

Effets sur la consommation de soins d'un report de l'âge de départ à la retraite annoncé en fin de carrière

The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game

Eve Caroli*, Catherine Pollak** et Muriel Roger***

Résumé – En nous appuyant sur le report différencié selon les générations des âges cibles du système de retraite français introduit par la réforme de 2010, nous estimons les effets d'une augmentation de quatre mois des âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote sur la consommation de soins. Nous nous concentrons sur les personnes qui étaient proches de la retraite, mais qui n'avaient pas encore atteint l'âge légal au moment de l'adoption de la réforme. À l'aide de données administratives sur les dépenses de santé non hospitalières et sur les arrêts maladie, nous montrons que la probabilité d'avoir au moins un arrêt maladie augmente pour tous les groupes traités, tandis que le nombre total de jours d'arrêt reste le même conditionnellement à avoir bénéficié d'un arrêt maladie. Le report des âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote n'augmente pas la probabilité de consulter un médecin généraliste, sauf pour les hommes des générations les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter un médecin spécialiste pour tous, à l'exception des hommes des générations les plus âgées. Le report d'âge augmente également la probabilité de consulter un kinésithérapeute pour les femmes des générations plus âgées. Globalement, il augmente les dépenses de santé, en particulier dans la partie inférieure de leur distribution.

Abstract – *Using the differentiated increase in retirement age across cohorts introduced by the 2010 French pension reform, we estimate the health-consumption effects of a 4-month increase in retirement age. We focus on individuals who were close to retirement age but had not yet reached statutory retirement age by the time the reform was passed. Using administrative data on individual sick-leave claims and health-care expenses, we show that the probability of having at least one sickness absence increases for all treated groups, while the overall number of sick days remains unchanged, conditional on having a sick leave. Delaying retirement does not increase the probability of seeing a general practitioner, except for men in the younger cohorts. In contrast, it raises the probability of seeing a specialist physician for all individuals, except men in the older cohorts. Delaying retirement also increases the probability of seeing a physiotherapist among women from the older cohorts. Overall, it increases health expenditures, in particular in the lower part of the expenditure distribution.*

JEL : I10, J14, J18, J26

Mots-clés : réforme des retraites, âge de la retraite, santé, consommation de soins

Keywords: pension reform, retirement age, health, health-care consumption

*LEDa Université Paris Dauphine-PSL et IZA ; **Anciennement à la DREES où l'étude a été menée, et actuellement Commonwealth Fund Harkness Fellow in Health Care Policy and Practice à New York University Grossman School of Medicine et au centre CHIBE de l'Université de Pennsylvanie ; ***CES Université Paris 1 Panthéon Sorbonne. Correspondance : eve.caroli@dauphine.psl.eu

Nous remercions la Caisse nationale d'assurance maladie de nous avoir accordé l'accès à ses données. Cette étude a été réalisée pour le compte de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) du ministère de la Santé et de la prévention, qui a fourni une aide à la recherche et un soutien financier au projet. Nous remercions Andrea Bassanini, l'éditeur, ainsi que deux rapporteurs anonymes, pour leurs commentaires et suggestions. Nous restons responsables des éventuelles erreurs.

Reçu en septembre 2022, accepté en mars 2023. Traduit de "The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game".

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: Caroli, E., Pollak, C. & Roger, M. (2023). The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 49–67. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2092

Le vieillissement de la population est un défi majeur pour les sociétés et, en particulier, pour la viabilité des systèmes de protection sociale. Au cours des dernières décennies, la plupart des pays de l'OCDE ont réformé leur système de retraite afin d'en garantir la viabilité financière (OECD, 2017). Ces réformes sont généralement multidimensionnelles, mais incluent souvent une augmentation des âges cibles des systèmes de pension, conformément à l'hypothèse selon laquelle le report de la retraite incite les travailleurs âgés à se maintenir en emploi. Cela est susceptible de générer mécaniquement une augmentation des cotisations et de réduire les dépenses de retraite à court terme, contribuant ainsi à l'équilibre financier des systèmes de retraite et, plus généralement, de protection sociale.

Cependant, ce cercle vertueux pourrait être rompu si le report des départs à la retraite conduisait à une détérioration de la santé des individus (L'Haridon *et al.*, 2018). La littérature a étudié de façon approfondie l'effet du passage de l'emploi à la retraite sur la santé physique, mentale et cognitive des personnes âgées, en utilisant souvent l'âge légal¹ de départ à la retraite comme instrument et les réformes des retraites comme des chocs exogènes sur ces âges. Les résultats sont globalement ambigus. La méta-analyse réalisée par Filomena & Picchio (2022) sur 275 observations, tirées de 85 articles publiés entre 2000 et 2021, montre que 28 % d'entre elles trouvent des effets positifs de la retraite sur la santé, tandis que 13 % trouvent des effets négatifs, mais, surtout, que près de 60 % des observations ne donnent aucun résultat statistiquement significatif. Un autre courant de littérature s'est consacré aux effets du report du départ à la retraite sur la santé après la retraite. Dans leur revue de littérature, Garrouste & Perdrix (2021) concluent qu'un départ plus tardif n'a aucun effet sur la mortalité, diminue la consommation de soins de santé et a une incidence négative ou non significative sur la santé perçue des personnes âgées.

Toutefois, les réformes augmentant les âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote sont également susceptibles d'affecter la santé *avant la retraite*. Dans la mesure où elles augmentent l'horizon temporel de la fin de carrière des individus, elles affectent probablement la valeur de leurs investissements dans la santé, ce qui peut à son tour modifier leur état de santé (Bertoni *et al.*, 2018). Dans le même temps, à la suite d'une modification des règles de départ à la retraite, les personnes concernées peuvent estimer qu'on les oblige à accepter une

situation nouvelle dans laquelle elles n'ont que peu de contrôle sur leurs décisions en matière de liquidation de leurs droits. En outre, si les nouvelles règles sont perçues comme injustes et/ou touchent des individus proches de l'âge de la retraite, cela peut donner lieu à de profondes déceptions (De Grip *et al.*, 2012). Les deux mécanismes peuvent engendrer du stress, ce qui peut avoir des effets négatifs sur la santé, tant physique que mentale. Si l'état de santé des personnes touchées par la réforme est modifié, cela peut améliorer ou entraver leur capacité à travailler et, en conséquence, avoir un effet sur les potentielles économies attendues d'un report de l'âge de départ. Cet effet non désiré des réformes est beaucoup moins étudié dans la littérature.

Cet article examine les effets sur la consommation de soins de la réforme des retraites de 2010, qui a induit un report de l'âge légal et de l'âge du taux plein. Nous considérons les personnes qui étaient proches de l'âge de la retraite mais qui n'avaient pas encore atteint l'âge minimal de liquidation des droits au moment de l'adoption de la réforme. À la mi-juillet 2010, le gouvernement français a annoncé que l'âge légal de la retraite – respectivement l'âge du taux plein – serait relevé de quatre mois pour tous les individus nés entre juillet et décembre 1951, et de quatre mois supplémentaires pour chaque génération née les années suivantes jusqu'en 1956. L'âge légal de la retraite et l'âge du taux plein étant de 60 ans et 65 ans respectivement, la réforme les a donc fait passer à 62 ans et à 67 ans respectivement pour les individus nés en 1956 et après. Nous tirons parti de cette modification pour établir une estimation en différence première de l'effet d'un report de quatre mois de l'âge de la retraite sur les absences pour maladie, sur les visites chez les médecins et kinésithérapeutes et sur les dépenses de santé des individus qui étaient au plus à 5 ans et demi de l'âge légal de départ avant l'adoption de la réforme.

Plus précisément, nous considérons deux échantillons différents, l'un composé d'individus très proches de l'âge légal de la retraite – à au plus 2.5 ans –, l'autre d'individus plus éloignés – de 4.5 ans à 6.5 ans. Pour chacun d'entre eux, nous estimons l'effet d'un report de quatre mois des âges cibles, âge légal et âge du taux plein, chez des individus nés au cours de

1. L'âge légal de départ à la retraite (ou âge d'ouverture des droits) est l'âge minimal auquel les prestations de retraite peuvent être liquidées. L'âge d'annulation de la décote (ou âge du taux plein) est l'âge auquel les travailleurs reçoivent une retraite sans coefficient de décote, quel que soit leur nombre d'années de cotisation. Le montant de la retraite reste néanmoins proratisé par le nombre d'années de cotisation au système.

deux mois adjacents, afin de neutraliser l'effet potentiellement confondant de l'âge sur l'état de santé. En outre, en guise de test placebo, nous vérifions l'absence de toute différence dans la consommation de soins entre des individus nés au cours de deux mois adjacents mais soumis aux mêmes règles du système de retraite. Pour ce faire, nous utilisons des données administratives sur les indemnités journalières pour maladie et les consommations de soins délivrés en ville, disponibles pour tous les salariés du secteur privé et les agents contractuels travaillant dans la fonction publique. Nous considérons la consommation de soins sur la période allant du 15 juillet 2010 (le lendemain de l'annonce de la réforme) au 31 mai 2011 (la veille des premiers départs à la retraite de la cohorte plus âgée).

