



HAL
open science

Retarder l'âge d'ouverture des droits à la retraite provoque-t-il un déversement de l'assurance-retraite vers l'assurance-maladie? L'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence-maladie

Mohamed Ali Ben Halima, Camille Ciriez, Malik Koubi, Ali Skalli

► To cite this version:

Mohamed Ali Ben Halima, Camille Ciriez, Malik Koubi, Ali Skalli. Retarder l'âge d'ouverture des droits à la retraite provoque-t-il un déversement de l'assurance-retraite vers l'assurance-maladie? L'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence-maladie. [Rapport de recherche] n° 2021-13, TEPP – Théorie et Evaluation des Politiques Publiques - FR CNRS 2042. 2021. hal-03507914v2

HAL Id: hal-03507914

<https://cnam.hal.science/hal-03507914v2>

Submitted on 3 Jan 2022

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

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



**RETARDER L'AGE D'OUVERTURE DES
DROITS A LA RETRAITE PROVOQUE-T-IL
UN DEVERSEMENT DE L'ASSURANCE-
RETRAITE VERS L'ASSURANCE-MALADIE ?
L'EFFET DE LA REFORME DES RETRAITES
DE 2010 SUR L'ABSENCE-MALADIE**

MOHAMED ALI BEN HALIMA, CAMILLE CIRIEZ,
MALIK KOUBI, ALI SKALLI

www.tepp.eu

Retarder l'âge d'ouverture des droits à la retraite provoque-t-il un déversement de l'assurance-retraite vers l'assurance-maladie ?

L'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence-maladie*

Mohamed Ali Ben Halima¹ (CNAM-CEET, LIRSA,TEPP), Camille Ciriez (CNAM-CEET, ENSAE),
Malik Koubi (DARES, CNAM-CEET), Ali Skalli (LEMMA, Université Paris II Panthéon-Assas)

Décembre 2021

Résumé :

En 2010, la France a réformé son système de retraite en augmentant de 2 ans l'âge d'ouverture des droits avec une période de transition relativement courte, ne s'étendant qu'entre les générations 1950 et 1955. Si l'objectif affiché est bien l'augmentation de l'offre de travail des seniors et la réduction du déficit des caisses de l'assurance-retraite, plusieurs études montrent que ce type de réforme engendre aussi des effets collatéraux comme le déversement vers des régimes alternatifs tels que le chômage ou l'invalidité. Dans cet article, nous mobilisons la base administrative Hygie 2005-2015 pour explorer un autre de ces effets indirects : celui sur les absences-maladie. Si un tel effet s'avérait significatif, cela impliquerait qu'en cherchant à réduire le déficit des caisses d'assurance-retraite, la réforme a aussi creusé celui de l'assurance-maladie. Nous considérons alternativement diverses mesures de l'absence-maladie et montrons que la réforme des retraites a bel et bien entraîné une augmentation significative des arrêts-maladie et ce, pour l'ensemble de la population, mais avec des effets différenciés selon le genre : plus prononcés pour les femmes s'agissant de la probabilité d'arrêt et du nombre d'arrêts, ils le sont moins s'agissant de la durée de ces arrêts.

Mots-clés : Réforme des retraites, Absence-maladie, Offre de travail, Politiques publiques.

JEL : J14, J22, J26

Abstract :

In 2010, a new reform of the French pension system took place. It consisted in delaying the pension eligibility age by 2 extra-years within a rather short transition period as only the 1950-1955 generations were concerned. While the stated objective of the reform was the increase of senior workers' labour supply and the reduction of the pension insurance deficit, a number of studies have shown that similar reforms usually induce collateral effects as well, including shifts towards alternative insurance schemes such as unemployment or disability. In this paper, we use administrative data from the Hygie panel 2005-2015 to assess another indirect effect; namely the effect on sick-leave. This, we believe, is an important issue as if such an effect turns out to be significant, then that would imply that while the reform aimed at reducing the pension insurance deficit, it actually also widened that of the public health insurance. We consider alternative measures of sickness absence and show that the reform has indeed resulted in a significant increase in these. This is true for the whole population although the highlighted effects are gender-sensitive: While the estimated effects on the probability of sick leave are higher for women, they are lower when it comes to the duration of absence spells.

Keywords: Pension system reform, Sick leave, Labour supply, Public policies.

JEL : J14, J22, J26

¹ Auteur pour correspondance et détails contact :

Mohamed Ali Ben Halima, mohamed.benhalima@lecnam.net , Tel: +33 1 45 92 69 92

Centre d'Etudes de l'Emploi et du Travail (CEET – CNAM)

Immeuble Le Descartes 1, 29, promenade Michel Simon – 93166 Noisy Le Grand Cedex, France

* Nous remercions les participants au colloque Retraite et vieillissement, ainsi qu'à la conférence TEPP « Théorie et évaluation des politiques publiques », pour leurs commentaires avisés. Nous remercions également l'Agence Nationale de la Recherche (ANR) pour le soutien financier apporté au projet Absentéisme : pratiques d'entreprises et politiques publiques (APEPP) : numéro ANR-18-CE26-0014. Ce projet est coordonné par le CNAM-CEET, en collaboration avec le LEMMA (Université Paris II Panthéon-Assas).

1. Introduction

Nul doute, la compréhension de l'absentéisme des travailleurs est une question aux enjeux économiques majeurs. Au niveau de l'entreprise, l'absence d'un travailleur peut influencer la productivité de ses pairs et ainsi, inciter l'employeur à adopter une politique des ressources humaines visant à minimiser le coût de l'absentéisme. A un niveau plus macroéconomique, un taux d'absence relativement élevé peut, via l'effet sur la productivité, influencer négativement la croissance économique, mais aussi l'équilibre des comptes de l'assurance-maladie si les absences sont réellement ou prétendument liées à la maladie.

C'est à ces enjeux que l'abondante littérature s'intéressant à l'absentéisme emprunte sa légitimité. On y distingue un ensemble de travaux appréhendant l'absentéisme comme résultant des comportements d'offre et de demande (Dunn et Youngblood, 1986, Coles et Treble, 1996, Coles *et al.*, 2007, Ben Halima *et al.*, 2018). A titre d'exemple, Coles et Treble (1996) proposent un modèle dans lequel l'appariement employés-employeurs résulte de la rencontre entre des entreprises prêtes à payer des salaires plus élevés pour attirer les travailleurs les moins absentéistes et des travailleurs ayant un avantage comparatif à se montrer assidus au travail.

La majorité des travaux théoriques comme empiriques appréhende toutefois l'absentéisme du seul côté de l'offre de travail (Gilleskie, 1998, Allen, 1981, Barmby *et al.*, 2002, 2004). Allen (1981) par exemple, suggère qu'un travailleur peut accepter un travail, quand bien même, pour les heures contractuelles, son taux marginal de substitution du loisir au revenu n'égalise pas le salaire. S'absenter du travail devient alors un moyen de consommer du loisir à hauteur de l'optimum du travailleur. Ce dernier peut toutefois s'absenter même si le nombre contractuel d'heures de travail est inférieur au nombre désiré. Il en serait ainsi chaque fois qu'il valorisera le loisir davantage que la somme des salaires qu'il aurait gagnés, nette de la perte de revenus futurs qui en résulterait (s'il est pénalisé par l'entreprise pour son absence). Le prix fictif du temps de loisir est alors supérieur au salaire contractuel.

Dans cet article, nous nous intéressons à un déterminant potentiel de l'absentéisme qui est de nature davantage institutionnelle que comportementale : l'âge légal de départ à la retraite. Plus précisément, nous arguons de ce que cette donnée institutionnelle est susceptible d'influencer les comportements individuels en termes d'absence du travail et notamment, d'absence-maladie. L'enjeu n'est pas seulement d'identifier ces influences et de mettre en évidence les mécanismes qu'elles empruntent. Il est aussi et surtout d'éclairer certains effets collatéraux des décisions publiques en matière de retraite. En effet, si l'objectif déclaré des réformes du système de retraite qui se sont succédé en France depuis 1993 est la réduction des déficits des caisses d'assurance-retraite, ces réformes peuvent aussi induire un effet indirect : l'augmentation des dépenses de santé des seniors, contraints d'allonger leur vie active malgré la détérioration de leur capital-santé.

A l'évidence, le vieillissement de la population active et l'allongement de l'espérance de vie posent le problème de la pérennité du système français de retraite par répartition. Le choix a été fait en 2010 de repousser de deux ans l'âge minimum de liquidation de la pension, c'est-à-dire, l'âge d'ouverture des droits (AOD). Un tel choix vise à réduire le paiement des pensions de retraite et à augmenter l'âge effectif de départ à la retraite, permettant ainsi de générer des recettes fiscales supplémentaires. Selon le rapport du Conseil d'Orientation des Retraites (COR) de 2016, le système de retraite atteint un déficit de 0.7% du PIB en 2010 pour se rapprocher de l'équilibre en 2020. Théoriquement, la hausse des âges légaux, en particulier de l'AOD, constitue une incitation forte à prolonger sa vie active et à demeurer en emploi le temps d'atteindre le nouvel âge.² De fait, comme le montrent les études de Dubois et Koubi (2017) et celle de Rabaté et Rochut (2019), la réforme de 2010 a bel et bien entraîné un accroissement du taux d'activité des seniors en France. En outre, des effets similaires ont été mis en évidence dans d'autres pays tels que les Etats-Unis (Mastrobuoni, 2009), l'Autriche (Staubli et Zweimuller, 2013 ; Manoli and Weber, 2016), la Suisse (Staubli, et Lalive, 2016), l'Australie (Atalay et Barrett 2015) et le Royaume-Uni (Cribb *et al.* 2014, Cribb *et al.*, 2016) pour ne citer que ceux-là.

Plusieurs études montrent toutefois qu'en même temps qu'elle encourage l'emploi des seniors, une hausse de l'âge légal de départ à la retraite engendre aussi des effets collatéraux comme le déversement vers des régimes alternatifs tels que le chômage, l'invalidité ou la maladie. En effet, les opportunités d'emploi des seniors étant plus restreintes que celles des autres salariés, une partie d'entre eux peut se retrouver au chômage face au report de l'AOD. En outre, l'état de santé de certains individus peut être un frein à l'allongement de leur vie active et, face à l'impossibilité de liquider leur retraite, ne leur reste que la possibilité de bénéficier de l'assurance-invalidité ou de l'assurance-maladie. On l'imagine, l'ampleur de ces phénomènes de « déversement » ou de « substitution » de la retraite vers d'autres dispositifs d'assurance sociale conditionne les gains budgétaires liés au report de l'âge légal d'ouverture des droits à la retraite.

