation du score de connaissance de ses droits personnels

| | Sans âge (1) | Sans constante (2) | DAI en tranches (3) |
|---|------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>Réf. : revenu annuel net : 12 000-19 999 € et revenu non renseigné</i> | | | |
| Revenu annuel net : < à 12 000 € | -0.116 (0.120) | -0.098 (0.126) | -0.182 (0.133) |
| Revenu annuel net : 20 000-29 999 € | 0.069 (0.119) | 0.111 (0.120) | 0.153 (0.120) |
| Revenu annuel net : 30 000 € et plus | 0.029 (0.174) | 0.074 (0.176) | 0.091 (0.175) |
| Goût du risque | -0.148 (0.130) | -0.099 (0.137) | -0.132 (0.137) |
| Imprévoyant | -0.142 (0.152) | -0.161 (0.152) | -0.219 (0.150) |
| En couple | 0.353*** (0.131) | 0.435*** (0.134) | 0.501*** (0.142) |
| A des enfants à charge | -0.156 (0.127) | -0.178 (0.133) | -0.088 (0.134) |
| Est en bonne santé | 0.059 (0.160) | 0.013 (0.151) | 0.005 (0.154) |
| Carrière irrégulière | -0.141 (0.102) | -0.114 (0.106) | -0.119 (0.106) |
| A connu des interruptions pour chômage | 0.121 (0.111) | 0.146 (0.115) | 0.147 (0.115) |
| A connu des interruptions pour d'autres raisons | -0.163 (0.124) | -0.067 (0.127) | -0.015 (0.127) |

Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes PatÉr 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.

Tableau A3-3 – Estimation de la variation du score d'inquiétude pour ses droits personnels

| | Sans âge (1) | Sans constante (2) | DAI en tranches (3) | Avec connaissance (4) |
|---|------------------|-----------------------|------------------------|--------------------------|
| <i>Réf. : revenu annuel net : 12 000-19 999 € et revenu non renseigné</i> | | | | |
| Revenu annuel net : < à 12 000 € | 0.262 (0.197) | 0.278 (0.200) | 0.295 (0.201) | 0.259 (0.195) |
| Revenu annuel net : 20 000-29 999 € | 0.068 (0.183) | 0.041 (0.184) | 0.038 (0.184) | 0.061 (0.183) |
| Revenu annuel net : 30 000 € et plus | 0.280 (0.250) | 0.282 (0.255) | 0.269 (0.252) | 0.296 (0.253) |
| Goût du risque | 0.329 (0.273) | 0.331 (0.274) | 0.364 (0.273) | 0.313 (0.274) |
| Imprévoyant | 0.069 (0.282) | 0.110 (0.278) | 0.101 (0.280) | 0.080 (0.281) |
| En couple | -0.460** (0.234) | -0.512** (0.228) | -0.546** (0.230) | -0.431* (0.235) |
| A des enfants à charge | 0.033 (0.189) | 0.013 (0.192) | 0.005 (0.188) | -0.020 (0.191) |
| Est en bonne santé | -0.029 (0.280) | -0.018 (0.280) | -0.019 (0.280) | -0.016 (0.276) |
| Carrière irrégulière | 0.335 (0.221) | 0.347 (0.221) | 0.335 (0.222) | 0.326 (0.221) |
| A connu des interruptions pour chômage | 0.191 (0.235) | 0.160 (0.233) | 0.186 (0.233) | 0.188 (0.233) |
| A connu des interruptions pour d'autres raisons | 0.163 (0.203) | 0.084 (0.201) | 0.110 (0.199) | 0.072 (0.202) |

Note : estimation d'un modèle linéaire en différence première. Les régressions sont réalisées sous R à l'aide de la procédure « plm », de la spécification du modèle « fd » (différence première) et d'un redressement de la variance des résidus avec la méthode d'Arellano. Les valeurs entre parenthèses sont les écart-types robustes. * Indique que le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.
Source et champ : enquêtes PatÉr 2012 et 2020. Répondants communs aux deux vagues hors retraités, soit 444 observations.