Nos résultats suggèrent qu'un report de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein augmente la probabilité d'avoir au moins un arrêt maladie au cours de la période étudiée de 11.8 % pour les hommes et 10.3 % pour les femmes dans les cohortes les plus âgées, et de 6.7 % pour les hommes et 3.9 % pour les femmes dans les cohortes les plus jeunes. En revanche, nous ne constatons aucune incidence de la réforme sur la durée totale d'absence pour maladie, si arrêt il y a, lorsque nous estimons un modèle binomial négatif à inflation de zéros. S'agissant des visites chez un médecin, nous montrons que le report de la retraite n'augmente pas la probabilité de consulter un généraliste, sauf pour les hommes des cohortes les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter un spécialiste au moins une fois pour tous les groupes, à l'exception des hommes des cohortes les plus âgées², même si l'effet est modéré (environ 1.5 %). Le report des âges cibles de 4 mois augmente également de 3.4 % la probabilité de consulter un kinésithérapeute pour les femmes des cohortes les plus âgées. Enfin, lorsque nous estimons des régressions quantiles inconditionnelles pour les dépenses de santé, nous constatons une augmentation des dépenses conforme aux résultats précédents, en particulier dans la partie inférieure de la distribution des dépenses. Il en est de même pour les dépenses en médicaments des hommes dans les cohortes les plus jeunes. Cela suggère que les dépenses de soins présentées au remboursement augmentent lorsque l'âge de la retraite est reporté, en particulier pour les personnes dont les dépenses de santé étaient initialement faibles.

L'interprétation de ces résultats suggère que les individus touchés par la modification du système de retraite vers la fin de leur carrière éprouvent des troubles psychologiques, voire physiques, et

des problèmes de santé au moins durant l'année suivant l'annonce de la réforme.

Notre article s'inscrit dans deux courants de littérature. Le premier est assez restreint et s'intéresse à l'effet du changement des âges de liquidation des droits à pension sur la santé avant la retraite et sur le comportement en matière de santé des personnes en fin de carrière au moment de l'adoption d'une réforme. Bauer & Eichenberger (2021) examinent un changement de politique qui a abaissé l'âge de la retraite de 65 à 60 ans en Suisse. Ils montrent que cette réforme qui était destinée à améliorer la santé en emploi, a eu l'effet inverse. Les absences pour maladie ont augmenté de 33 % parmi les ouvriers du bâtiment âgés de 56 à 60 ans travaillant jusqu'à 60 ans au lieu de 65 ans, et leur probabilité de signaler des problèmes de santé a augmenté de 54 %. Dans une certaine mesure, ces résultats rejoignent ceux de Bertoni *et al.* (2018), qui constatent qu'une augmentation de l'âge minimal de la retraite – induite par une réforme des retraites modifiant les conditions d'éligibilité en Italie en 2004 – a amélioré les comportements en matière de santé chez les hommes d'âge moyen. Une augmentation d'un an de l'horizon de travail requis a augmenté leur probabilité de faire du sport régulièrement, d'avoir un indice de masse corporelle en dessous du niveau d'obésité et de se déclarer très satisfaits de leur état de santé. En revanche, dans leur étude de référence sur ce sujet, De Grip *et al.* (2012) constatent que le report de la retraite détériore la santé mentale. Ils évaluent l'effet d'une réforme du système de retraite néerlandais qui a augmenté d'un an et un mois l'âge minimal permettant de bénéficier d'une retraite à taux plein dans le secteur public. Ils trouvent que, deux ans après cette modification, le taux de dépression est environ 40 % plus élevé dans le groupe traité que chez les individus témoins. Nos résultats complètent ceux de De Grip *et al.* (2012). Nous montrons qu'une augmentation modérée (quatre mois) des âges d'ouverture des droits et d'annulation de la décote augmente substantiellement la probabilité d'absence pour maladie chez les salariés du secteur privé âgés de 54 ans et plus. Cette conclusion rejoint celle de d'Albis *et al.* (2020), qui constatent également que la réforme des retraites menée en France en 2010 a augmenté les absences pour maladie au sein d'un échantillon plus petit d'enseignants du secondaire du secteur public. En outre, nous

2. Ces résultats ne sont pas incohérents avec ce que nous constatons pour les généralistes car, en France, il est possible de consulter les spécialistes directement sans passer par un généraliste pour certaines spécialités ou en dehors du parcours de soins.

montrons que le report de la retraite augmente la probabilité de consulter un spécialiste, et conduit *in fine* à une hausse des dépenses de santé, en particulier parmi les salariés dont les dépenses de santé sont initialement faibles.

Notre étude complète également la littérature consacrée à l'effet de la retraite sur la santé en France. À l'aide de données sur les ménages, L'Haridon *et al.* (2018) et Messe & Wolff (2019) comparent les trajectoires de santé des individus partant à la retraite et des individus restant en emploi, après avoir contrôlé de leurs caractéristiques avant leur départ à la retraite. Ils constatent que la transition vers la retraite a un effet bénéfique à court terme sur la santé perçue des personnes interrogées. Dans la lignée de ces conclusions, Blake & Garrouste (2019) montrent que l'augmentation du nombre d'années de cotisation requises pour être éligible à une retraite à taux plein et la réduction des niveaux de pension, qui ont été imposées aux salariés du secteur privé par la réforme des retraites de 1993, ont eu un effet négatif sur la santé perçue et la santé physique des retraités peu qualifiés. Toutefois, Bozio *et al.* (2021) ne constatent aucun effet significatif de cette réforme sur les taux de mortalité entre 61 et 79 ans. Nous complétons cette littérature en examinant les effets d'une réforme des retraites plus récente sur les personnes qui sont encore en emploi au moment de la réforme. Nous montrons que le report de la retraite augmente leur consommation de soins, ce qui suggère que le fait de travailler plus longtemps peut non seulement détériorer la santé des personnes âgées, mais également avoir des effets négatifs sur la santé des personnes actives, du moins lorsqu'il est introduit vers la fin de leur carrière. Pour finir, Ben Halima *et al.* (2022) estiment l'incidence de se situer au-dessus ou en-deçà de l'âge légal de la retraite sur les absences pour maladie parmi les cohortes touchées d'une façon différente par la réforme des retraites de 2010. Nous améliorons leur méthodologie en proposant une configuration empirique qui permet d'identifier l'effet causal de la réforme sur les arrêts maladie et les dépenses de santé sans qu'il soit besoin de formuler des hypothèses fortes sur des tendances parallèles.

La suite de l'article s'articule comme suit. La section 1 présente le contexte institutionnel. La section 2 détaille la stratégie empirique. La section 3 décrit les données. La section 4 présente les résultats, puis nous concluons.

1. Le contexte institutionnel

La France dispose de divers régimes de retraite et d'assurance maladie auxquels les individus

contribuent en fonction de leur statut d'emploi et/ou du secteur dans lequel ils travaillent. Dans cet article, nous considérons la réforme des retraites adoptée en 2010 qui a relevé l'âge légal et l'âge du taux plein pour tous les salariés. Cependant, nous limitons notre analyse aux salariés du secteur privé et aux agents contractuels de la fonction publique, car nos données sur la santé ne couvrent ni les fonctionnaires ni les travailleurs indépendants.

Bien que la réforme ait été définitivement adoptée par le Parlement le 27 octobre 2010, la question de l'équilibre des comptes du système public de retraite en France faisait partie du débat public depuis 1993. Toutefois, durant cette période, l'option privilégiée par les décideurs politiques avait été un allongement de la durée de cotisation requise pour être éligible à la retraite à taux plein (d'Albis *et al.*, 2020). Le nombre d'années de cotisation requises a été progressivement augmenté, passant de 37.5 années pour les générations nées en 1933 et avant à 40 années pour les générations nées en 1944 et après, à compter de 1993 dans le secteur privé et de 2003 dans le secteur public. Il a de nouveau été augmenté en 2009, passant à 41 années de cotisation. La volonté d'augmenter l'âge légal et l'âge d'annulation de la décote est intervenue plus tard dans le débat public, au printemps 2010. Le 16 mai, un document d'orientation politique sur la réforme des retraites a été remis aux partenaires sociaux. Selon ce document, la seule solution pour assurer la viabilité financière du système de retraite sans affecter le niveau de vie des retraités et des salariés était le report des âges cibles du système. Le 16 juin, le ministre du Travail, Éric Woerth, a présenté les principales orientations de son projet de réforme : l'âge légal et l'âge d'annulation de la décote seraient progressivement relevés, passant respectivement de 60 à 62 ans et de 65 à 67 ans, et la réforme n'affecterait pas les générations nées avant 1951. Le 13 juillet, le projet de loi a finalement été présenté au Conseil des ministres. Il indiquait clairement que les âges cibles seraient modifiés de façon différenciée selon les générations, suivant le calendrier indiqué dans le tableau 1.

Au cours de cette première étape de la réforme, l'âge légal d'ouverture des droits et l'âge du taux plein ont donc été relevés de quatre mois pour la première génération concernée (personnes nées entre juillet et décembre 1951) et de quatre mois supplémentaires pour chaque génération née durant les années suivantes jusqu'en 1956. Pour toutes les personnes nées en 1956 et après, l'âge légal et l'âge du taux plein ont été relevés de deux ans par rapport aux critères d'âge prévalant

Tableau 1 – Âge légal et âge du taux plein, selon la date de naissance

Date de naissance	Âge légal de la retraite	Âge du taux plein
Avant juillet 1951	60	65
Du 1 ^{er} juillet au 31 décembre 1951	60 + 4 mois	65 + 4 mois
1952	60 + 8 mois	65 + 8 mois
1953	61	66
1954	61 + 4 mois	66 + 4 mois
1955	61 + 8 mois	66 + 8 mois
1956 et après	62	67

avant la réforme, passant à 62 et 67 ans respectivement. La réforme s'est accélérée à partir du 1^{er} janvier 2012 : pour les générations nées après le 1^{er} janvier 1952, les paliers de relèvement des âges sont passés de quatre à cinq mois jusqu'à ce que les deux limites d'âge atteignent respectivement 62 et 67 ans, soit pour les individus nés en 1955 et après.

Notons que la réforme de 2010 ne s'appliquait pas aux personnes qui avaient commencé à travailler avant l'âge de 18 ans : pour elles, le dispositif « carrières longues » permettait le maintien de l'âge légal à 60 ans dès lors qu'elles avaient contribué au moins 43.5 années au système de retraite. Depuis 2010, elles peuvent même prendre leur retraite à 58 ans si elles ont commencé à travailler avant l'âge de 16 ans.