A titre d'exemple, Duggan *et al.* (2007) montrent que l'accroissement en 1983 de l'âge de départ à taux-plein aux Etats-Unis a induit une augmentation significative du recours à l'assurance-invalidité. De même, Cribb *et al.* (2016) observent qu'en Grande-Bretagne, les taux d'emploi des femmes ont augmenté significativement en réponse à la hausse de l'âge d'ouverture des droits à la retraite. Mais ils constatent parallèlement une augmentation de 1,2 point de pourcentage (pp) de la fraction de femmes au chômage à 60 et 61 ans, soit une augmentation conséquente puisque la proportion de femmes au chômage avant la réforme était de 0.8%. Ils constatent également une augmentation de la proportion de

² Une hausse de l'AOD encourage les seniors à prolonger leur activité afin de maintenir leur revenu jusqu'au nouvel AOD, âge avant lequel ils ne peuvent percevoir leur pension en dehors de certaines situations particulières. Une hausse de l'âge de départ à taux plein, ou âge d'annulation de la décote (AAD), s'apparente plutôt à une baisse de la valeur de la pension et pourrait être moins efficace dans la simulation du taux d'emploi des seniors (Staubli et Zweimuller, 2013).

femmes se déclarant économiquement inactives pour cause de maladie ou d'invalidité de 4 points de pourcentage (pour une proportion pré-réforme égale à 9.0%). De leur côté, Atav *et al.* (2021) mettent également en évidence des effets de substitution vers des régimes d'assurance sociale, suite à une réforme augmentant l'âge de retraite à taux plein aux Pays-Bas. Ils constatent en effet une forte hausse de la proportion d'individus en invalidité, au chômage ou percevant des prestations sociales à la suite de la réforme. La hausse constatée relève principalement d'une substitution dite passive, où les individus prolongent l'état dans lequel ils étaient avant la réforme, au lieu de prendre leur retraite. La substitution dite active, où les individus modifient leur participation au marché du travail en raison de la réforme et entrent dans ces régimes alternatifs à la retraite, est, quant à elle, relativement faible mais statistiquement significative. Geyer et Welteke (2021) étudient l'effet d'une hausse de l'AOD des femmes en Allemagne et trouvent également que la substitution du chômage et de l'inactivité à la retraite est majoritairement passive : la réforme a essentiellement pour effet de faire perdurer les statuts sur le marché du travail, les femmes en emploi restant employées et les femmes inactives ou au chômage le demeurant. En conséquence, une telle réforme vient simplement prolonger la période entre la sortie de l'emploi et l'entrée en retraite pour les femmes au chômage ou inactives, et raccourcir ainsi leur période de perception des prestations de retraite, posant la question des effets distributifs d'une hausse de l'AOD. Staubli et Zweimuller (2013) avaient déjà abordé la question de l'équité que pose une hausse de l'AOD. A l'annonce de telles réformes, il est généralement avancé que les opportunités d'emploi des travailleurs âgés étant faibles, la hausse de l'AOD pourrait ne pas être un outil de politique publique efficace pour augmenter le taux d'emploi des travailleurs âgés. Plutôt, elle favoriserait un déversement de la retraite vers les dispositifs de l'assurance chômage ou d'invalidité. Ceci, serait en partie lié au caractère injuste de la mesure puisqu'une hausse de l'AOD restreindrait surtout l'ensemble des possibilités des travailleurs en situation de précarité sur le marché du travail. Dans le cas de l'Autriche, les auteurs mettent en évidence des effets de la hausse de l'AOD sur le taux d'emploi des femmes et des hommes (+11 et +9,75 pp, respectivement), mais qui s'accompagnent toutefois d'effets de substitution forts vers l'assurance chômage (+11.8 pp chez les femmes et + 12.5 pp chez les hommes) et, dans une moindre mesure, vers le dispositif d'assurance invalidité. Une telle substitution est essentiellement passive et amoindrit les bénéfices budgétaires d'un report de l'âge légal de départ à la retraite. Plus intéressant encore est le constat des auteurs que la hausse de l'emploi des seniors est surtout le fait de travailleurs en bonne santé et à hauts salaires. Les travailleurs précaires, à bas salaires et en mauvaise santé, recourraient quant à eux à l'assurance-invalidité comme porte d'entrée vers une retraite anticipée ou combleraient l'écart avec le nouvel âge légal de départ à la retraite grâce à l'assurance-chômage. Ainsi, s'il est légitime qu'un report de l'âge d'ouverture des droits à la retraite soulève la question de l'équité, ce dernier résultat suggère également que les plus précaires sont d'une certaine manière protégés dans la mesure où ils peuvent s'appuyer sur les dispositifs alternatifs d'assurance sociale, tandis que les autres actifs, plus « favorisés », continuent de travailler le temps d'atteindre le nouvel âge de départ à la retraite.

Della Giusta et Longhi (2021) s'intéressent également aux inégalités que des réformes des paramètres d'âge de départ à la retraite pourraient générer. Ils montrent que le relèvement de l'âge légal de la retraite pour les femmes au Royaume-Uni a eu un effet négatif sur le bien-être et la satisfaction dans la vie plus fort pour les moins éduquées et les célibataires, suggérant ainsi la nécessité de cibler différemment les divers groupes parmi la population, en tenant compte notamment des niveaux d'éducation et des structures familiales des femmes. De même, les résultats d'Ardito (2021) révèlent que l'augmentation de l'âge légal de départ à la retraite des hommes en Italie a affecté plus durement les individus en moins bonne santé, le bas de l'échelle des catégories professionnelles et les personnes percevant les rémunérations les plus faibles. Pour la France, Rabaté et Rochut (2019), comme Dubois et Koubi (2017), évaluent l'impact du report de l'AOD sur les taux d'activité, tout en tenant compte des voies alternatives à la retraite et à l'emploi.³ Ainsi, Dubois et Koubi (2017) montrent que la réforme de 2010 a engendré un accroissement du chômage et de l'inactivité hors-retraite des seniors, résultat étayé par l'étude de Rabaté et Rochut (2019). Ces derniers constatent en effet que le report de l'âge d'ouverture des droits a fortement augmenté la proportion d'individus au chômage, en invalidité et en maladie au-delà de 60 ans. L'effet de la réforme a essentiellement été de figer les situations dans lesquelles les individus se trouvent à l'approche de la soixantaine, jusqu'au nouvel AOD. Ainsi, la hausse de l'emploi est surtout le fait d'individus déjà en emploi avant 60 ans et qui, à l'annonce de la réforme, allongent leur durée de vie active.

C'est dans cette littérature que nous inscrivons la présente contribution. Pour toutes les raisons évoquées dès le début de cette introduction, nous focalisons notre attention sur un autre effet collatéral possible de la réforme des retraites que les études précitées n'ont pas expressément abordé : l'augmentation des absences-maladie. La question que nous nous proposons d'examiner est celle de savoir si, en maintenant plus longtemps en activité des salariés qui, autrement, auraient cessé la leur, la réforme n'engendre pas également une augmentation des arrêts-maladies et *in fine* un accroissement des dépenses de l'assurance-maladie.

Même si aucune étude n'a par le passé exploré cette question, les faits semblent la légitimer.⁴ Le rapport de la cour des comptes (2019) pointe en effet une croissance inquiétante des dépenses pour le risque-maladie, croissance dont il attribue une partie non négligeable au vieillissement de la population des salariés, notamment sous l'effet du report de l'âge légal de départ à la retraite par la réforme de 2010.

³ L'étude de Dubois et Koubi (2017) repose sur les données de l'enquête Emploi tandis que celle de Rabaté et Rochut (2019) mobilise les données de la CNAV.

⁴ L'article de Rabaté et Rochut (2019) fait, il est vrai, allusion à cette question, sans toutefois l'explorer réellement. La mesure de l'absentéisme qu'ils utilisent en effet est une simple indicatrice de l'occurrence d'un arrêt-maladie de longue durée (d'au moins 60 jours consécutifs d'indemnisation au titre de l'assurance-maladie pour AT-MP), validé en tant que trimestre dans le régime général des retraites.

Entre 2013 et 2017, les dépenses d'indemnités journalières pour maladie du régime général ont augmenté de 4,2 % en moyenne annuelle. Plus remarquable encore est le fait que cette hausse des dépenses d'indemnités journalières maladie du régime général dépasse celle de la masse salariale qui, elle, n'a augmenté que de 2,2 %. Comme le souligne le rapport, cet écart montre l'importance d'un autre déterminant de la dépense que constitue le nombre moyen de jours d'arrêt de travail par salarié. De fait, non seulement la durée moyenne des arrêts-maladie augmente⁵, mais les arrêts de longue durée représentent une part croissante de la dépense⁶.

Même s'il fait remarquer que la durée moyenne des arrêts s'allonge pour la plupart des classes d'âge, le rapport n'en souligne pas moins le rôle du taux d'emploi des actifs les plus âgés. Entre 2011 et 2017, ce dernier est passé de 63.9% à 72.4% pour les 55-59 ans et de 18,6 % à 29,2 % pour les 60-64 ans. Plus intéressant encore est le constat que les salariés de 55 ans et plus ont été à l'origine de 16% des arrêts pour maladie contre 13% en 2011 et que ces arrêts ont occasionné 25% des montants d'indemnités, contre 23% en 2011.

Cette tendance à la hausse de l'absence-maladie chez les seniors pourrait donc s'expliquer en partie par le report de l'AOD décidé en 2010. C'est précisément la question que nous nous proposons d'explorer dans cet article. L'hypothèse que nous souhaitons tester est que pendant la période intercalaire entre l'ancien et le nouvel AOD, des individus qui, autrement, auraient cessé leur activité, ont désormais une probabilité non nulle de se déclarer en arrêt-maladie.

En effet, dans un contexte d'utilité aléatoire, si on suppose que l'âge avançant, des chocs de santé affectent de plus en plus fréquemment la fonction d'utilité du salarié et accroissent épisodiquement sa préférence pour le loisir, on doit aussi anticiper un taux d'absence de plus en plus important. En outre, une réforme allongeant la durée d'activité peut contraindre le salarié à offrir plus de travail que ne lui suggère son optimum individuel, ce qui peut conférer à l'absentéisme le statut de variable d'ajustement. Un tel mécanisme est d'autant plus plausible si l'on suppose que le taux marginal de substitution du revenu au loisir décroît avec l'âge, ne serait-ce qu'en raison de la corrélation négative entre état de santé et âge.

⁵ Entre 2013 et 2017, la proportion d'assurés du régime général ayant bénéficié d'au moins un arrêt de travail pour maladie est passée de 26,7 % en 2013 à 27,1 % en 2017. En outre, le nombre moyen d'arrêts par bénéficiaire d'indemnités journalières a lui aussi augmenté de 2.2% (passant de 1,39 à 1,42). Enfin, chaque bénéficiaire d'un ou de plusieurs arrêts a été indemnisé pendant 47,4 jours en moyenne en 2017, contre 43,5 jours en 2013 (+9 %) et la durée moyenne de chaque arrêt indemnisé s'est allongée, passant de 31,2 à 33,5 jours.

⁶ En 2017, les arrêts-maladie de 30 jours au plus ont représenté 74,6 % du total des arrêts (5,2 millions) et 17,6 % des dépenses (1,3 Md€) et, parmi eux, 3,2 millions d'arrêts de moins de huit jours (soit 45 % du total) ont engendré 308 M€ de dépenses (soit 4,2 % du total). À l'opposé, les 3 % d'arrêts de plus d'un an ont suscité 24 % des dépenses (1,8 Md€).

Dans le but d'évaluer l'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence-maladie, nous mobilisons le panel Hygie 2005-2015 qui résulte d'un appariement entre les données de la CNAV et celles de la CNAM-TS et qui contient notamment des informations sur l'ensemble de la carrière, sur les caractéristiques individuelles des salariés et sur leurs arrêts de travail. La réforme des retraites de 2010 constitue un choc qui peut être assimilé à une expérience naturelle et utilisé pour identifier l'effet causal de l'âge de départ à la retraite sur les arrêts-maladie. L'enjeu de l'identification est de déterminer quel aurait été la tendance suivie par les arrêts maladie des générations traitées si elles ne l'avaient pas été. Pour cela, les générations non affectées servent à la construction du contrefactuel ; l'effet recherché est identifié en comparant les absences-maladie, des cohortes assujetties à la réforme des retraites et des cohortes non assujetties, à âge et autres caractéristiques égaux. L'absence-maladie est mesurée par trois indicateurs : la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie durant l'année, la durée annuelle d'arrêt-maladie et le nombre d'arrêts durant l'année. Des analyses de l'hétérogénéité des effets de la réforme sont menées selon l'état de santé des individus et leur trajectoire professionnelle. Notre résultat principal est que la réforme des retraites a bel et bien entraîné une augmentation significative des arrêts-maladie aux âges après 60 ans, avec des effets différenciés selon le genre, selon l'état de santé et selon la présence d'épisodes de chômage dans l'historique de la carrière.

L'article est organisé comme suit. La section 2 propose une revue de la littérature dont l'objet est d'identifier les canaux que peut emprunter le déversement du régime d'assurance-retraite à celui de l'assurance-maladie. La section 3 présente le cadre institutionnel général de la réforme. La section 4 introduit les données mobilisées et la méthodologie utilisée. La section 5 résume les résultats de notre analyse tandis que la section 6 présente une analyse de l'hétérogénéité des effets de la réforme selon l'état de santé et le chômage des individus. Dans la section 7, nous présentons des tests de la robustesse de nos résultats à un certain nombre de facteurs qui pourraient avoir contaminé nos estimations. Enfin, la section 8 propose une conclusion et une discussion générales.