Une caractéristique importante de la réforme est que les modalités précises selon lesquelles la réforme affecterait les personnes nées en 1951 et au-delà – à savoir quelle génération et dans quelle mesure – n'ont été dévoilées que le 13 juillet, lorsque le ministre du Travail a présenté les détails de la réforme au Conseil des ministres. Il s'est avéré que même les individus qui n'étaient qu'à un an de l'âge légal en vigueur allaient être affectés par la réforme, ce qui a créé la surprise, car les précédentes réformes des retraites avaient été plus progressives. Nous nous appuyons sur le caractère inattendu du contenu exact de la réforme pour estimer l'effet d'un relèvement de quatre mois de l'âge minimal de liquidation des droits à pension sur la consommation de soins des individus qui n'avaient pas encore atteint l'âge légal de la retraite au moment de l'annonce de la réforme.

2. Stratégie empirique

2.1. Cadre empirique

Nos données (voir la section 3) ne contiennent pas d'informations sur le statut d'activité des personnes. Dans la mesure où nous ne savons pas si elles font encore partie de la population active, nous estimons un modèle d'intention de traiter.

Notre stratégie d'identification repose sur la comparaison des absences pour maladie, des visites chez le médecin et le kinésithérapeute et des dépenses de soins d'individus dont les âges cibles du système diffèrent de seulement quatre mois en raison de la réforme : 60 ans et quatre mois contre 60 ans ; 60 ans et huit mois contre 60 ans et quatre mois, etc.³ pour l'âge d'ouverture des droits. Dans la mesure où le report des âges prévu par la réforme est indexé sur la date de naissance, et dans la mesure où l'âge affecte fortement l'état de santé, nous comparons des individus dont les âges sont les plus proches possibles. Pour ce faire, nous définissons notre groupe traité et notre groupe témoin en sorte que leurs dates de naissance ne soient pas distantes de plus de deux mois.

Plus précisément, nous considérons cinq cohortes. La cohorte C1 comprend les individus nés en juin ou juillet 1951. La cohorte C2 comprend les individus nés en décembre 1951 ou janvier 1952. De même, la cohorte C3 comprend les individus nés en décembre 1952 ou janvier 1953, la cohorte C4 les individus nés en décembre 1953 ou janvier 1954 et la cohorte C5 les individus nés en décembre 1954 ou janvier 1955⁴. Nous comparons ensuite les individus nés en juin 1951 à ceux nés en juillet 1951 dans la cohorte C1, ainsi que les individus nés au mois de décembre d'une année (1951 à 1954) à ceux nés au mois de janvier de l'année suivante (1952 à 1955) dans les cohortes C2, C3, C4 et C5 respectivement. Ce faisant, les individus traités et les individus témoins sont tous confrontés à la même augmentation de l'âge minimal de la retraite en raison de la réforme (quatre mois avant son accélération) et sont tous nés à deux mois d'intervalle au plus.

3. Contrairement à ce qui est fait habituellement dans la littérature, nous n'estimons pas l'effet de la retraite sur les dépenses de santé en utilisant une réforme des retraites comme instrument de l'âge de la retraite. Puisque nous ne savons pas si les individus sont à la retraite ou non, notre modèle est une forme réduite dans lequel la réforme des retraites affecte directement les dépenses de santé.

4. Nous n'avons pas eu accès aux données sur la consommation de soins des individus nés en 1956, ce qui nous empêche d'étendre l'analyse à la cohorte née en décembre 1955 ou janvier 1956.

Dans ce cadre, les *non compliers*⁵ sont ici les individus pour lesquels le report de l'âge d'ouverture des droits et de l'âge d'annulation de la décote ne modifie ni l'âge ni les comportements de départ à la retraite. C'est le cas des personnes ayant déjà pris leur retraite au moment de l'adoption de la réforme. C'est également le cas de celles (et en particulier des femmes) n'ayant jamais travaillé, ainsi que des personnes qui avaient droit à la retraite à taux plein avant la réforme à un âge identique à l'âge légal de la retraite après la réforme (par exemple les salariés ayant commencé à travailler à un très jeune âge et bénéficiant du dispositif « carrières longues »). Tous les autres individus sont des *compliers*. C'est le cas des personnes ayant prévu de prendre leur retraite le plus tôt possible. C'est aussi le cas de celles qui prévoyaient de toute façon de prendre leur retraite plus tard, puisque la réforme modifie l'âge auquel elles sont susceptibles de recevoir des prestations de retraite plus élevées que la normale (surcote). Il va sans dire que les personnes qui prévoyaient de liquider leur retraite à l'âge d'annulation de la décote parce qu'elles n'avaient pas suffisamment cotisé pour avoir droit au taux plein avant cet âge sont également des *compliers*, puisque la réforme repousse cet âge cible.

Nous excluons de notre analyse la cohorte C3, née en décembre 1952 ou en janvier 1953. Notre hypothèse d'identification est en effet que les différences de consommation de soins entre le groupe traité et le groupe témoin découlent uniquement de la réforme. Cela est plausible pour toutes les cohortes, car les deux groupes ont presque le même âge et sont observés aux mêmes dates. Toutefois, cette hypothèse est probablement invalidée pour les individus nés en décembre 1952 ou janvier 1953. La réforme Berthoin, adoptée en 1959, a en effet relevé l'âge de fin de scolarité obligatoire de 14 à 16 ans pour les enfants nés à partir du 1^{er} janvier 1953. Dans la mesure où l'âge de fin de scolarité obligatoire a des conséquences sur les carrières et les droits à la retraite et que l'éducation peut affecter la santé (Kemptner *et al.*, 2011), notre hypothèse d'identification n'est probablement pas valable pour cette cohorte.

Nous regroupons les individus en deux échantillons différents. Le premier regroupe les individus des cohortes C1 et C2, qui étaient proches de l'âge d'ouverture des droits lorsque la réforme a été adoptée. Pour eux, l'âge minimal légal a été relevé de huit mois au plus (pour ceux nés en janvier 1952) mais il reste toujours relativement proche après la réforme (moins de 2.5 ans). Le deuxième échantillon regroupe

les individus des cohortes C4 et C5, qui étaient beaucoup plus jeunes au moment de la réforme. Pour ces cohortes, la possibilité de partir à la retraite a été plus fortement retardée (d'un an à un an et huit mois) mais, surtout, l'âge de départ est plus éloigné (au moins 3.5 ans avant la réforme et 4.5 ans après). Nous regroupons les cohortes en un échantillon d'individus plus jeunes et un échantillon d'individus plus âgés pour plusieurs raisons. Premièrement, dans la mesure où la réforme Berthoin a potentiellement retardé l'entrée sur le marché du travail de deux ans pour tous les individus arrivant à l'âge de fin de scolarité obligatoire dans le groupe plus jeune, mais pas dans le groupe plus âgé, les droits à la retraite sont complètement différents dans les deux groupes de cohortes. Deuxièmement, l'augmentation globale de l'âge possible de liquidation des droits à la retraite a été beaucoup plus importante pour l'échantillon plus jeune que pour l'échantillon plus âgé, ce qui pourrait aboutir à une réponse différente au traitement étudié, à savoir un report de quatre mois supplémentaires de l'âge de la retraite. Quatre mois supplémentaires peuvent en effet être considérés comme une différence plus marginale lorsque l'augmentation globale des âges cibles est plus importante que lorsqu'elle est plus faible. Troisièmement, les individus des deux échantillons n'étaient pas aussi proches de la retraite l'un et l'autre avant la réforme et cette différence s'est accentuée après la réforme. Cela peut également avoir influencé la façon dont ils ont accueilli la réforme (Bertoni *et al.*, 2018). Enfin, même s'il était déjà prévu que la réforme affecte les cohortes les plus jeunes, comme nous l'avons dit, elle a créé la surprise pour les individus plus âgés, car il s'agissait de changer les règles vers la (toute) fin de leur carrière. Cette différence peut également avoir occasionné des réactions psychologiques différentes à la réforme, qui peuvent avoir à leur tour affecté la santé des individus d'une façon différente. Pour ces raisons, nous choisissons d'étudier séparément les échantillons des individus les plus jeunes et les plus âgées. Toutefois, à titre de test de robustesse, nous estimons à nouveau nos modèles sur un échantillon dans lequel nous rassemblons les quatre cohortes et incluons des indicatrices de cohorte.

5. Dans le cas général, le terme *compliers* désigne la population pour laquelle être au-dessus ou en-dessous du seuil fait une différence dans la réponse au traitement. Il s'agit ici des personnes pour lesquelles le mois de naissance a un effet sur l'âge de départ à la retraite. Les *non compliers* désignent celles pour lesquelles la réforme ne modifie pas les conditions de départ à la retraite.

Pour éviter de mélanger des traitements d'intensité différente, nous nous concentrons sur la période pendant laquelle les âges cibles ont été relevés de quatre mois pour chaque cohorte successive, c'est-à-dire avant l'accélération de la réforme en janvier 2012. Cette restriction n'est en réalité pas contraignante, puisque nous voulons estimer l'incidence de la réforme sur la consommation de soins des individus qui ne sont pas encore à la retraite. Dans la mesure où les individus les plus âgés de nos groupes témoins peuvent prendre leur retraite à partir du 1^{er} juin 2011 (c'est-à-dire à l'âge de 60 ans), nous considérons la consommation de soins de santé sur la période allant du jour suivant l'annonce de la réforme (faite le 13 juillet 2010) jusqu'à la veille du jour où les individus les plus âgés du groupe témoin atteignent l'âge légal de la retraite (c'est-à-dire le 31 mai 2011).