2. Les canaux du déversement : une revue de la littérature sur les liens entre retraite, santé et absence-maladie.

L'ampleur du recours aux arrêts-maladie par des actifs « contraints » d'allonger leur vie active pourrait s'expliquer par (i) l'état de santé des individus concernés, par (ii) la mesure dans laquelle la vie active affecte la santé aux âges avancés, par (iii) les investissements en santé que la réforme induit, ou encore par (iv) l'annonce de la réforme elle-même, qui vient modifier les anticipations des individus.

Grip *et al.* (2012) par exemple, suggèrent qu'une détérioration soudaine et irréversible des perspectives de retraite peut avoir d'importantes conséquences sur la santé mentale des travailleurs proches de la retraite. En exploitant une réforme adoptée aux Pays-Bas en 2006, retardant l'âge de départ à la retraite des travailleurs du secteur public, ils montrent que le changement exogène du système de retraite a un

très fort effet sur les taux de dépression qui se sont avérés être 40% plus élevés pour la cohorte assujettie à la réforme, celle de 1950, que celle qui ne l'était pas, celle de 1949. Un tel résultat est très important au regard du coût important que la dépression occasionne pour le système d'assurance-maladie, mais aussi eu égard à son impact négatif sur la productivité du travail, lié à davantage d'absentéisme, d'erreurs professionnelles, etc.

Néanmoins, certaines études suggèrent que le rallongement de la vie active pourrait améliorer la santé des actifs et limiter le recours aux arrêts-maladie. Par exemple, Bertoni *et al.* (2018) avancent que le report de l'âge de départ à la retraite peut améliorer la santé avant la retraite, puisqu'en augmentant l'horizon de travail résiduel, les travailleurs sont incités à investir dans des comportements favorables à leur santé. Sur la période 1997-2011, ils montrent que les hommes italiens âgés de 40 à 49 ont réagi au report de leur retraite par une augmentation de l'activité physique et une baisse de la consommation régulière de cigarettes et d'alcool. Les habitudes alimentaires ont également été positivement affectées et la santé auto-déclarée s'est améliorée.

Bauer et Eichenberger (2021) montrent, quant à eux, qu'une baisse de l'âge de départ à la retraite augmenterait l'absence-maladie pré-retraite et les problèmes de santé rapportés par les actifs. Afin d'améliorer la santé des travailleurs du secteur de la construction, la Suisse a en effet décidé la diminution de leur âge de départ à la retraite, qui est passé de 65 à 60 ans. Selon l'étude, c'est l'effet inverse qui s'est produit, les absences maladies et les problèmes de santé reportés avant la retraite ayant en réalité augmenté. Plus précisément, avant que les travailleurs n'atteignent le nouvel âge de départ à la retraite, leur probabilité d'absence augmente de 33% et la probabilité de déclarer un mauvais état de santé, de 54%, révélant ainsi un stock de capital-santé pré-retraite plus faible que celui de leurs pairs avant la réforme.

La santé n'influence toutefois pas le seul comportement d'absence du travail : elle interagit avec toutes les dimensions de l'offre de travail et, en particulier, avec les décisions de départ à la retraite, la décision de partir à la retraite résultant elle-même d'un arbitrage travail-loisir dans lequel la santé joue un rôle important. On peut par exemple arguer de ce qu'une dégradation de l'état de santé résulte en une baisse de la productivité (Burtless, 2013) et ainsi, en une baisse du coût d'opportunité du loisir. Un état de santé dégradé favoriserait donc simultanément la cessation de toute activité chez certains travailleurs et l'absentéisme chez ceux restés actifs.

De nombreuses études montrent que, puisqu'elles affectent la santé des individus, les décisions publiques en matière de retraite influencent mécaniquement les dépenses de l'assurance-maladie. Si la retraite a un effet positif sur la santé, ceux restés actifs suite à un allongement de l'âge de départ à la retraite pourraient être en moins bonne santé que s'ils avaient pu quitter leur activité plus tôt. Autrement dit, une réforme retardant l'âge de départ à la retraite pourrait donc avoir des effets négatifs sur la santé

de ceux devant rester actifs après la réforme, affectant ainsi les dépenses médicales. Mais, à l'inverse, si prolonger la durée de travail est bénéfique pour la santé des personnes âgées (si la retraite a donc un effet négatif sur la santé), les réformes retardant l'âge de départ à la retraite pourraient entraîner une réduction des dépenses médicales.

Perdrix (2020) infère du modèle de demande de santé de Grossman (1972) trois canaux par lesquels la retraite influencerait la santé : elle induirait (i) un changement dans le coût marginal de l'investissement en santé lié à la baisse du coût d'opportunité du loisir, (ii) un changement dans le bénéfice marginal de l'investissement en santé qui n'influencerait plus le revenu du travail et, enfin, (iii) un changement dans le taux de dépréciation du stock de santé.

Sur ce sujet néanmoins, la littérature empirique est pour le moins ambiguë. Certaines études mettent en évidence un effet positif de l'allongement de la vie active sur la santé. Il en est ainsi de Perdrix (2020) qui conclut à une baisse de la consommation de soins des salariés privés en France, suite à la réforme des retraites de 1993. C'est aussi le cas d'Anxo *et al.* (2019) qui, pour la Suède, mettent en évidence une association positive entre la santé et le rallongement de la vie active, mais qui n'est que transitoire et ne concerne que les travailleurs moyennement qualifiés. De même, Zulkarnain et Rutledge (2018) trouvent que l'allongement de la vie active diminuerait la mortalité chez les hommes aux Pays-Bas. D'autres études, en revanche, mettent en évidence ce qui pourrait être un effet nul de la retraite sur la santé ou ne parviennent tout simplement pas à détecter d'effet. Ainsi, selon Bozio *et al.* (2021), la réforme de 1993 n'aurait eu aucun effet sur la mortalité en France. Il en est de même pour la Norvège dans l'étude de Hernaes *et al.* (2013) qui examinent l'effet d'une série de réformes survenues entre 1989 et 1998 sur la mortalité. Hagen (2018) ne trouve aucun impact significatif de l'augmentation de l'âge de départ à la retraite sur la mortalité des femmes suédoises ni sur leur consommation de médicaments. D'autres études enfin, concluent à un effet négatif de l'allongement de la vie active sur la santé, qu'elle soit objectivement décrite ou auto-évaluée. Ainsi, Blake et Garrouste (2019) mettent en évidence un effet négatif de la réforme de 1993 en France sur la santé perçue, aussi bien mentale que physique, mais seulement chez les personnes les moins éduquées. Shai (2018) examine l'effet d'une réforme adoptée en Israël en 2014 et montre que celle-ci a été préjudiciable à la santé, en particulier pour les travailleurs les moins instruits. Carrino *et al.* (2020) quant à eux montrent que la réforme adoptée au Royaume-Uni en 2010 a entraîné une augmentation de la probabilité de symptômes dépressifs, ainsi qu'une augmentation du nombre de dépressions médicalement diagnostiquées chez les femmes aux professions peu qualifiées. Ces exemples d'études ne constituent certainement pas une liste exhaustive.⁷ Mais ce qui

⁷ Voir par exemple la méta-analyse faite par Garrouste et Perdrix (2020) ou encore la très intéressante synthèse de Péron *et al.* (2019). Pour d'autres études nationales, voir par exemple Kuhn *et al.* (2020), Apouey *et al.* (2019), Birò et Elek (2018), Fitzpatrick et Moore (2018), Coe et Lindeboom (2008).

s'en dégage comme conclusion est que la littérature met en évidence des impacts négatifs comme positifs du départ à la retraite sur la santé et les dépenses associées.

3. La réforme du système des retraites de 2010 et ses effets sur l'absence-maladie

La réforme du système de retraite de 2010 a augmenté l'âge effectif de départ à la retraite et le taux d'activité des séniors

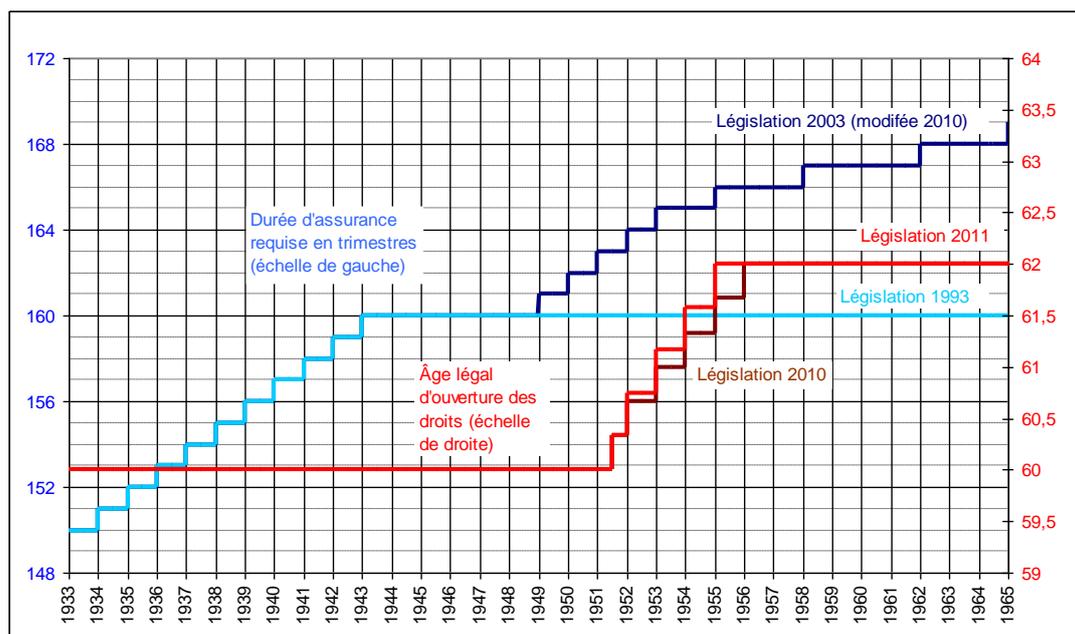
La réforme des retraites de 2010 est unique dans le paysage français des retraites des 25 dernières années dans la mesure où elle est la seule à avoir programmé une augmentation aussi rapide (sur 5 ans) et substantielle des âges légaux : âge d'ouverture des droits, AOD, et âge d'annulation de la décote, AAD (cf. Figure 1). La liquidation de la retraite au taux plein devient en effet possible soit grâce à la validation d'un nombre de trimestres suffisant à partir du nouvel âge d'ouverture des droits, (62 ans au lieu de 60 ans auparavant), soit au bénéfice de l'âge, à partir du nouvel âge d'annulation de la décote, (67 ans au lieu de 65 ans auparavant).⁸ La loi de financement de la sécurité sociale pour 2012, votée fin 2011, a par la suite apporté un ajustement à la réforme de 2010, ajustement qui a accéléré l'élévation de l'âge de la retraite par rapport à la loi de 2010. Dans la suite, l'ajustement de 2012 est, par souci de simplicité, intégré dans la réforme de 2010. Le tableau 1 suivant récapitule les âges d'ouverture des droits de la plupart des salariés. Ainsi, pour les générations non impactées par la réforme, l'âge d'ouverture des droits à la retraite reste fixé à 60 ans, alors qu'il est progressivement relevé pour les individus nés à partir du deuxième semestre 1951.

Tableau 1 – âge de départ à la retraite après la réforme de 2010

Année de naissance	Ancien âge de départ (réforme 2010)	Nouvel âge de départ (ajustement 2012)	Ancien âge maximum de départ (réforme 2010)	Nouvel âge maximum de départ à la retraite (ajustement 2012)
1951S1	60 ans	60 ans	65 ans	65 ans
1951S2	60 ans et 4 mois	60 ans et 4 mois	65 ans et 4 mois	65 ans et 4 mois
1952	60 ans et 8 mois	60 ans et 9 mois	65 ans et 8 mois	65 ans et 9 mois
1953	61 ans	61 ans et 2 mois	66 ans	66 ans et 2 mois
1954	61 ans et 4 mois	61 ans et 7 mois	66 ans et 4 mois	66 ans et 7 mois
1955	61 ans et 8 mois	62 ans	66 ans et 8 mois	67 ans
1956	62 ans	62 ans	67 ans	67 ans
Génération suivantes	62 ans	au moins 62 ans	67 ans	au moins 67 ans

⁸ Telles que les salariés ayant eu des carrières longues, les fonctionnaires occupant des emplois pénibles ou encore les salariés handicapés.