Pour résumer, notre stratégie empirique consiste à estimer des modèles en différence première dans lesquels nous comparons la probabilité et le nombre de jours d'arrêt maladie, la probabilité de consulter un médecin ou un kinésithérapeute et le montant des dépenses de soins délivrés entre le 15 juillet 2010⁶ et le 31 mai 2011, d'une part pour les individus nés en juin ou juillet 1951 ou en décembre 1951 ou janvier 1952 (c'est-à-dire les cohortes C1 et C2), et d'autre part pour les individus nés en décembre 1953 ou janvier 1954 ou décembre 1954 ou janvier 1955 (c'est-à-dire les cohortes C4 et C5). Les groupes traités sont ainsi confrontés à des âges cibles du système de retraite supérieurs de quatre mois à ceux des groupes témoins. Nous présentons également des estimations placebo comparant les individus nés en avril 1951 à ceux nés en mai 1951 et les individus nés en octobre 1951, 1953 et 1954 à ceux nés en novembre de ces années. Les âges cibles après la réforme sont en effet les mêmes dans l'ensemble de ces groupes de traitement et groupes témoins placebo.

2.2. Impact de la réforme sur les arrêts maladie

Nous estimons en premier lieu l'effet d'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein sur la probabilité d'être en arrêt maladie au moins une fois, dans nos deux échantillons, à l'aide d'un modèle de probabilité linéaire :

$$SA_i = \alpha T_i + \beta D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

où SA_i est une variable indicatrice égale à 1 si l'individu i a été en arrêt maladie au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, et à 0 dans le cas contraire. T_i est une variable

indicatrice égale à 1 si i appartient au groupe traité – c'est-à-dire s'il est né en juillet 1951 ou en janvier 1952 dans le premier échantillon et en janvier 1954 ou 1955 dans le deuxième échantillon – et à 0 dans le cas contraire. D_i est une variable indicatrice égale à 1 si i appartient aux cohortes C2 ou C5, selon l'échantillon, et à 0 dans le cas contraire. ε_i est un terme d'erreur.

Dans un deuxième temps, nous examinons l'effet de la réforme sur le nombre total de jours d'arrêt maladie au cours de la période allant du 15 juillet 2010 au 31 mai 2011. Dans la mesure où il s'agit d'une variable de comptage très concentrée sur quelques valeurs et avec une surreprésentation de zéros (environ 93 % de l'échantillon C1+C2 et 89 % de l'échantillon C4+C5) et une surdispersion (la variance conditionnelle dépasse la moyenne conditionnelle), nous estimons un modèle binomial négatif à inflation de zéros. Le modèle est un modèle de mélange de lois de probabilité combinant deux processus. Le premier génère le nombre de zéros et le second génère le comptage à partir d'un modèle binomial :

$$\begin{cases} Pr(NSD_i = 0 | T_i, D_i) = \Phi(\vartheta T_i + \varphi D_i) + \\ \quad (1 - \Phi(\vartheta T_i + \varphi D_i)) g(0 | T_i, D_i) \\ Pr(NSD_i | T_i, D_i) = (1 - \Phi(\vartheta T_i + \varphi D_i)) \\ \quad g(NSD_i | T_i, D_i) \end{cases} \quad (2)$$

où NSD_i indique le nombre de jours d'arrêt maladie de l'individu i entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011 pour les arrêts maladie commençant au cours de cette période. Φ est la fonction de répartition de la loi normale et $g(\cdot)$ est la densité de la loi binomiale négative.

2.3. Impact de la réforme sur les visites chez un médecin ou un kinésithérapeute

Nous estimons ensuite l'effet d'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin généraliste, un médecin spécialiste ou un kinésithérapeute. Le modèle de probabilité linéaire correspondant est :

$$V_i = \gamma T_i + \delta D_i + \vartheta_i \quad (3)$$

où V_i est une variable indicatrice égale à 1 si l'individu i a consulté un généraliste, un spécialiste ou un kinésithérapeute au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, et à 0 dans le cas contraire.

6. Nous utilisons le 15 juillet et non pas le 14 juillet comme date de début, car le 14 juillet est un jour férié en France, de sorte que les salariés ne travaillent pas et que la plupart des cabinets médicaux et des pharmacies sont fermés.

2.4. Impact de la réforme sur les dépenses de santé

Pour finir, nous étudions l'effet d'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein sur les dépenses de santé, toujours séparément pour nos deux échantillons. Dans la mesure où l'effet peut être différent selon l'état de santé initial des individus, et donc selon les dépenses de santé, nous autorisons sa variation en fonction du niveau des dépenses. Pour ce faire, nous estimons des régressions quantiles inconditionnelles. Suivant Dube (2019), nous notons $Y_{i,v}$ une indicatrice égale à 1 si les dépenses de santé de l'individu i sont supérieures au demi-décile (c'est-à-dire au vingtile) v et à 0 dans le cas contraire. Nous estimons ensuite le modèle de probabilité linéaire suivant⁷ :

$$Y_{i,v} = \theta_v T_i + \mu D_i + \tau_i \quad (4)$$

Les coefficients correspondant à la variable de traitement, $\hat{\theta}_v$, sont estimés en dix-neuf régressions distinctes. Pour chaque régression, le coefficient montre comment un report de quatre mois de l'ouverture des droits à pension déplace les individus, à la marge, au-dessus ou en dessous du vingtile correspondant dans la distribution des dépenses de santé. Nous utilisons ces coefficients pour calculer la variation en pourcentage de la probabilité que le montant des dépenses de santé soit supérieur à chaque vingtile de la distribution, après l'annonce de la réforme.

3. Données

Nous utilisons le système national d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (SNIIRAM) et, plus précisément, la base de données contenant des informations sur les dépenses de santé non hospitalières (datamart de consommation inter-régimes – DCIR). Nous nous concentrons sur le régime général, qui couvre l'ensemble des salariés du secteur privé et des agents contractuels de la fonction publique.

Le principal avantage de la base DCIR est qu'elle contient l'exhaustivité des dépenses de santé, individualisées et anonymes, remboursées par l'assurance maladie. Ces dépenses prises en charge par l'assurance maladie comprennent notamment les indemnités journalières pour arrêt maladie, les visites chez un généraliste, un spécialiste ou un kinésithérapeute, ainsi que les médicaments délivrés. Le principal inconvénient de ces données est que, dans la mesure où elles proviennent de fichiers de sécurité sociale, elles ne contiennent aucune information socio-démographique à

l'exception du sexe et de l'âge. D'autres sources de données (par exemple Hygie ou EDP-Santé) contiennent à la fois des informations sur la consommation de soins et des caractéristiques socio-démographiques et/ou professionnelles individuelles. Cependant, elles portent toutes sur des échantillons de taille limitée. Dans la mesure où notre stratégie empirique repose sur l'estimation d'un modèle en différence première comparant des individus nés sur un intervalle de deux mois, nous avons besoin de données exhaustives afin de disposer de suffisamment d'observations sur les groupes traités et témoins. Pour cette raison, nous utilisons le DCIR plutôt que des données plus riches mais portant sur des échantillons plus restreints.

Ainsi, si nous disposons d'informations exhaustives sur les visites chez le médecin et les dépenses de santé, nous ne savons pas si les individus sont actifs ou inactifs. Nous disposons enfin d'informations exhaustives sur les arrêts maladie, même si seuls les individus qui travaillent ou qui reçoivent des allocations chômage peuvent en bénéficier.

Pour chaque individu inclus dans notre base de données, nous calculons le nombre d'arrêts maladie⁸ commençant strictement après le 14 juillet 2010 et avant le 1^{er} juin 2011. Nous définissons ensuite une variable indicatrice égale à 1 si l'individu a pris au moins un arrêt maladie et à 0 dans le cas contraire. Nous calculons également le nombre total de jours d'arrêt maladie entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011. S'agissant des visites chez le médecin, nous définissons deux variables indicatrices égales à 1 si l'individu a consulté un généraliste ou un spécialiste au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011 et à 0 dans le cas contraire. Nous faisons de même pour les visites chez un kinésithérapeute. Nous prenons également en compte les dépenses de santé. Nous agrégeons toutes les dépenses⁹ pour les soins délivrés entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, séparément pour les visites chez un généraliste, un spécialiste et un kinésithérapeute, ainsi que pour la délivrance de médicaments. Les dépenses sont exprimées en euros courants.

7. Nous avons écrit le code correspondant à l'aide du logiciel SAS.

8. Dans la mesure où nous nous appuyons sur les données de l'assurance maladie, nous ne disposons d'informations que sur les arrêts maladie indemnisés par la sécurité sociale. Il s'agit généralement des arrêts maladie de plus de trois jours.

9. Nous considérons les dépenses de santé présentées au remboursement et effectivement prises en charge par l'assurance maladie, au niveau du tarif de convention de la sécurité sociale. Ce faisant, nous excluons les dépassements facturés au patient, car ils varient considérablement selon les spécialités médicales et la localisation.

Les statistiques descriptives des échantillons sont présentées dans les tableaux A-1 et A-2 de l'annexe. La taille des cohortes varie de 118 000 individus dans le groupe le plus âgé (C1) à 134 000 individus dans le groupe le plus jeune (C5) (voir le tableau A-2 de l'annexe). En moyenne, 7.1 % des individus de l'échantillon C1+C2 ont été absents pour maladie au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011, contre 10.7 % dans l'échantillon C4+C5 (voir le tableau A-1 de l'annexe). À noter que, bien que les individus plus âgés soient moins susceptibles d'être absents pour maladie au moins une fois, la durée totale de leurs arrêts maladie est plus élevée (38.6 jours) que chez les individus plus jeunes (37.1 jours), sous réserve d'avoir eu un arrêt maladie¹⁰. Sachant que l'état de santé se détériore avec l'âge, les individus des cohortes les plus âgées (C1 et C2) présentent une probabilité plus élevée de consulter un médecin généraliste, un spécialiste ou un kinésithérapeute. Leurs dépenses à cet égard sont également supérieures, tout comme celles consacrées aux médicaments. Quelle que soit la cohorte, les hommes présentent une probabilité supérieure à celle des femmes d'avoir un arrêt maladie débutant au cours de la période étudiée : 7.3 % contre 7 % dans l'échantillon C1+C2 et 11.7 % contre 9.8 % dans l'échantillon C4+C5. En revanche, les femmes sont plus susceptibles de consulter un médecin ou un kinésithérapeute et, par conséquent, leurs dépenses de soins correspondantes sont plus élevées. Pour finir, les dépenses consacrées aux médicaments sont légèrement plus élevées chez les hommes que chez les femmes, quelle que soit la cohorte considérée.