Figure 1 - Les législations d'âge d'ouverture des droits et durée d'assurance requise



La figure 1 ci-dessus résume les dispositions de la réforme de 2010 tout en mettant en évidence les changements qu'elle apporte comparativement aux législations antérieures et postérieures. L'axe horizontal indique les années de naissance des salariés. L'axe vertical de gauche indique les durées-cibles de cotisation en trimestres tandis que l'axe vertical de droite indique les âges d'ouverture des droits. Ainsi donc, pour la génération 1958 par exemple, la durée-cible de cotisation et l'âge d'ouverture des droits qui, selon la législation 1993, étaient respectivement de 160 trimestres et 61 ans et demi, passent, avec la réforme de 2010 à 162 trimestres et 62 ans. Mais outre la valeur descriptive et comparative de la figure 1, la dimension temporelle est également visible dans la mesure où l'on voit aisément la rapidité (ou la moindre progressivité) de la réforme de 2010, notamment en comparaison à celle de 1993.

Dans le système actuel de retraite français, un salarié ne peut être éligible au versement d'une pension avant qu'il n'ait atteint son âge d'ouverture des droits (en dehors de certaines situations particulières). En outre, la pension subit une décote si la carrière du salarié ne remplit pas les conditions de durée ou d'âge du taux plein.⁹ Les générations touchées sont donc financièrement incitées à reporter leur départ à la retraite au nouvel AOD. Cette réforme a, de fait, induit une augmentation des taux d'activité des seniors, une élévation de l'âge moyen de départ à la retraite et des économies sur les pensions (Dubois et Koubi, 2017).

⁹ La liquidation de la retraite au taux plein peut alternativement être obtenue, grâce à la validation d'un nombre de trimestres suffisant à partir de l'âge d'ouverture des droits ou au bénéfice de l'âge à partir de l'âge d'annulation de décote. Ces conditions diffèrent selon les générations et des dispositifs particuliers sont également dérogoires à ces conditions.

La réforme du système de retraite de 2010 : Quel effet sur l'absence-maladie des salariés du privé ?

Toutefois, si l'objectif affiché des réformes des systèmes de retraite est souvent l'accroissement des taux d'emploi des seniors, elles s'accompagnent tout aussi souvent d'effets induits sans qu'ils ne soient pour autant secondaires, tant ils peuvent, à leur tour, engendrer des coûts sociaux dont il importe d'évaluer l'ampleur. Comme le soulignent Dubois et Koubi (2017), les opportunités d'emploi des seniors étant moins élevées que celles des autres salariés, une partie des seniors touchés par la réforme peut se retrouver au chômage ou dans d'autres dispositifs tels que l'invalidité. Mais tout aussi intéressante est la question de savoir si en maintenant plus longtemps en activité des salariés qui, autrement, auraient cessé la leur, la réforme n'engendre pas également une augmentation des dépenses liées aux arrêts-maladie. Si un tel effet s'avère important, sa prise en compte dans le calcul des gains d'une telle réforme apparaît nécessaire.

4. Données et méthodologie d'évaluation

Données et statistiques descriptives

Nous exploitons la base Hygie, réalisée par l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes) et qui décrit de manière détaillée les épisodes d'arrêts-maladie pour un échantillon aléatoire représentatif issu du Régime général de la Sécurité sociale et ce, sur la période 2005-2015. La base Hygie contient les informations nécessaires à la fois sur les arrêts de travail et les consommations de soins associées, sur le contexte individuel et professionnel du salarié, ainsi que sur quelques caractéristiques des établissements qui les emploient et sur l'ensemble de la carrière professionnelle des salariés.

Les données Hygie 2005-2015 sont issues des bases administratives de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) et de la Caisse nationale d'Assurance maladie des travailleurs salariés (Cnam-TS). Plus spécifiquement, les fichiers ont été extraits du Système national de gestion des carrières (SNGC) qui regroupe l'ensemble des salariés du secteur privé en France et du Système national des statistiques de prestataires (SNSP) qui regroupe l'ensemble des retraités du secteur privé en France. Ces données ont alors été appariées aux données de prestations de l'Assurance-maladie, tirées du Système national d'information inter-régimes de l'Assurance-maladie (Sniir-am). Les données de la Cnav constituent le point d'entrée avec un échantillon aléatoire de bénéficiaires du régime général, âgés de 22 à 70 ans ayant cotisé au moins une fois au régime général de retraite au cours de leur vie. Les données de la Cnam-TS portent sur les assurés ouvrant-droit ou ayant-droit du régime général d'assurance-maladie pour lesquels l'Assurance-maladie a enregistré au moins une prestation sur les années 2004 et/ou 2005. L'appariement des données Cnav et Cnam-TS résulte finalement en le panel de la base Hygie, lequel est composé de 538 870 bénéficiaires suivis de 2005 à 2015, ainsi que de nouveaux entrants, introduits en 2009 pour rafraîchir le panel (au nombre de 371 766).

Les données Hygie contiennent l'essentiel de l'information dont nous avons besoin pour évaluer l'effet de la réforme des retraites sur les arrêts-maladie. S'agissant des individus, nous disposons d'informations sociodémographiques telles que le genre, l'âge, le statut d'occupation, la catégorie socio-professionnelle, etc. Nous disposons également de nombre d'indicateurs de la carrière professionnelle dans le Régime général : trimestres cotisés en emploi, validés en chômage ou maladie, historique annuel des salaires, date de passage à la retraite et montant de la retraite. Naturellement, les arrêts-maladie sont également renseignés : date de début et de fin de l'arrêt, nombre d'arrêts-maladie et durée de chaque arrêt-maladie. La base fournit également des informations sur les consommations médicales des individus et ce, aussi bien en volume qu'en dépenses annuelles réelles et remboursées, ainsi que les affections de longue durée (ALD) sont également renseignés. Les tableaux A3 et A4 en annexe, ainsi que le tableau 5 ci-dessous, présentent les statistiques descriptives relatives à l'ensemble des variables que nous utilisons dans cette étude.

Nous nous intéressons à trois variables-réponse : (i) la probabilité d'être en arrêt de travail ; (ii) la durée annuelle cumulée d'arrêts-maladie et (iii) le nombre d'épisodes d'arrêts-maladie dans l'année d'observation. Nous nous intéressons aussi à la probabilité d'arrêt de travail par intervalles : [1-6] jours, [7-14] jours, [15-29] jours, [30-59] jours et [60-365] jours.

Le tableau A1 en annexe résume la distribution par génération, par âge et par genre des effectifs présents dans l'échantillon utilisé. Les générations 1952-1954 sont celles impactées par la réforme des retraites de 2010 tandis que les générations 1946-1951 nous servent de groupe de contrôle. Le caractère hybride de la cohorte 1951, ainsi que son statut de groupe de contrôle ou de groupe traité, seront discutés dans la section 7. La hausse des observations à partir de 2009 s'explique par l'arrivée dans l'échantillon de nouveaux entrants, visant à rafraîchir le panel Hygie. Nous excluons les individus éligibles à la retraite anticipée pour carrière longue en raison de la possibilité d'une interaction avec les modifications de ce dispositif (voir la section 4) : ils représentaient 7,34% environ de l'échantillon initial. Nous nous concentrons sur les individus des générations 1946-1954, aux âges compris entre 56 et 62 ans. Après application de ces filtres, au total, nous disposons de 92 549 individus, correspondant à 540 484 observations. 129 526 observations parmi celles-ci proviennent des nouveaux entrants (2 151 individus).

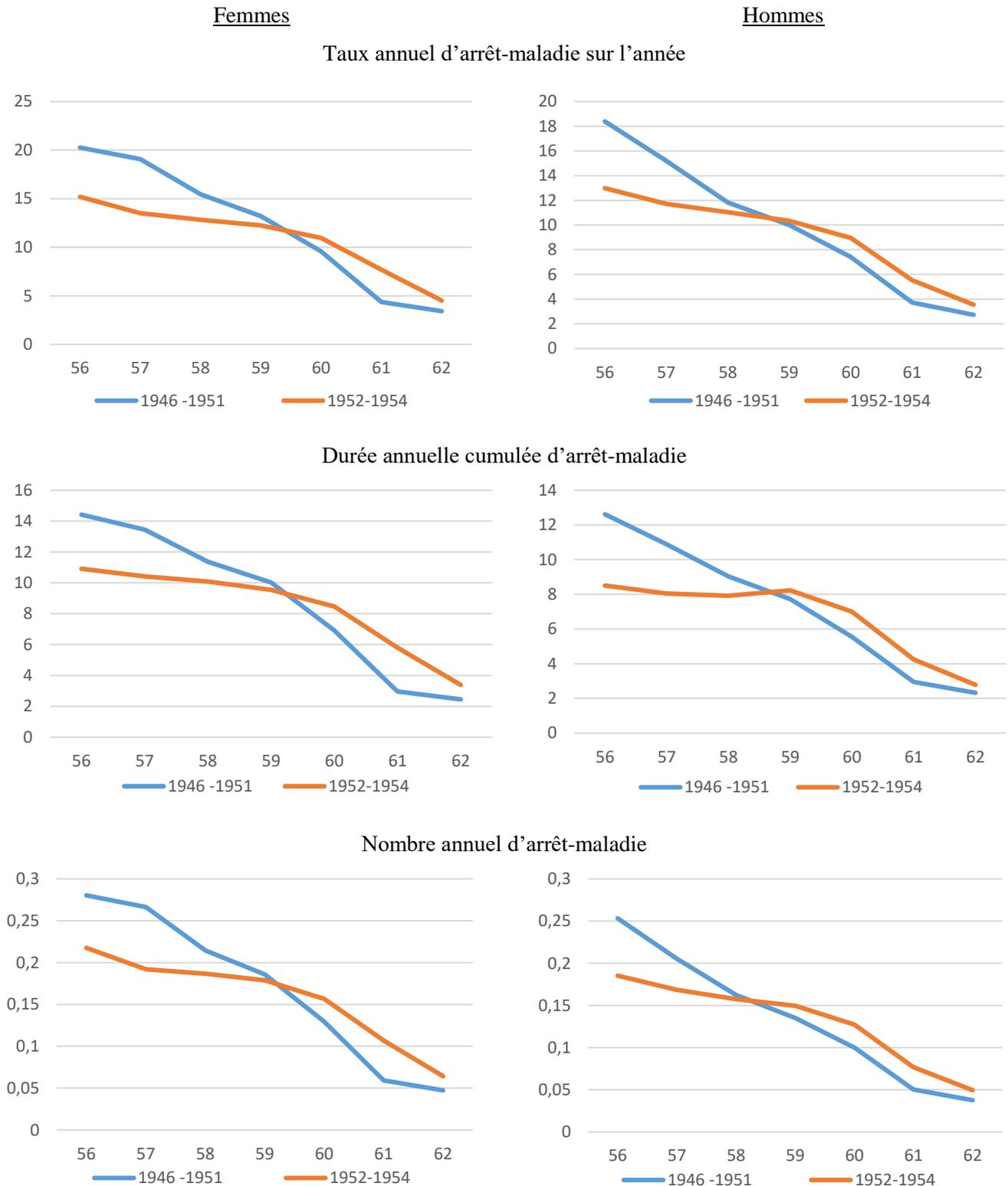
Tableau 2 - Tendence dans les arrêts maladies avant et après 60 ans, générations traitées contre générations de contrôle

	Génération 1946-1951		Génération 1952-1954		
	Avant 60 ans	Après 60 ans	Avant 60 ans	Après 60 ans	Après 62 ans
Taux d'activité	82,4	32,2	95,8	46,7	34,1
Taux de retraités	17,6	67,8	4,2	53,3	65,9
Au moins un arrêt-maladie	12,9	3,6	12,0	5,6	4,0
Au moins un arrêt-maladie [1-6]	3,6	0,09	3,7	1,7	1,2
Au moins un arrêt-maladie [7-14]	3,9	1,0	3,5	1,5	1,1
Au moins un arrêt-maladie [15-29]	2,5	0,07	2,3	1,1	0,07
Au moins un arrêt-maladie [30-59]	2,0	0,06	1,9	1,0	0,08
Au moins un arrêt-maladie [60-365]	3,8	1,1	3,6	1,8	1,2
Jours d'arrêt-maladie sur l'année (jours)	9,4	2,8	8,9	4,3	3,1
Nombre annuel d'arrêt-maladie	0,17	0,05	0,17	0,08	0,06
Observations	195 841	112 484	173 561	58 598	23 100

Note : en pourcentages sauf pour les jours d'arrêt-maladie sur l'année. Lecture : 82,4 % du groupe de générations de contrôle [1946-1951] avant 60 ans, est en activité. Source : Hygie 2005-2015.