4. Résultats

4.1. Absence pour maladie

Nous estimons d'abord l'incidence du report des âges cibles du système de retraite français sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

Pour les individus les plus âgés (cohortes C1 et C2), l'augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein augmente la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois de 0.86 et 0.72 point de pourcentage pour les hommes et les femmes respectivement, ce qui est significatif au seuil de 1 %. Cela représente une augmentation de la probabilité de prendre un arrêt maladie de 11.8 % pour les hommes et de 10.3 % pour les femmes rapporté à la moyenne de l'échantillon. Les résultats sont semblables, bien que de moindre ampleur, pour les individus les plus jeunes (cohortes C4 et C5) : un report de quatre mois de l'âge minimal de liquidation des droits et de l'âge d'annulation de la décote augmente la probabilité d'absence pour maladie de 6.7 % pour les hommes et de 3.9 % pour les femmes¹¹. Deux raisons expliquent que les effets que nous estimons sont plus faibles dans l'échantillon C4+C5 que dans l'échantillon C1+C2. Tout d'abord, les individus peuvent être plus sensibles à une augmentation de l'âge de la retraite lorsqu'ils sont plus proches de la date de leur départ, par exemple s'ils ont déjà prévu des activités de loisirs pour leur retraite et sont donc plus fortement déçus. À l'inverse, ceux pour lesquels la retraite est plus éloignée peuvent considérer qu'un report de quatre mois ne change pas grand-chose. Ensuite, l'effet d'un report de quatre mois de la retraite peut avoir un effet d'autant plus faible que l'augmentation totale de l'âge de départ est importante. Dans la mesure où la retraite est repoussée d'un an et quatre mois à un an et huit mois pour les individus des cohortes C4 et C5 (contre seulement quatre à huit mois pour les individus des cohortes C1 et

10. Le fait que les individus plus âgés sont moins susceptibles de prendre un congé maladie pourrait découler du fait qu'ils sont davantage sélectionnés que les plus jeunes si ceux dont l'état de santé est particulièrement mauvais ont déjà quitté le marché du travail. Dans ce cas, nos estimations représentent probablement des bornes inférieures, car les individus en meilleure santé sont moins susceptibles d'être fortement affectés par une augmentation de quatre mois de l'âge de la retraite.

11. Quand on empile les quatre cohortes et inclut des effets fixes de cohorte, les estimations obtenues se situent sans surprise entre celles trouvées séparément pour C1+C2 et C4+C5 (voir le tableau A-3 de l'annexe).

Tableau 2 – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois : modèle de probabilité linéaire

Var. dép. :	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Au moins une absence pour maladie				
Traitement	0.0086***(0.0015)	0.0072***(0.0014)	0.0078***(0.0018)	0.0038** (0.0016)
Constante	0.0622***(0.0014)	0.0644***(0.0014)	0.1127***(0.0016)	0.0933***(0.0014)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	114 767	132 928	122 282	144 371

p<0.05. *p<0.01.

Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954, et en décembre 1954 ou janvier 1955. Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

C2), les cohortes C4 et C5 peuvent être moins sensibles à une hausse marginale de quatre mois que les cohortes C1 et C2. Nos données ne permettent pas de séparer les deux effets, qui pourraient également se combiner. Toutefois, il convient de noter que, dans tous les cas, les effets que nous estimons sont étonnamment importants compte tenu du fait que l'augmentation de l'âge légal et de l'âge du taux plein que nous considérons n'est que de quatre mois.

Nous nous tournons ensuite vers la marge intensive et examinons l'incidence d'une augmentation de quatre mois des âges cibles du système de retraite sur le nombre de jours de maladie, estimée à l'aide d'un modèle binomial négatif à inflation de zéros. Conformément aux résultats présentés au tableau 2, tous les groupes traités présentent une probabilité plus faible de ne pas prendre un arrêt maladie commençant entre le 15 juillet 2010 et le 31 mai 2011 (tableau 3, partie supérieure). En revanche, conditionnellement à avoir eu un arrêt maladie, nous ne trouvons aucun effet significatif positif du report de l'âge de la retraite sur le nombre de jours de maladie : que nous considérons les hommes ou les femmes et les cohortes plus jeunes ou plus âgées, l'effet du traitement n'est jamais significatif dans l'équation de durée (tableau 3, partie inférieure)¹².

Pour s'assurer que nos résultats sont bien dus à la modification d'âge induite par la réforme, nous effectuons des tests placebo pour chacune des estimations précédentes. S'agissant des cohortes C1 et C2, nous comparons les individus nés en avril à ceux nés en mai d'une part, et ceux nés en octobre à ceux nés en novembre 1951 d'autre part. Pour les cohortes C4 et C5, nous comparons les individus nés en octobre à ceux nés en novembre 1953 d'une part, et ceux nés

en octobre à ceux nés en novembre 1954 d'autre part. Quel que soit le modèle estimé, aucun des résultats obtenus n'est jamais significatif (voir les tableaux A-5 et A-6 de l'annexe).

Au total, ces résultats suggèrent qu'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein, même légère, augmente la probabilité d'une absence pour maladie, quelle que soit la durée restante avant la retraite. En revanche, cela ne semble pas avoir d'effet sur le nombre de jours de maladie, conditionnellement au fait d'avoir eu un arrêt maladie.

Ces conclusions laissent ouverte la question de savoir pourquoi les individus sont plus susceptibles de prendre un congé maladie lorsque l'on relève l'âge de la retraite. Il est possible qu'ils considèrent la réforme comme injuste et que, dans une certaine mesure, cela les conduise à réduire leur activité. À condition qu'ils puissent agir de connivence avec leur médecin, et en particulier avec leur généraliste, cela peut donner lieu à des arrêts maladie plus fréquents, comme une forme de protestation. Ce mécanisme d'aléa moral a été avancé par d'Albis *et al.* (2020) pour les enseignants français. Toutefois, il est également possible que, confrontés à une modification des règles du système de retraite vers la fin de leur carrière, les individus ressentent un stress aigu générant des problèmes de santé psychologiques, voire physiques. C'est ce que De Grip *et al.* (2012) constatent aux Pays-Bas. Dans ce qui suit, nous tentons de séparer les deux explications en considérant l'effet d'une augmentation de quatre mois des âges cibles sur la probabilité

12. Il en va de même si l'on empile les quatre cohortes et si l'on inclut des effets fixes de cohorte (voir le tableau A-4 de l'annexe).

Tableau 3 – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur le nombre de jours d'absence pour maladie : modèle binomial négatif à inflation de zéros

	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Équation de sélection (probabilité de ne pas être absent pour maladie)				
Traitement	-0.065***(0.012)	-0.054***(0.011)	-0.045***(0.010)	-0.025** (0.010)
Constante	1.405***(0.012)	1.395***(0.011)	1.047***(0.011)	1.177***(0.010)
Équation de durée (nombre de jours)				
Traitement	0.006 (0.036)	0.062 (0.033)	-0.014 (0.027)	-0.033 (0.027)
Constante	3.439***(0.034)	3.335***(0.032)	3.389***(0.026)	3.372***(0.026)
Paramètre de dispersion α	2.997***(0.094)	2.880***(0.085)	3.172***(0.081)	2.990***(0.074)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	114 767	132 928	122 282	144 371

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955. Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

de consulter un médecin ou un kinésithérapeute et sur les dépenses de santé des individus.

4.2. Visites chez un médecin ou un kinésithérapeute

Nous estimons en premier lieu l'effet du report sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois dans les mois suivant l'annonce de la réforme. Les résultats, présentés au tableau 4, suggèrent que le décalage des âges cibles du système n'augmente pas la probabilité de consulter un généraliste, sauf pour les hommes des cohortes les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter au moins une fois un spécialiste pour tous les groupes, à l'exception des hommes des cohortes les plus âgées, bien que l'effet soit modéré (environ 1.5 %). De même, nous constatons que les femmes des cohortes les plus âgées sont plus susceptibles de consulter un kinésithérapeute lorsqu'elles sont confrontées à un âge de départ à la retraite plus élevé, avec une augmentation correspondante de la probabilité de 3.4 % en moyenne¹³.

Ce résultat n'est pas entièrement compatible avec une interprétation fondée sur l'aléa moral, qui impliquerait plutôt que les individus traités consultent davantage leur généraliste afin de se voir prescrire un arrêt maladie. En revanche, on ne s'attendrait pas à ce qu'ils consultent plus souvent un spécialiste, car il est assez peu probable qu'ils puissent agir de connivence avec lui. En outre, les femmes traitées des cohortes les plus âgées n'auraient pas de raison de consulter un kinésithérapeute, car les kinésithérapeutes ne sont pas autorisés à prescrire des arrêts maladie. Globalement, l'ensemble de ces résultats sur les visites chez un médecin ou un kinésithérapeute étaye davantage l'interprétation selon laquelle les salariés affectés par une modification du système de retraite vers la fin de leur carrière peuvent souffrir de troubles psychologiques et physiques.

4.3. Dépenses de santé

Dans un deuxième temps, nous estimons l'effet d'une augmentation de quatre mois des âges légal et du taux plein sur les demandes de remboursement de dépenses de santé à l'aide de régressions quantiles inconditionnelles. Lorsqu'ils sont significatifs, ces effets sont présentés dans les figures I à VI. Pour chaque vingtile de la distribution des dépenses de santé, les graphiques montrent comment le report de quatre mois modifie la probabilité que les dépenses des individus affectés par ce report soient supérieures à ce vingtile. S'agissant des généralistes, conformément à ce que nous constatons pour les hommes des cohortes les plus jeunes au tableau 4, le report augmente considérablement les dépenses de visites chez le généraliste. C'est tout particulièrement le cas dans la partie inférieure de la distribution (figure I) : jusqu'au 55^e centile, la probabilité que les dépenses soient supérieures à tout vingtile augmente d'environ 1.2 % après une augmentation de quatre mois des âges cibles.

Bien que l'effet reste positif dans la partie supérieure de la distribution, il n'est pas significatif car les intervalles de confiance sont plus larges. S'agissant des dépenses chez les spécialistes, l'effet du report des âges est positif pour tous les groupes à l'exception des hommes des cohortes les plus âgées. Pour les femmes des cohortes les plus âgées et les hommes des cohortes les plus jeunes, l'augmentation est modeste, bien que significative dans la majeure partie de la distribution, c'est-à-dire jusqu'au 80^e centile (figures II et III).

13. Quand on empile les quatre cohortes et inclut des effets fixes de cohorte, les résultats obtenus sont globalement les mêmes : une augmentation de quatre mois n'a aucun effet sur la probabilité de consulter un généraliste mais fait augmenter la probabilité de consulter un spécialiste pour les hommes et les femmes, ainsi que la probabilité de consulter un kinésithérapeute pour les femmes seulement (voir le tableau A-7 de l'annexe). Les tests placebo sont présentés dans le tableau A-8 de l'annexe.

Tableau 4 – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois : modèle de probabilité linéaire

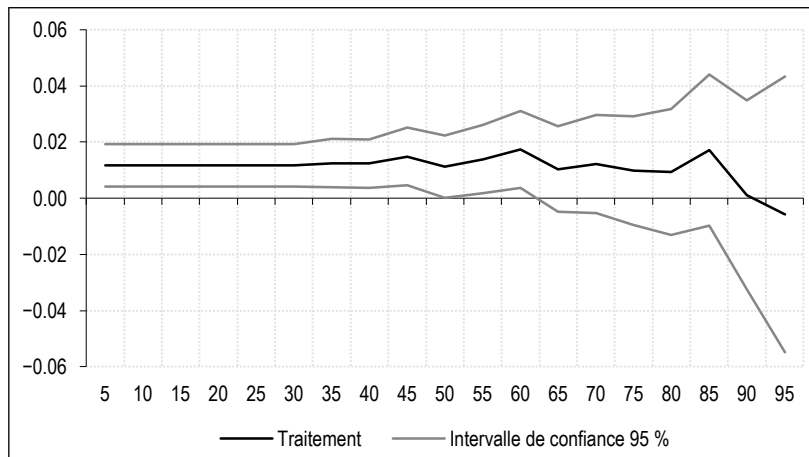
Var. dép. Au moins une visite	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Effet du traitement sur :				
Visite chez un généraliste	-0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.008*** (0.002)	0.001 (0.002)
Visite chez un spécialiste	0.002 (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.002)
Visite chez un kinésithérapeute	-0.001 (0.002)	0.005** (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	114 767	132 928	122 282	144 371

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955.

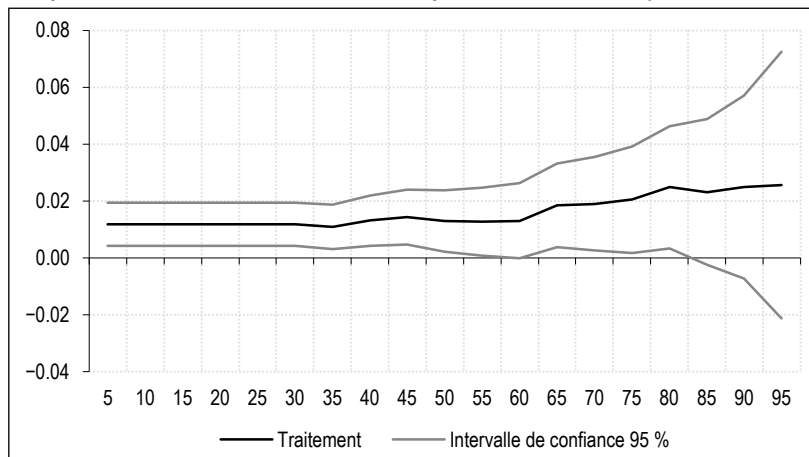
Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

Figure I – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin généraliste – hommes (cohortes C4 et C5)



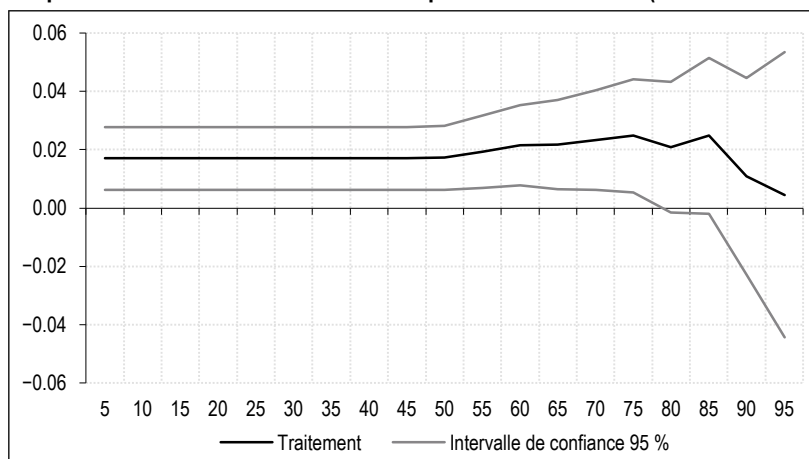
Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure II – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin spécialiste – femmes (cohortes C1 et C2)



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure III – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin spécialiste – hommes (cohortes C4 et C5)



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Pour les femmes les plus jeunes, la probabilité que les dépenses pour des visites chez un spécialiste soient supérieures à tout vingtile augmente d'environ 1.2 % jusqu'au 40^e centile. Elle reste inchangée au milieu de la distribution, mais augmente à nouveau (de 2 % à 6 %) entre le 75^e et le 85^e centiles (figure IV).

S'agissant des dépenses chez les kinésithérapeutes, conformément aux résultats présentés au tableau 4, nous constatons que le report augmente les dépenses pour les femmes des cohortes les plus âgées : la probabilité que les dépenses soient supérieures à tout vingtile augmente d'environ 3.4 % jusqu'au 85^e centile¹⁴ et plus encore dans la partie supérieure de la distribution (figure V).

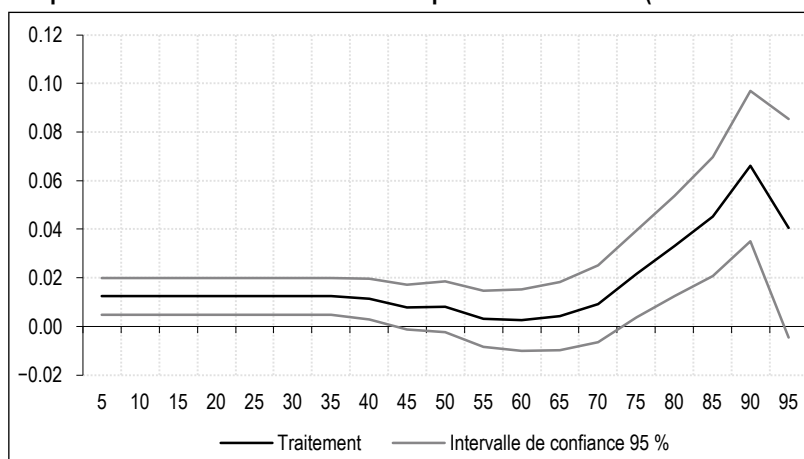
Pour finir, les dépenses consacrées aux médicaments parmi les hommes traités des cohortes les plus jeunes augmentent également après un report de quatre mois : la probabilité que les dépenses soient supérieures à tout vingtile

augmente de 1.5 % à 2 % jusqu'au 60^e centile. L'effet reste stable dans la partie la plus haute de la distribution, mais les intervalles de confiance sont plus larges, de sorte qu'il n'est plus significatif au seuil de 5 % (figure VI).

Globalement, nos résultats suggèrent qu'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein a un effet non négligeable sur les dépenses pour des visites chez les médecins ou les kinésithérapeutes, ainsi que sur les dépenses de médicaments. Ces résultats sont compatibles avec une détérioration de l'état de santé des individus affectés par la réforme et étayent l'idée selon laquelle l'augmentation de la probabilité d'avoir un arrêt maladie que nous observons en réaction à la réforme ne découle pas uniquement d'un aléa moral.

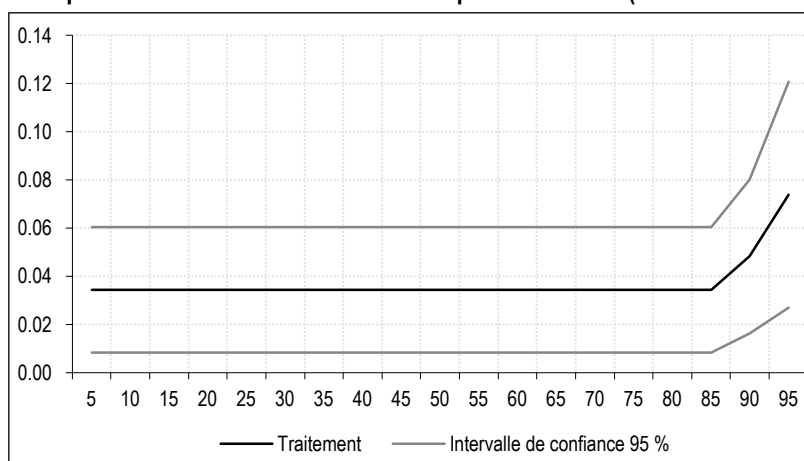
14. Tous les centiles étant égaux jusqu'au 85^e, l'effet du traitement est le même jusqu'à ce niveau.