Le tableau 2 montre que la réforme de l'AOD de 2010 a effectivement pu avoir un effet sur la tendance des arrêts-maladie des salariés âgés du privé. On observe en effet une chute du taux d'activité après 60 ans plus importante chez les générations non concernées par la réforme (les générations 1946-1951) que chez les générations traitées (les générations 1952-1954), financièrement incitées à prolonger leur activité le temps d'atteindre leur nouvel AOD. La chute dans les arrêts-maladie après 60 ans est moins prononcée pour les générations impactées, reflétant l'allongement de la vie active. Ainsi après 60 ans, en moyenne chaque année, 3,6% des individus des générations de contrôle ont eu au moins un arrêt-maladie, contre 5,6% pour les générations traitées. C'est après 62 ans, que ce taux d'arrêt-maladie des générations traitées se rapproche à celui des générations de contrôle (4% contre 3,6%). Le même constat est observé sur la fréquence des arrêts-maladie selon la durée. En effet, si le nombre de jours annuel moyen d'arrêts-maladie passe de 9,45 avant 60 ans à 2,67 après 60 ans pour le groupe de générations non traitées, il passe de 8,92 à 4,28 pour les générations impactées par la réforme. En outre, là aussi, on observe une certaine convergence puisque, pour ces dernières, ce nombre baisse quelque peu après 62 ans pour atteindre 3,09 et ainsi s'approcher des 2,67 observés chez les générations non impactées, tout ceci suggérant que le profil d'arrêt-maladie par âge est en quelque sorte décalé.

Figure 2 - Evolution des arrêts-maladie des générations traitées (1952 à 1954) et non-traitées (1946 à 1951) par genre



Source : Hygie 2005-2015. Lecture : 15% env. des individus des cohortes traitées 1952-1954 ont eu au moins un arrêt l'année de leurs 56 ans (somme des individus nés entre 1952 et 1954 ayant eu au moins un arrêt à 56 ans / ensemble des individus nés entre 1952 et 1954 à 56 ans). Champ : salariés des générations 1946 à 1954 émargeant au régime général à l'âge de 58 ans.

Dans la mesure où l'objet de notre étude est l'identification des effets du report de l'AOD sur le recours aux arrêts-maladie par les salariés du privé, il est important d'examiner l'hypothèse de leur évolution parallèle entre générations traitées et non traitées. Nous calculons le taux d'arrêt-maladie, la durée moyenne et le nombre annuel moyen d'arrêts-maladie à chaque âge entre 56 et 62 ans, pour toutes les générations, et comparons l'évolution de ces variables chez les générations traitées et les générations non-traitées. Cette comparaison est visible dans la figure 2. On observe que, chez les femmes comme chez les hommes, les générations traitées sont caractérisées par un taux, une durée annuelle cumulée moyenne et un nombre moyen d'arrêts-maladie à chaque âge après 60 ans (l'ancien AOD), supérieurs à ceux des générations de contrôle. Par exemple, chez les femmes des générations de contrôle, la proportion des femmes ayant eu au moins un arrêt-maladie dans l'année à l'âge de 61 ans est de 4,36 en moyenne contre 7,7 environ pour les salariées des générations traitées.

La durée annuelle cumulée moyenne d'arrêt-maladie est également plus élevée : à l'âge de 61 ans, elle s'élève à presque 3 jours en moyenne pour les femmes des générations de contrôle, contre presque 6 jours en moyenne pour les générations traitées. Concernant le nombre moyen d'arrêts-maladie, le constat est similaire. Les femmes des cohortes 1946 à 1951 ont en moyenne eu recours à 0,059 arrêts-maladie sur l'année, à l'âge de 61 ans, contre 0,11 environ pour les femmes des cohortes traitées 1952 à 1954. De même, pour les hommes, la proportion d'individus ayant eu au moins un arrêt-maladie dans l'année, le nombre d'arrêts et la durée annuelle cumulée moyenne sont systématiquement supérieurs chez le groupe traité à chaque âge après 60 ans.

Ces premières observations sont donc cohérentes avec l'hypothèse que l'on souhaite tester, à savoir que le relèvement de l'âge du départ à la retraite a pu affecter la tendance suivie par les arrêts-maladies. La réforme a pour effet de retarder le départ à la retraite de certains actifs (Dubois et Koubi, 2017) et rallonge donc la durée pendant laquelle les individus ont une probabilité non nulle d'être en arrêt-maladie. Aussi, parmi les individus traités, certains pourraient être en incapacité de rallonger leur temps en activité et se déverser dans des dispositifs d'assurance sociale alternatifs à la retraite, comme celui de l'assurance-maladie (Rabaté et Rochut, 2019).

Les niveaux plus élevés de la proportion, du nombre et de la durée des arrêts-maladie à chaque âge après 60 ans chez les générations traitées pourraient donc témoigner d'effets de déversement de la retraite vers le dispositif des arrêts-maladie.

On souligne que les effets de la réforme pourraient se manifester aux âges actifs, avant 60 ans, en raison d'un « effet-horizon ». La réforme allonge l'horizon de travail résiduel des individus des générations 1952 et suivantes, ce qui pourrait les inciter à investir pour préserver leur santé et résulter en moins d'arrêts-maladie pré-retraite. Tout ceci pourrait expliquer pourquoi les tendances suivies par les arrêts maladie avant 60 ans pour les générations traitées et non traitées ne sont pas parallèles.

Modélisation de l'effet de la réforme sur les arrêts-maladie

Nous cherchons à identifier l'effet du relèvement de l'âge légal d'ouverture des droits à la retraite sur les absences pour maladie des salariés du privé. Pour rappel, cette réforme a augmenté de 2 ans l'âge d'ouverture des droits, ce qui est considérable et ce, sur une période de transition réduite, entre les générations 1951 et 1955 et de manière non-anticipée par les salariés, les discussions à l'Assemblée Nationale ayant débuté quelques mois seulement avant le vote de la loi.

Stratégie d'identification

Pour ce faire, nous mettons en œuvre la stratégie d'identification proposée par Staubli et Zweimuller (2013) et reprise dans Dubois et Koubi (2017). L'idée est de comparer le comportement de prises d'arrêts-maladies des cohortes jeunes aux cohortes plus âgées, non concernées par la hausse de l'AOD. Cette comparaison est possible grâce à l'estimation du modèle suivant :

$$y_{it} = \alpha + \lambda_t + A_a + \gamma SAOD_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it},$$

dans lequel i désigne l'individu observé et t , l'année d'observation. y_{it} , la variable-réponse, désignera alternativement (i) une indicatrice de l'occurrence d'arrêts de travail, auquel cas elle vaudra 1 si l'individu considéré a eu un ou plusieurs arrêts de travail pour maladie à la date t et 0, sinon ; (ii) la durée annuelle cumulée d'arrêts-maladie ou, enfin, (iii) le nombre d'épisodes d'arrêts-maladie dans l'année d'observation. Dans la configuration (i), ce sont des modèles de type *logit* qui seront estimés tandis que les spécifications (ii) et (iii) requerront l'estimation de modèles de comptage/durée de type *binomial négatif*. Nous présenterons les effets marginaux associés à nos estimations relatives à l'échantillon global, mais aussi les résultats selon le genre. L'état de santé et le parcours professionnel sont également des sources d'hétérogénéité que nous examinerons par la suite.

La variable $SAOD_{it} = I(Age_{it} < AOD_i)$ est notre variable d'intérêt. Pour l'individu, i , elle vaut 1 pour les dates où l'âge de l'individu est inférieur à son AOD et 0, pour les dates ultérieures. L'AOD est égale à 60 ans pour les générations nées entre 1946 et 1951 et à 61 ans pour les générations nées entre 1952 et 1954.¹⁰

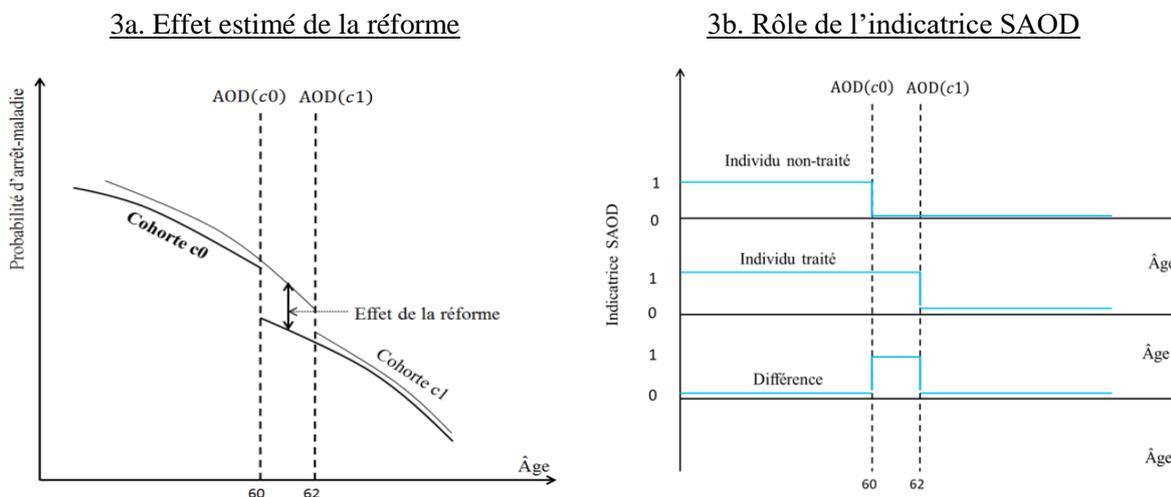
Parmi les variables de contrôle, figurent dans cette spécification des effets fixes d'âge en année (A_a), des variables de contrôle macroéconomiques, à savoir le taux de chômage et le taux de croissance annuels, afin de tenir compte d'éventuels effets conjoncturels (vecteur λ_t), ainsi qu'un certain nombre de caractéristiques individuelles incluses dans le vecteur X_{it} . Parmi celles-ci figurent des indicatrices de génération, ainsi que nombre de caractéristiques individuelles parmi lesquelles le salaire d'entrée sur le

¹⁰ Nous ne pouvons pas calculer l'AOD au mois près car nous ne disposons pas de la variable mois de naissance qui nous aurait permis de calculer l'âge légal exact de départ à la retraite (Par exemple, la génération née au deuxième semestre de l'année de 1951 partira à l'âge de 60 ans et 4 mois).

marché du travail, utilisé comme indicateur du niveau d'éducation, ainsi que la catégorie socio-professionnelle. Une variable supplémentaire, retraçant la carrière de l'individu et libellée « taux de chômage sur la carrière » est également introduite : elle mesure la propension des individus à être au chômage durant toutes leurs carrières. Il s'agit du rapport entre la somme cumulée du nombre de trimestres de chômage de l'individu sur l'ensemble de la carrière et son ancienneté sur le marché du travail.¹¹

Nous attendons du coefficient γ associé à la variable d'intérêt $SAOD_{it}$ de mesurer l'écart moyen de taux, de nombres et de durées d'arrêt-maladie, à caractéristiques égales, entre les générations impactées par la réforme et les générations qui ne le sont pas. Une explication graphique de notre stratégie d'identification est présentée dans les figures 3a et 3b. Pour une génération non-traitée $c0$, une brusque variation dans la probabilité d'arrêt-maladie se produit à l'âge $AOD(c0) = 60$. En revanche, pour une génération $c1$ dont l'AOD a été retardé par la réforme, le profil d'activité par âge est décalé ; la brusque variation dans les arrêts devrait alors se produire plus tard. L'impact de la réforme se mesure donc en comparant la probabilité d'être en arrêt-maladie de ces deux générations aux âges situés entre l'ancien AOD ($c0$) et le nouveau AOD ($c1$). Notre variable d'intérêt, l'indicatrice $SAOD_{it} = I(Age_{it} < AOD_i)$, ne diffère qu'aux âges compris entre l'ancien AOD ($c0$) et le nouvel AOD($c1$) (figure 3b). Le coefficient associé donne donc l'écart moyen de taux d'arrêt-maladie, entre les générations assujetties à la réforme et celles qui ne le sont pas. Cette comparaison est effectuée "toutes choses égales par ailleurs" en tenant compte d'un certain nombre de caractéristiques individuelles.

Figure 3 - Conséquences attendues de la réforme suite à l'augmentation des âges légaux



L'indicatrice SAOD peut être interprétée comme l'indicatrice d'un « traitement » que subissent les salariés actifs à certains âges. En l'occurrence, être en dessous de son AOD exerce sur les salariés actifs

¹¹ Un salarié valide un trimestre en tant que période assimilée au titre du chômage lorsqu'il réunit au moins 50 jours consécutifs de chômage indemnisé, dans la limite de quatre trimestres par année civile.

une pression, psychologique et financière, à demeurer en activité (et à être par conséquent, avec une certaine probabilité liée à leur statut d'actif, en arrêt-maladie). Cette probabilité augmente de plus avec l'âge et la détérioration éventuelle de l'état de santé du salarié.

Cette « pression » assimilable à un traitement, ou plus précisément la durée durant laquelle elle s'exerce, a été modifiée par la réforme de 2010, introduisant des différences de traitement entre les générations, qui peuvent servir à en identifier les effets : le traitement s'exerce jusqu'à 60 ans pour les salariés de la génération 1950, puis sa durée augmente au fil des générations pour finir par s'exercer jusqu'à 62 ans pour les salariés de la génération 1955. La réforme se traduit donc par une différenciation de la durée pendant laquelle les différentes générations subissent cette pression et le coefficient obtenu pour l'indicatrice SAOD mesure précisément l'effet de cette différenciation sur le recours aux arrêts-maladie.

Facteurs confondants

Un des facteurs susceptibles de fragiliser notre approche d'identification de l'effet causal de la réforme de l'AOD sur les absences-maladies, est l'existence éventuelle de tendances dans les comportements de recours aux arrêts-maladie qui seraient changeantes dans le temps d'une cohorte à l'autre et ce, pour des raisons autres que la hausse de l'AOD. L'inclusion de variables de contrôle macroéconomiques vise bien sûr à atténuer cette crainte. On note toutefois que d'après la figure 2, il y a certainement violation de l'hypothèse de tendances parallèles. Bien sûr, cela pourrait s'expliquer par l'effet-horizon selon lequel les effets de la réforme pourraient se manifester aux âges actifs, avant 60 ans.

Une autre difficulté de l'évaluation serait que les générations touchées par la réforme de l'AOD le soient également simultanément par d'autres réformes susceptibles de modifier les décisions d'offre de travail et d'absence-maladie. Il en résulterait que l'effet de la réforme de l'AOD se confonde à l'effet de ces réformes. Il est notamment important de noter que l'assurance-maladie n'a pas connu de modifications majeures dans ses règles d'octroi d'indemnités journalières sur notre période d'étude ; les générations traitées et non traitées par la réforme de l'AOD sont ainsi soumises au même dispositif d'assurance-maladie. Cela exclut donc la possibilité que les différences dans les comportements de recours aux arrêts-maladie entre cohortes puissent s'expliquer par un changement dans les règles d'octroi d'indemnités journalières pour arrêts-maladie.

En revanche, certaines mesures introduites par la réforme des retraites sont susceptibles d'interagir avec la réforme de l'AOD. D'abord, la réforme du système des retraites de 2010 ne prévoit pas seulement la hausse de l'AOD, mais aussi celle de l'AAD – l'âge d'annulation de la décote – qui augmente parallèlement à l'AOD et passe de 65 à 67 ans. La modification de ces deux paramètres devrait produire des effets différents. Alors qu'une hausse de l'AOD force les individus à retarder leur départ ou à rechercher des sources de revenus ailleurs, la hausse de l'AAD s'apparente plutôt à une baisse de la valeur de la pension. En outre, le pic dans la distribution des âges de départ à la retraite est généralement

plus prononcé à l'AOD qu'à l'AAD, impliquant qu'une hausse de l'AOD est susceptible d'être plus efficace qu'une hausse de l'AAD pour augmenter la participation au marché du travail des travailleurs âgés. Soosaar *et al.* (2021) étudient une réforme similaire à la nôtre en ce qu'elle concerne aussi les deux âges à la fois. Ils parviennent à identifier les deux effets propres à l'augmentation des deux âges en incluant dans la spécification une deuxième indicatrice « être en dessous de l'AAD ». Notre étude reposant sur un échantillon d'individus aux âges compris entre 56 et 62 ans, nous n'étudions pas l'effet d'une hausse progressive de l'AAD de 65 à 67 ans. En cela, nous faisons notre l'argument avancé par Rabaté et Rochut (2019), pour qui l'interaction potentielle entre les effets AOD et AAD est très limitée.¹²

Ensuite, certains dispositifs ouvrent la possibilité de départ à la retraite avant l'AOD et ce, dans des conditions de départ au taux plein. Il s'agit des dispositifs pour carrière longue, pour handicap, pour incapacité permanente et pour retraite-amiante. Le dispositif pour carrière longue est le principal en termes de bénéficiaires. Aussi, dans la mesure où ils peuvent partir avant l'âge légal d'ouverture des droits ou au taux plein avant même que d'avoir validé la durée d'assurance requise, les éligibles sont susceptibles de réagir à la réforme en termes d'absence-maladie, très différemment de ceux qui n'ont pas accès au dispositif. En outre, introduit en 2003, le dispositif a été modifié par des réformes en 2009, 2010 et 2012. Cette dernière modification de 2012 est d'ampleur puisqu'elle introduit des assouplissements dans les conditions d'accès au dispositif et concerne les générations 1953 et suivantes. Il en résulte que, pour le groupe traité par la hausse de l'AOD (1952 à 1954), les conditions d'éligibilité diffèrent de celles prévalant pour les individus des cohortes de contrôle (1946 à 1951). Puisque les éligibles des différentes cohortes font face à des règles d'accès à une retraite anticipée distinctes, nous anticipons qu'ils sont susceptibles d'avoir des schémas de comportements de recours aux arrêts-maladie qui diffèrent pour une raison autre que celle de la hausse de l'AOD. Comme nous cherchons à distinguer au mieux l'effet de la hausse de l'AOD de celui des autres réformes, nous excluons tous les individus éligibles au dispositif de retraite anticipée. En définitive, l'échantillon que nous utilisons comprend les individus nés entre 1946 et 1954 incluses, non éligibles à la retraite anticipée. Par ailleurs, l'un des tests de robustesse que nous réalisons en section 7 de cet article consiste en la ré-estimation de notre modèle en excluant les générations 1953 et suivantes dans le but d'exclure toute possibilité d'interaction avec la modification de 2012. Ces estimations sont alors comparées à celles issues de l'échantillon qui intègre les individus éligibles.

Par ailleurs, nous craignons une éventuelle interaction de la réforme de l'AOD avec celle des durées d'assurance requise pour une retraite à taux plein. Les réformes de 1993, 2003 et 2014 ont progressivement augmenté la durée requise pour une pension à taux plein de 37,5 à 43 ans et toutes les

¹² L'interaction passerait par un effet richesse à 60 ans qui serait, toutefois, limité. Pour plus de détails, voir Rabaté et Rochut (2019).

cohortes ne sont pas concernées par le même nombre de trimestres requis (cf. annexe Tableau A2). Ces réformes de la durée-cible, combinées à des entrées sur le marché du travail de plus en plus tardives et des trajectoires d'emploi de moins en moins linéaires, impliquent qu'au fur et à mesure du temps, les cohortes atteignent de moins en moins 60 ans avec la durée requise pour une retraite à taux plein. Or, notre stratégie d'identification repose sur le fait que les cohortes auraient eu des comportements de transition de l'emploi vers la retraite à 60 ans similaires en l'absence de réforme. Il n'en est rien tant il apparaît qu'au fil du temps, les cohortes sont susceptibles d'avoir un comportement de plus en plus différencié. Par exemple, si l'on considère l'hypothèse d'une recherche de retraite à taux plein, on anticipe que de moins en moins d'individus d'une génération seraient partis à la retraite à 60 ans même en l'absence de réforme de l'AOD puisqu'à 60 ans, la proportion d'entre eux ayant atteint la durée d'assurance requise pour une retraite à taux plein diminue, comme le montre le tableau A2 en annexe. Autrement dit, on anticipe que même en l'absence de réforme, on aurait observé des proportions d'individus à la retraite à 60 ans de plus en plus faibles (sous l'hypothèse d'un comportement de recherche de la retraite à taux plein inchangé). Comment alors distinguer ce qui relève de la hausse de l'AOD de ce qui relève des réformes de la durée d'assurance requise pour une retraite à taux plein ? Afin d'évaluer l'effet de l'interaction potentielle entre ces deux réformes, nous réalisons là aussi un test de robustesse que nous présentons en section 7 de cet article. Il consiste en la ré-estimation de notre modèle sur la base d'un échantillon restreint aux générations 1950-1952, l'idée étant qu'étant très proches dans le temps, ces générations devraient adopter des comportements similaires, les durées cibles auxquelles elles sont soumises étant également proches.

Enfin, nous testons la robustesse de nos résultats et leur réelle association à la réforme de l'AOD en réalisant un test placebo dans lequel nous considérons, de manière fictive, une réforme similaire qui serait intervenue plutôt, en 2007 et non en 2010. Les cohortes supposées traitées sont alors celles ayant 59 ans ou moins en 2007, soit les générations 1948-1951, tandis que les cohortes de contrôle sont les générations ayant déjà 60 ans en 2007, soit les générations 1946-1947. La méthodologie comme le résultat du test sont détaillés en section 7. La réforme fictive reportant l'AOD de 2 ans en 2007 n'a, comme nous nous y attendions, aucun effet sur les absences-maladie et ce, quelle que soit la manière dont ces dernières sont mesurées. A l'évidence, cela suggère que les effets de la réforme réelle de 2010 que nos résultats mettent en évidence sont bel et bien la conséquence de cette dernière.

5. Résultats

Le tableau 3 ci-dessous présente une première synthèse des résultats. Le premier modèle estimé est celui dans lequel la variable-réponse est une indicatrice de l'occurrence d'arrêts-maladie dans l'année, sans distinction entre les longueurs de ces arrêts. Dans le second modèle, la variable-réponse mesure le nombre cumulé de jours d'absence-maladie. Enfin, la variable expliquée dans le troisième et dernier modèle est le nombre annuel cumulé d'arrêts-maladie. Pour chacun de ces 3 modèles et pour

l'échantillon global comme pour les sous-échantillons des femmes et des hommes, le tableau propose 3 spécifications qui diffèrent par l'ensemble des variables de contrôle. En sus de la variable d'intérêt SAOD, ces trois spécifications incluent systématiquement les indicatrices de l'âge des individus, les effets fixes de génération, des variables de contrôle macroéconomiques (croissance et chômage de l'année), ainsi que le quartile d'appartenance de la distribution des salaires d'entrée au marché du travail. Cet ensemble de variables explicatives identifie la spécification de base : colonnes (1). Une seconde spécification, dont les résultats sont présentés en colonnes (2), inclut en sus, des indicatrices de la catégorie socio-professionnelle. Enfin, la spécification la plus étendue, présentée en colonnes (3) inclut en plus (i) une indicatrice de l'existence d'une affection de longue durée (ALD), ainsi que le taux de chômage sur la carrière. L'ensemble des résultats détaillés avec notamment, les effets marginaux estimés, sont présentés dans l'annexe statistique (cf. annexe Tableaux A5-A16).