Figure IV – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un médecin spécialiste – femmes (cohortes C4 et C5)



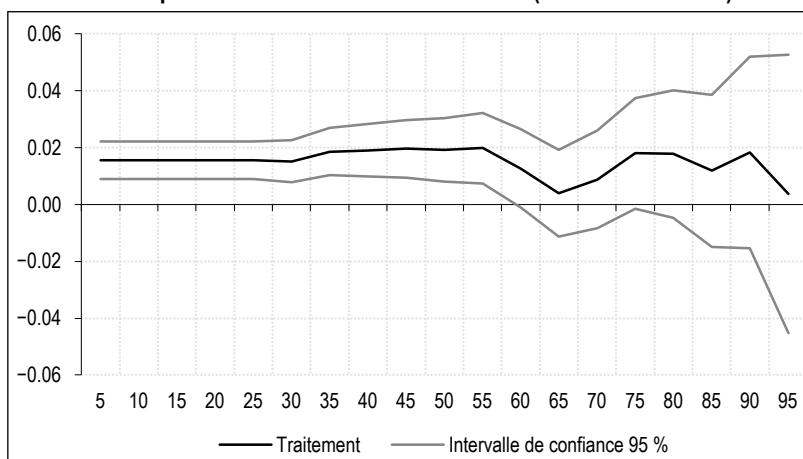
Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure V – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de visites chez un kinésithérapeute – femmes (cohortes C1 et C2)



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

Figure VI – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la distribution des dépenses de médicaments – hommes (cohortes C4 et C5)



Source : calcul des auteurs, à partir du DCIR (SNIIRAM).

* *
*

Dans cet article, nous avons estimé les effets d'une augmentation des âges cibles du système de retraite français, l'âge légal et l'âge du taux plein, sur la consommation de soins, pour des individus proches de l'âge de la retraite mais qui n'ont pas encore atteint l'âge minimal de liquidation des droits à pension au moment de l'adoption de la réforme. Nous montrons que la probabilité d'être absent au moins une fois pour maladie augmente de 11.8 % chez les hommes et de 10.3 % chez les femmes des cohortes les plus âgées, et de 6.7 % et 3.9 % respectivement chez les plus jeunes. Ces effets sont étonnamment importants, compte tenu du fait que le recul des âges cibles du système de retraite que nous considérons ne représente que le tiers d'une année. En revanche, nous ne constatons aucun effet de la réforme sur le nombre global de jours de maladie, conditionnellement au fait d'avoir eu un arrêt. En outre, le report de quatre mois n'augmente pas la probabilité de consulter un médecin généraliste, sauf pour les hommes des cohortes les plus jeunes. En revanche, il augmente la probabilité de consulter un spécialiste au moins une fois pour tous les groupes, à l'exception des hommes des cohortes les plus âgées, bien que l'effet soit limité (environ 1.5 %). Le report augmente également la probabilité de consulter un kinésithérapeute parmi les femmes des cohortes les plus âgées, et ce de 3.4 %. Dans la lignée de ces résultats, nous constatons une augmentation des dépenses de soins remboursées en réaction à la réforme, en particulier pour les individus traités dont le niveau de dépenses de santé était initialement faible.

Nos résultats ne sont pas compatibles avec une interprétation selon laquelle l'augmentation de

la fréquence des absences pour maladie serait due à un aléa moral tel que celui présenté par d'Albis *et al.* (2020). Si les arrêts maladie étaient simplement une forme de protestation, on s'attendrait à observer une probabilité plus élevée de consulter un généraliste, car les salariés pourraient s'attendre à davantage de complaisance de la part de leur médecin de famille que de la part de médecins spécialistes. De plus, il n'y aurait pas de raison pour que les visites chez un kinésithérapeute et la consommation de médicaments augmentent. L'interprétation en termes d'aléa moral n'est pas étayée par nos données, car nous observons une augmentation des visites chez un spécialiste et des visites chez un kinésithérapeute, ainsi qu'une hausse des dépenses consacrées aux médicaments, en particulier dans la partie basse de la distribution des dépenses. En revanche, ces résultats sont conformes à l'idée avancée par De Grip *et al.* (2012), selon laquelle les individus touchés par une modification défavorable du système de retraite vers la fin de leur carrière sont fortement déçus. Un mécanisme plausible à cet égard est que cela engendre un stress susceptible de provoquer des troubles psychologiques, voire physiques.

Dans la mesure où nous estimons un modèle d'intention de traiter, nos résultats sous-estiment probablement l'ampleur de l'effet réel. Les salariés qui ont déjà quitté le marché du travail au moment où nous observons leurs dépenses de santé sont en effet des *non compliers*. La littérature ayant montré qu'ils sont généralement en plus mauvaise santé que ceux qui sont encore en emploi (Kuhn, 2018), nos effets sont estimés sur un échantillon sélectionné d'individus dont la santé résiste probablement mieux que la moyenne aux chocs externes.

Une limite cependant est que la période étudiée couvre les dix mois et demi suivant immédiatement l'annonce de la réforme. En conséquence, les effets que nous estimons sont mécaniquement des effets de court terme et nous ne savons pas s'ils persistent sur le moyen ou le long terme. Néanmoins, nous pouvons conclure avec confiance qu'une augmentation de quatre mois de l'âge légal et de l'âge du taux plein a un effet important sur la probabilité d'avoir un arrêt maladie et une incidence non négligeable sur les dépenses de santé, au moins durant les mois suivant l'annonce de la réforme.

On peut se demander comment un report de quatre mois des âges cibles du système de retraite peut avoir un effet si important sur la consommation de soins. Un premier mécanisme est que les salariés proches de la retraite peuvent avoir prévu certaines activités de loisirs, qui sont remises en question par la réforme. La nécessité de renoncer à ses projets peut engendrer une détresse psychologique et affecter le bien-être physique. Il est probable que cela affecte plus fortement les cohortes plus âgées, plus proches de la retraite que les cohortes plus jeunes dont la fin de carrière était déjà assez éloignée avant l'adoption de la réforme. Un deuxième

mécanisme – potentiellement complémentaire – est que les individus qui souffraient de troubles psychologiques ou physiques (par exemple de troubles musculo-squelettiques, de douleurs, etc.), qu'ils aient l'habitude de gérer du mieux possible, décident de recourir à davantage de soins sachant qu'ils devront travailler plus longtemps. Cela affecte potentiellement toutes les cohortes car, si les plus âgées ont probablement plus de problèmes de santé, les plus jeunes sont quant à elles confrontées à une augmentation plus importante des âges de départ, ce qui peut affecter la façon dont elles réagissent à la hausse marginale de quatre mois que nous considérons ici.

Globalement, nos résultats suggèrent que le report de la retraite peut avoir des effets négatifs sur la santé, non seulement pour les personnes âgées comme le suggère la littérature, mais aussi pour les personnes plus jeunes qui sont encore en emploi. Cela peut réduire les gains financiers attendus d'un report des âges cibles du système de pension et doit être pris en compte lors de l'élaboration de réformes visant à assurer la soutenabilité des régimes de retraites et, plus généralement, des systèmes de protection sociale. □

BIBLIOGRAPHIE

- d'Albis, H., Fougère, D. & Gouédard, P. (2020).** Slow Down Before You Stop: The Effect of the 2010 French Pension Reform on Older Teachers' Sick Leaves. CEPR, *Discussion Paper* N° 15142. <https://cepr.org/publications/dp15142>
- Bauer, A. B. & Eichenberger, R. (2021).** Worsening workers' health by lowering retirement age: The malign consequences of a benign reform. *The Journal of the Economics of Ageing*, 18, 100296. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2020.100296>
- Ben Halima, M.-A., Ciriez, C., Koubi, M. & Skalli, A. (2022).** L'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence maladie. *Revue française d'économie*, 37(1), 81–63. <https://doi.org/10.3917/rfe.221.0081>
- Bertoni, M., Brunello, G. & Mazzarella, G. (2018).** Does postponing minimum retirement age improve healthy behaviors before retirement? Evidence from middle-aged Italian workers. *Journal of Health Economics*, 58, 215–227. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2018.02.011>
- Blake, H. & Garrouste, C. (2019).** Collateral Effects of a Pension Reform in France. *Annals of Economics and Statistics*, 133, 57–86. <https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.133.0057>
- Bozio, A., Garrouste, C. & Perdrix, E. (2021).** Impact of later retirement on mortality: Evidence from France. *Health Economics*, 30, 1178–1199. <https://doi.org/10.1002/hec.4240>
- De Grip, Andries, Lindeboom, M. & Montizaan, R. (2012).** Shattered Dreams: The Effects of Changing the Pension System Late in the Game. *The Economic Journal*, 122(559), 1–25. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02486.x>
- Dube, A. (2019).** Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 268–304. <https://doi.org/10.1257/app.20170085>
- Filomena, M. & Picchio, M. (2022).** Retirement and Health Outcomes in a Meta-Analytical Framework. *Journal of Economic Surveys*. <https://doi.org/10.1111/joes.12527>

- Garrouste, C. & Perdrix, E. (2021).** Is there a consensus on the health consequences of retirement? A literature review. *Journal of Economic Surveys*, 36(4), 841–879. <https://doi.org/10.1111/joes.12466>.
- Kemptner, D., Jürges, H. & Reinhold, S. (2011).** Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, 30(2), 340–354. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.004>
- Kuhn, A. (2018).** The complex effects of retirement on health. *IZA World of Labour*, 430. <https://doi.org/10.15185/izawol.430>
- L'Haridon, O., Messe, P.-J. & Wolff, F.-C. (2018).** Quels effets de la retraite sur la santé ? *Revue française d'économie*, 33(1), 103–154. <https://doi.org/10.3917/rfe.181.0103>
- Messe, P.-J. & Wolff, F.-C. (2019).** The short-term effects of retirement on health within couples: Evidence from France. *Social Science and Medicine*, 221, 27–39. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.12.008>
- OECD (2017).** *Pensions at a Glance. OECD and G20 indicators*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/19991363>
-