Tableau 3 : Effet de la réforme par genre et par spécification

	Global			Femme			Homme		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie									
SAOD	0,024***	0,016***	0,017***	0,025***	0,018***	0,020***	0,022***	0,014***	0,014***
SE	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,002)	(0,003)
Moy. Pré-réforme	0,054	0,054	0,054	0,059	0,059	0,059	0,049	0,049	0,049
Observations	540 484	540 484	504 603	272 880	272 880	252 466	267 604	267 604	252 137
Nombre de jours annuel d'arrêt-maladie									
SAOD	1,229***	1,058***	1,031***	0,923*	0,687	0,737*	1,516***	1,373***	1,277***
SE	(0,353)	(0,296)	(0,280)	(0,522)	(0,440)	(0,430)	(0,478)	(0,399)	(0,364)
Moy. Pré-réforme	4,068	4,068	4,068	4,013	4,013	4,013	4,123	4,123	4,123
Observations	540 484	540 484	504 603	272 880	272 880	252 466	267 604	267 604	252 137
Nombre annuel d'arrêt-maladie									
SAOD	0,029***	0,020***	0,021***	0,032***	0,022***	0,025***	0,026***	0,018***	0,019***
SE	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,003)	(0,003)
Moy. Pré-réforme	0,075	0,075	0,075	0,082	0,082	0,082	0,068	0,068	0,068
Observations	540 484	540 484	504 603	272 880	272 880	252 466	267 604	267 604	252 137
Contrôles macro-économiques	oui								
Caractéristiques individuelles	oui								
Catégories socio-professionnelles		oui	oui		oui	oui		oui	oui
Indicateur d'ALD			oui			oui			oui
Indicateur de carrière			oui			oui			oui

Champ : Générations 1946-1954. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour les modèles logit et binomiaux négatifs. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source : Hygie 2005-2015. La moyenne pré-réforme correspond aux moyennes à 60-61 ans en 2010.

Les résultats mettent en évidence une augmentation significative de la fréquence des arrêts-maladie, comprise entre +1.6 et +2.4 points de pourcentage (pp) pour l'échantillon global, selon la spécification considérée. L'effet donné par notre spécification préférée, la spécification 3, est d'une ampleur comparable à celui trouvé par Rabaté et Rochut (2019) (+1,7 pp et +1,4 pp respectivement). L'effet estimé est plus fort pour les femmes (+2 pp pour la spécification (3)) que pour les hommes (+1,4 pp).

Estimée comme un modèle binomial négatif, la spécification dont la variable expliquée est le nombre annuel cumulé de jours d'arrêts suggère que ce dernier augmente pour sa part entre 1,031 jours et 1,229 jours pour l'échantillon global, selon les variables de contrôle prises en compte. Le nombre annuel d'arrêts-maladie augmente également, entre +0,020 et +0,029, pour l'échantillon global. L'importance relative de ces effets peut être mise en évidence en les comparant aux valeurs rapportées dans les lignes « Moyenne pré-réforme ». A titre d'exemple, la spécification (3) suggère que la probabilité qu'un homme ait recours à un arrêt-maladie ou plus, qui était de 4,9% avant la réforme passe, après celle-ci à 6,3%. De même, selon cette même spécification, les hommes qui, avant la réforme, s'absentaient pendant 4,12 jours en moyenne dans l'année, sont désormais absents pour cause de maladie pendant 5,4 jours.

Alors que l'effet sur le nombre de jours d'arrêt est plus fort chez les hommes que chez les femmes, c'est l'inverse pour la fréquence des arrêts et le nombre annuel d'arrêts-maladie, qui augmentent plus pour les femmes que pour les hommes, ce résultat demeurant vrai pour toutes les spécifications retenues. Cette différence entre les femmes et les hommes peut s'expliquer par des différences comportementales déjà constatées dans la littérature. Courtenay (2000) par exemple, observe que face à des problèmes de santé comparables, les femmes ont tendance à être plus réactives que les hommes et consultent à la fois plus tôt et plus souvent. Par ailleurs, l'étude de Polton (2016) montre qu'en France, les hommes sont 2 fois plus sujets aux troubles cardio-vasculaires, mais ont 40% de chance en moins d'être sujets à des troubles anxieux et/ou dépressifs. Il est donc possible que les femmes traitent les syndromes psychologiques plus rapidement quand les hommes ont tendance à laisser s'aggraver ces derniers jusqu'à leur traduction en des maladies cardio-vasculaires.

Les variables de contrôle ont l'effet attendu sur les trois indicateurs retenus : la probabilité d'arrêt, le nombre annuel cumulé d'arrêts et le nombre annuel cumulé de jours d'absence (cf. annexe Tableaux A5-A13). Ces indicateurs décroissent avec l'âge en raison des effets de déversement évoqués plus haut et qui se traduisent par des travailleurs non encore éligibles à la retraite et dont l'état de santé les oriente soit vers le régime de l'assurance-invalidité, soit vers celui de l'assurance-chômage. A cela pourrait s'ajouter un possible effet de sélection en fin de carrière, les salariés ayant un mauvais état de santé quittant plus rapidement l'emploi. Tessier et Wolff (2005) par exemple, montrent qu'il existe un effet causal de la santé sur la participation au marché du travail.

En comparaison aux ouvriers, les cadres, les professions intermédiaires et les employés sont moins vraisemblablement absents et ont des arrêts moins fréquents et moins longs. Le mauvais état de santé, approché par l'indicatrice d'affection de longue durée (ALD), joue positivement sur les trois indicateurs. Enfin, le taux de chômage sur la carrière est systématiquement positivement corrélé avec nos trois mesures des arrêts-maladie.

Dans la mesure où ces premiers résultats mettent en évidence une augmentation des arrêts-maladie et notamment de leur durée, il nous a semblé important de regarder de plus près la nature de cette augmentation. Aussi avons-nous estimé des modèles logit dont la variable expliquée est une indicatrice de l'occurrence d'arrêts-maladie durant l'année selon la longueur de l'épisode d'arrêt. La durée d'arrêt-maladie considérée est spécifiée cette fois-ci en intervalles : entre 1-6 jours, 7-14 jours, 15-29 jours, 30-59 jours et 60-365 jours. Les résultats principaux sont visibles au tableau 4 et l'ensemble des résultats avec les calculs des effets marginaux sont disponibles dans l'annexe statistique (cf. annexe Tableaux A14-A16). L'objet d'un tel exercice est de mieux comprendre la distribution des arrêts-maladie associés à la réforme. Cela permettra notamment de distinguer entre les arrêts courts qui, en général, résultent de pathologies légères telles qu'une grippe ou un trouble digestif bénin et les arrêts longs qui, au contraire, peuvent être révélateurs d'une détérioration plus sévère de la santé. Par ailleurs, des arrêts courts et fréquents peuvent être moins coûteux pour le régime de l'assurance-maladie, mais tellement plus néfastes pour la productivité ou pour l'organisation du travail dans les entreprises tandis-que des arrêts longs auront surtout des coûts significatifs pour le régime de l'assurance-maladie.

Tableau 4 : Effet de la réforme sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie d'une longueur donnée

Longueur des arrêts en jours	[1-6]	[7-14]	[15-29]	[30-59]	[60-365]
Global					
SAOD	0,004***	0,005***	0,003***	0,001	0,004***
SE	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Moy. Pré-réforme	0,014	0,016	0,011	0,009	0,016
Observations	504 603	504 603	504 603	504 603	504 603
Femme					
SAOD	0,005***	0,007***	0,004***	0,001	0,004***
SE	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Moy. Pré-réforme	0,017	0,018	0,011	0,010	0,016
Observations	252 466	252 466	252 466	252 466	252 466
Homme					
SAOD	0,004***	0,004***	0,002**	-0,000	0,005***
SE	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Moy. Pré-réforme	0,012	0,013	0,010	0,008	0,017
Observations	252 137	252 137	252 137	252 137	252 137

Variables de contrôle incluses : Toutes. Champ : Générations 1946-1954. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour les modèles logit. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source : Hygie 2005-2015. La moyenne pré-réforme correspond aux moyennes à 60-61 ans en 2010.

Les résultats montrent une augmentation significative du taux d'arrêts-maladie, liée au report de l'âge d'ouverture des droits et ce, pour l'ensemble des intervalles, excepté celui de [30-59 jours]. D'un intervalle à l'autre, l'effet de la réforme 2010, pour l'ensemble de l'échantillon, semble osciller entre 0,3 et 0,4 pp, à l'exception de la probabilité de s'absenter entre 1 et 2 mois qui ne semble pas avoir été influencée par la réforme. En outre, les effets ne semblent pas varier selon le sexe.

6. Hétérogénéité des effets de la réforme selon l'état de santé et la trajectoire professionnelle

La santé étant un des principaux chemins qu'emprunte la relation entre âge d'ouverture des droits à la retraite et arrêts-maladie, on devrait s'attendre à ce que cette relation soit plus ou moins forte selon l'état de santé des individus concernés. A titre d'exemple, en se fondant sur les trimestres-maladie pour accident du travail et/ou maladie professionnelle comme indicateur de santé, Rabaté et Rochut (2019) montrent que le comportement d'offre de travail des individus en mauvaise santé est moins réactif au report de l'AOD que celui des individus en bonne santé. Il existerait donc des individus dont l'état de santé est devenu si contraignant qu'il leur est difficile de retarder leur départ à la retraite et de prolonger leur vie active. Pour ces individus, de larges effets de substitution vers les dispositifs d'assurance sociale alternatifs devraient être observés. Ces dispositifs leur permettraient de combler la période de transition vers le nouvel âge légal de départ à la retraite. Nous anticipons donc que, pour les individus restés actifs, la réforme de l'AOD induise une augmentation du recours aux arrêts-maladie plus forte pour ceux parmi eux qui sont en mauvaise santé. Notre analyse nous permettra donc aussi d'estimer l'effet net de la réforme pour cette catégorie particulière d'individus.

Nous estimons cette fois-ci notre modèle en considérant différents sous-groupes de la population qui diffèrent par leur historique de carrière et par leur état de santé. Cette dernière est mesurée à partir de données disponibles sur l'ensemble de la carrière (Cnav) et également à partir des données d'assurance-maladie disponibles à partir de 2005 (Sniir-am). Le but recherché reste néanmoins la description de l'état de santé avant l'entrée en jeu en 2010 de la réforme des retraites. En tout, trois indicateurs, mesurant l'état de santé et la trajectoire professionnelle des individus avant la mise en place de la réforme, sont considérés dans le tableau 5 ci-dessous qui fournit quelques statistiques descriptives selon le genre et les générations.

Le premier de ces indicateurs est la consommation médicale à 55 ans.¹³ Selon ce critère, un individu qui a consommé à 55 ans un montant annuel inférieur ou égal au premier quartile de la consommation de sa propre génération est jugé en bonne santé. S'il a consommé un montant compris entre le premier quartile et la médiane, il est jugé en mauvaise santé. Si, enfin, la consommation médicale est au-delà de la médiane, l'individu est jugé en très mauvaise santé. Puisque les données d'assurance-maladie ne sont disponibles qu'à partir de 2005, cet indicateur à 55 ans n'est disponible que pour les générations 1950 et suivantes, les générations 1949 et antérieures atteignant l'âge de 55 ans avant 2005.

¹³ Le choix d'arrêter la consommation médicale à 55 ans se justifie par la disponibilité de données relatives aux générations traitées et de contrôle à partir des données de santé disponibles dans la base Hygie de 2005 à 2010 : à cet âge en effet, nous observons les générations de contrôle 1950 et 1951, et les générations traitées 1952, 1953 et 1954.

Tableau 5 : Statistiques descriptives des indicateurs d'état de santé et de carrière

	Ensemble		Femmes		Hommes	
	1946-1951	1952-1954	1946-1951	1952-1954	1946-1951	1952-1954
Indicateur de consommation médicale						
Consommation à 55 ans ≤ Q1	25,27	25,13	19,22	18,34	31,48	32,31
Q1 < Consommation à 55 ans ≤ Médiane	25,29	24,85	25,03	24,93	25,55	24,76
Consommation à 55 > Médiane	49,44	50,02	55,75	56,72	42,97	42,93
Indicateur de trimestres maladie						
0 Trimestre entre 40-55 ans	73,66	74,99	71,20	72,86	76,07	77,22
> 0 Trimestre entre 40-55 ans	26,34	25,01	28,80	27,14	23,93	22,78
Indicateur de chômage						
0 Trimestre. entre 40-55 ans	65,28	66,79	62,93	64,94	67,60	68,72
> 0 Trimestre entre 40-55 ans	34,72	33,21	37,07	35,06	32,40	31,28

Source : Hygie 2005-2015. Pour les indicateurs de trimestres-maladie et de chômage, les générations de contrôle sont 1946-1951 et les générations traitées, 1952-1954. Pour l'indicateur de consommation médicale, on ne dispose plus que des générations 1950 et 1951 en groupe de contrôle, à cause de l'indisponibilité de l'information relative à la consommation médicale à 55 ans pour les générations 1946-1949.