ANNEXE

Tableau A-1 – Statistiques descriptives

Variable	Ensemble		Hommes		Femmes	
	C1+C2	C4+C5	C1+C2	C4+C5	C1+C2	C4+C5
Hommes						
Moyenne	0.463	0.458	-	-	-	-
Écart-type	0.498	0.498	-	-	-	-
Au moins 1 absence pour maladie						
Moyenne	0.071	0.107	0.073	0.117	0.070	0.098
Écart-type	0.026	0.309	0.260	0.321	0.255	0.297
Nombre de jours de maladie (si > 0)						
Moyenne	38.63	37.14	40.02	37.38	37.99	36.28
Écart-type	55.53	54.71	57.33	53.82	55.84	53.52
Au moins 1 visite chez un généraliste						
Moyenne	0.733	0.707	0.723	0.688	0.741	0.723
Écart-type	0.442	0.455	0.447	0.463	0.438	0.447
Au moins 1 visite chez un spécialiste						
Moyenne	0.619	0.593	0.561	0.523	0.669	0.652
Écart-type	0.485	0.491	0.496	0.499	0.470	0.476
Au moins 1 visite chez un kinésithérapeute						
Moyenne	0.127	0.123	0.106	0.103	0.145	0.140
Écart-type	0.333	0.328	0.308	0.303	0.352	0.347
Dépenses consacrées aux visites chez un généraliste						
Moyenne	72.99	68.89	68.92	63.09	76.52	73.81
Écart-type	97.98	97.55	96.62	94.28	99.00	99.97
Dépenses consacrées aux visites chez un spécialiste						
Moyenne	98.50	90.58	83.63	73.58	111.3	104.9
Écart-type	190.5	181.2	181.6	169.6	196.9	189.3
Dépenses consacrées aux visites chez un kinésithérapeute						
Moyenne	32.27	30.68	28.61	27.67	35.43	33.23
Écart-type	145.5	140.4	143.2	141.2	147.4	139.6
Dépenses consacrées aux médicaments						
Moyenne	275.6	239.5	303.1	255.7	251.8	225.7
Écart-type	537.8	217.3	575.3	551.1	502.0	486.4

Note : les individus des cohortes C1 et C2 sont nés en juin, juillet ou décembre 1951 ou en janvier 1952. Les individus des cohortes C4 et C5 sont nés en décembre 1953, janvier 1954, décembre 1954 ou janvier 1955.

Tableau A-2 – Nombre d'individus par mois de naissance

Mois de naissance	Ensemble	Hommes	Femmes
Avril 1951	58 180	26 575	31 605
Mai 1951	60 490	27 822	32 668
Juin 1951 (cohorte C1)	57 568	26 527	31 041
Juillet 1951 (cohorte C1)	60 129	27 557	32 572
Octobre 1951	54 787	25 030	29 757
Novembre 1951	50 670	23 187	27 483
Décembre 1951 (cohorte C2)	61 540	28 378	33 162
Janvier 1952 (cohorte C2)	68 329	32 305	36 153
Octobre 1952	56 777	26 156	30 621
Novembre 1952	54 390	24 761	29 629
Décembre 1952 (cohorte C3)	64 025	29 312	34 713
Janvier 1953 (cohorte C3)	68 329	31 746	36 583
Octobre 1953	52 452	25 513	29 911
Novembre 1953	55 424	24 244	28 208
Décembre 1953 (cohorte C4)	64 095	29 310	34 785
Janvier 1954 (cohorte C4)	68 641	31 641	37 000
Octobre 1954	58 391	27 015	31 376
Novembre 1954	54 915	25 145	29 770
Décembre 1954 (cohorte C5)	65 210	29 794	35 424
Janvier 1955 (cohorte C5)	68 699	31 537	37 162

Tableau A-3 – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois. Modèle de probabilité linéaire – échantillon complet

Var. dép. : Au moins une absence pour maladie	Hommes	Femmes
Traitement	0.0082*** (0.0015)	0.0054*** (0.0011)
Constante	0.1134*** (0.0013)	0.0987*** (0.0012)
Cohorte C1	-0.051*** (0.0012)	-0.033*** (0.0015)
Cohorte C2	-0.039*** (0.0017)	-0.029*** (0.0014)
Cohorte C4	-0.00009 (0.0017)	-0.006*** (0.0014)
Cohorte C5	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Observations	237 049	277 299

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955. Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

Tableau A-4 – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur le nombre de jours d'absence pour maladie : modèle binomial négatif à inflation de zéros – échantillon complet

	Hommes	Femmes
	Équation de sélection (probabilité de ne pas être absent pour maladie)	
Traitement	-0.054*** (0.008)	-0.037*** (0.007)
Constante	1.049*** (0.009)	1.146*** (0.009)
Cohorte C1	0.342*** (0.011)	0.235*** (0.011)
Cohorte C2	0.247*** (0.011)	0.205*** (0.011)
Cohorte C4	0.007 (0.010)	0.041*** (0.010)
Cohorte C5	Réf.	Réf.
	Équation de durée (nombre de jours)	
Traitement	-0.007 (0.022)	0.004 (0.021)
Constante	3.356*** (0.023)	3.318*** (0.022)
Cohorte C1	0.076** (0.033)	0.040 (0.031)
Cohorte C2	0.077*** (0.030)	0.063** (0.029)
Cohorte C4	0.037 (0.027)	0.040 (0.027)
Cohorte C5	Réf.	Réf.
Paramètre de dispersion α	3.105*** (0.061)	2.947*** (0.056)
Observations	237 049	277 299

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955. Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

Tableau A-5 – Test placebo – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité d'être absent pour maladie au moins une fois : modèle de probabilité linéaire

Var. dép.	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Au moins une absence pour maladie				
Traitement	-0.0012 (0.0015)	0.0027 (0.0015)	0.0038 (0.0021)	0.0029 (0.0018)
Constante	0.0633*** (0.0013)	0.0639*** (0.0012)	0.1191*** (0.0018)	0.1025*** (0.0015)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	102 614	121 513	101 917	119 265

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : les cohortes C1 et C2 rassemblent les individus nés en avril, mai, octobre ou novembre 1951. Les cohortes C4 et C5 rassemblent les individus nés en octobre ou novembre 1953 ou 1954. Les individus traités sont nés soit en mai soit en novembre.

Tableau A-6 – Test placebo – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur le nombre de jours d'absence pour maladie : modèle binomial négatif à inflation de zéros

Var. dép.	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Équation de sélection (probabilité de ne pas être absent pour maladie)				
Traitement	0.011 (0.013)	-0.021 (0.012)	-0.020 (0.011)	-0.017 (0.011)
Constante	1.396*** (0.013)	1.401*** (0.035)	1.000*** (0.012)	1.107*** (0.011)
Équation de durée (nombre de jours)				
Traitement	0.039 (0.039)	0.013 (0.035)	0.002 (0.030)	-0.017 (0.029)
Constante	3.444*** (0.037)	3.407*** (0.032)	3.354*** (0.028)	3.321*** (0.027)
Paramètre de dispersion α	3.041*** (0.107)	2.876*** (0.090)	3.283*** (0.092)	3.133*** (0.085)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	102 614	121 513	101 917	119 265

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : les cohortes C1 et C2 rassemblent les individus nés en avril, mai, octobre ou novembre 1951. Les cohortes C4 et C5 rassemblent les individus nés en octobre ou novembre 1953 ou 1954. Les individus traités sont nés soit en mai soit en novembre.

Tableau A-7 – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois : modèle de probabilité linéaire, échantillon complet

Effet du traitement sur :	Hommes	Femmes
Visite chez un généraliste	0.003 (0.002)	0.0005 (0.002)
Visite chez un spécialiste	0.005*** (0.002)	0.007*** (0.002)
Visite chez un kinésithérapeute	0.001 (0.001)	0.004*** (0.001)
Indicatrices de cohorte	Oui	Oui
Observations	237 049	277 299

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : la cohorte C1 rassemble les individus nés en juin ou juillet 1951. Les cohortes C2, C4 et C5 rassemblent les individus nés respectivement en décembre 1951 ou janvier 1952, en décembre 1953 ou janvier 1954 et en décembre 1954 ou janvier 1955.

Les individus traités sont nés en juillet dans la cohorte C1 et en janvier dans les cohortes C2, C4 et C5.

Le modèle contrôle quatre indicatrices de cohorte et la cohorte C5 est la référence.

Tableau A-8 – Test placebo – Effet d'une augmentation de 4 mois des âges légal et du taux plein sur la probabilité de consulter un médecin au moins une fois : modèle de probabilité linéaire

Var. dép.	Cohortes C1 et C2		Cohortes C4 et C5	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Effet du traitement sur :				
Visite chez un généraliste	-0.001(0.003)	0.001(0.002)	0.001(0.003)	0.004(0.002)
Visite chez un spécialiste	0.001(0.003)	-0.001(0.003)	0.005(0.003)	0.002(0.003)
Visite chez un kinésithérapeute	-0.003(0.002)	0.002(0.002)	0.001(0.002)	0.001(0.002)
Indicatrice de cohorte	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	102 614	121 513	101 917	119 265

p<0.05 ; *p<0.01.

Note : les cohortes C1 et C2 rassemblent les individus nés en avril, mai, octobre ou novembre 1951. Les cohortes C4 et C5 rassemblent les individus nés en octobre ou novembre 1953 ou 1954. Les individus traités sont nés soit en mai soit en novembre.