Le second indicateur considéré est le nombre annuel de trimestres comptabilisés entre les âges de 40 et 55 ans, correspondant à des périodes assimilées (PA) au titre de la maladie, de la maternité et des accidents de travail et maladies professionnelles (AT-MP).¹⁴ Selon cet indicateur, un individu est jugé en bonne santé s'il a validé un nombre annuel de trimestres entre 40 et 55 ans égal à 0. S'il a validé au moins 1 trimestre au titre de la maladie, il est identifié comme ayant subi un choc négatif de santé. Ce groupe rassemble également des individus en très mauvaise santé. A noter que, contrairement à l'indicateur « consommation médicale » qui fournit une mesure instantanée de l'état de santé, celui-ci reflète des chocs de santé importants, liés aux accidents du travail et aux maladies professionnelles et qui n'ont aucune raison de se déclencher chaque année.

A côté de ces indicateurs de l'état de santé, un indicateur de chômage est également considéré. Il est construit à partir du nombre annuel de trimestres au chômage, comptabilisés entre les âges de 40 et 55 ans. Nous estimons les effets de la réforme en distinguant les individus ayant 0 trimestre validé au titre du chômage entre 40 et 55 ans et ceux ayant au moins 1 trimestre validé de chômage.¹⁵

¹⁴ Un trimestre validé au titre de la maladie est équivalent à une période qui est assimilée à un trimestre d'assurance-maladie chaque fois que l'assuré a bénéficié d'au moins 60 jours consécutifs d'indemnisation au titre de l'assurance-maladie.

¹⁵ Un trimestre est validé au titre du chômage chaque fois que l'assuré a bénéficié d'au moins 50 jours consécutifs d'indemnisation au titre de l'assurance-chômage.

Tableau 6 : Impact de la réforme selon l'état de santé, mesuré par la consommation médicale à 55 ans

	Global			Femme			Homme		
	≤ q1]q1-Me]	> Me	≤ q1]q1-Me]	> Me	≤ q1]q1-Me]	> Me
Probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie									
SAOD	0,016***	0,014**	0,018***	0,014*	0,019*	0,017**	0,017***	0,009	0,019**
SE	0,005	0,007	0,005	0,008	0,01	0,007	0,006	0,009	0,008
Moy. Pré-réforme	0,081	0,106	0,116	0,097	0,117	0,129	0,071	0,095	0,101
Observations	63 732	65 292	130 428	23 893	32 892	74 720	39 839	32 400	55 708
Nombre de jours annuel d'arrêt-maladie									
SAOD	0,836	1,549*	1,514*	0,618	1,322	1,564	0,598	1,766*	1,293
SE	0,644	0,816	0,843	1,265	1,248	1,162	0,739	1,048	1,216
Moy. Pré-réforme	6,069	6,662	9,302	7,254	7,192	9,133	5,322	6,129	9,524
Observations	63 732	65 292	130 428	23 893	32 892	74 720	39 839	32 400	55 708
Nombre annuel d'arrêts-maladie									
SAOD	0,021***	0,022**	0,021***	0,012	0,029**	0,022**	0,027***	0,015	0,021*
SE	0,006	0,01	0,008	0,012	0,014	0,011	0,008	0,013	0,011
Moy. Pré-réforme	0,099	0,143	0,172	0,122	0,151	0,195	0,085	0,135	0,142
Observations	63 732	65 292	130 428	23 893	32 892	74 720	39 839	32 400	55 708

Variables de contrôle incluses : Toutes. Champ : Générations 1950-1954 et non plus 1946-1954. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour le modèle logit et pour les modèles binomiaux négatifs. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source : Hygie 2005-2015. La moyenne pré-réforme correspond aux moyennes à 60-61 ans en 2010.

Les résultats du tableau 6 montrent que la réforme des retraites significativement augmenté la probabilité d'arrêt-maladie pour l'ensemble des individus, l'effet étant plus fort pour les individus en très mauvaise santé, ayant des consommations médicales élevées, supérieures à la médiane de la propre génération (+1.8 pp contre +1,6 pp). L'effet de la réforme sur le nombre de jours annuel est également plus important pour les individus en mauvaise ou en très mauvaise santé, entraînant une augmentation de 1,5 jour pour ces deux catégories. En revanche, la réforme n'induit pas de hausse du nombre de jours annuels pour les individus en bonne santé, ayant une consommation médicale inférieure au premier quartile de la génération. Enfin, si réforme a également un effet positif sur le nombre annuel d'épisodes d'arrêts-maladie, cet effet ne semble pas différer selon l'état de santé.

Le tableau 7 montre les résultats de l'impact de la réforme selon l'état de santé, mesuré par le nombre de trimestres validés en arrêt-maladie entre 40 et 55 ans. Comme pour le premier indicateur, l'effet de la réforme est plus fort pour les individus en mauvaise santé, et cette différence estimée est plus marquée. Il laisse entrevoir des effets différenciés selon l'état de santé à la fois sur la probabilité d'arrêt, sur le nombre de jours d'arrêt et sur le nombre d'épisodes d'arrêt.

Tableau 7 : Impact de la réforme selon l'état de santé, mesuré par le nombre de trimestres validés en arrêt-maladie entre 40 et 55 ans.

	Global		Femme		Homme	
	Trim. mal = 0	Trim. mal >0	Trim. mal = 0	Trim. mal >0	Trim. mal = 0	Trim. mal >0
Probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie						
SAOD	0,012***	0,022***	0,014***	0,025***	0,011***	0,018***
SE	(0,002)	(0,005)	(0,003)	(0,007)	(0,003)	(0,006)
Moy. Pré-réforme	0,046	0,081	0,049	0,088	0,042	0,072
Observations	361 609	141 425	174 277	77 102	187 332	64 323
Nombre de jours annuel d'arrêt-maladie						
SAOD	0,503**	1,793**	0,116	1,102	0,779***	2,354*
SE	(0,236)	(0,876)	(0,374)	(1,201)	(0,298)	(1,270)
Moy. Pré-réforme	3,005	7,421	2,839	7,412	3,161	7,430
Observations	361 609	141 425	174 277	77 102	187 332	64 323
Nombre annuel d'arrêts-maladie						
SAOD	0,015***	0,028***	0,015***	0,034***	0,014***	0,021**
SE	(0,003)	(0,007)	(0,004)	(0,009)	(0,004)	(0,009)
Moy. Pré-réforme	0,061	0,119	0,065	0,132	0,057	0,104
Observations	361 609	141 425	174 277	77 102	187 332	64 323

Variabiles de contrôle incluses : Toutes. Champ : Générations 1946-1954. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour le modèle logit et pour les modèles binomiaux négatifs. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source: Hygie 2005-2015. La moyenne pré-réforme correspond aux moyennes à 60-61 ans en 2010.

Enfin, nous cherchons à déterminer si l'effet de la réforme sur la santé diffère selon que les individus ont connu de longues périodes de chômage ou non. Nous anticipons que les individus éloignés du marché du travail sont plus susceptibles de sortir de l'emploi pour se déverser vers du chômage ou, dans notre cas, vers l'assurance-maladie, en réponse à une hausse de l'AOD. Les périodes de chômage sont par exemple susceptibles d'affecter la santé mentale des travailleurs et, plus largement, la santé. De nombreux canaux ont été identifiés dans la littérature comme étant susceptibles de donner lieu à une association entre chômage et santé.¹⁶ Parmi les effets explorés figurent les troubles anxieux et dépressifs que le chômage peut engendrer et, à terme, les troubles cardio-vasculaires ou cérébraux vasculaires susceptibles d'en découler. Également explorée est l'hypothèse que les épisodes de chômage favorisent l'adoption de comportements à risque. Enfin, le chômage se traduisant par une baisse des revenus, il peut induire une moindre accessibilité des soins ou tout simplement, un renoncement à ces derniers. Au total, la santé affectant l'emploi et l'emploi affectant la santé en retour, il est plus que vraisemblable que notre indicateur soit corrélé à l'état de santé des individus (voir par exemple Barnay, 2020). Nos résultats suggèrent que l'effet de la réforme sur l'absence-maladie est effectivement plus fort pour les individus ayant connu le chômage. Toutefois, lorsque l'on différencie l'effet selon le genre, les estimations montrent que c'est effectivement le cas pour les hommes, mais pas pour les femmes (tableau 8). Il est

¹⁶ Au-delà du modèle de Grossman (1972) qui établit un lien biunivoque entre état de santé et statut socio-économique ou encore de Smith (1999) qui étudie la causalité réciproque pouvant exister entre les deux, de nombreuses études empiriques récentes se sont attelées à explorer les canaux par lesquels transite cette association. Voir par exemple, la revue de la littérature proposée par Ronchetti et Terriau (2000).

par exemple remarquable que le nombre annuel de jours d'arrêts-maladie induit par la réforme s'élève à 2,56 jours pour les hommes ayant connu des épisodes de chômage alors que pour leurs homologues n'en ayant pas connu, ce nombre est inférieur à 1 jour. Ce résultat semble être le fait de travailleurs masculins alternant des périodes de chômage et d'arrêts-maladie à un rythme qui semble s'être accéléré après la réforme. Ce résultat est peut-être la traduction des différences comportementales entre hommes et femmes que nous avons déjà évoquées plus haut et qui ont trait à la plus grande réactivité des femmes aux troubles de santé que le chômage peut induire. Moins réactifs, les hommes laisseraient l'anxiété et la dépression évoluer vers des troubles plus graves nécessitant des arrêts-maladie plus fréquents et plus longs.

Tableau 8 : Impact de la réforme selon l'historique de chômage des individus

	Global		Femme		Homme	
	Trim. cho = 0	Trim cho > 0	Trim. cho = 0	Trim cho > 0	Trim. cho = 0	Trim cho > 0
Probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie						
SAOD	0,016***	0,017***	0,019***	0,017***	0,013***	0,016***
SE	(0,002)	(0,003)	(0,004)	(0,005)	(0,003)	(0,005)
Moy. Pré-réforme	0,051	0,060	0,057	0,064	0,046	0,055
Observations	317 899	172 521	152 963	92 500	164 936	80 021
Nombre de jours annuel d'arrêt-maladie						
SAOD	0,698**	1,604***	0,589	0,626	0,903**	2,556***
SE	(0,285)	(0,606)	(0,459)	(0,829)	(0,352)	(0,883)
Moy. Pré-réforme	3,692	4,869	3,750	4,611	3,637	5,160
Observations	317 899	172 521	152 963	92 500	164 936	80 021
Nombre annuel d'arrêt-maladie						
SAOD	0,020***	0,021***	0,025***	0,020***	0,016***	0,022***
SE	(0,003)	(0,005)	(0,005)	(0,007)	(0,004)	(0,007)
Moy. Pré-réforme	0,071	0,081	0,08	0,085	0,064	0,078
Observations	317 899	172 521	152 963	92 500	164 936	80 021

Variables de contrôle incluses : Toutes. Champ : Générations 1946-1954. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour le modèle logit et pour les modèles binomiaux négatifs. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source : Hygie 2005-2015. La moyenne pré-réforme correspond aux moyennes à 60-61 ans en 2010.

7. Tests de robustesse

L'objet de cette section est de lever tout doute quant à la robustesse de nos résultats ci-dessus et ce, en examinant le rôle de divers facteurs qui pourraient les rendre artificiels.

Le premier de ces facteurs est le caractère hybride de la cohorte 1951 qui comprend aussi bien des individus assujettis à la réforme que des individus qui n'en sont pas concernés. Ne disposant pas de l'information sur les mois de naissance, nécessaire pour distinguer les premiers des seconds, nous avons jusqu'ici pris le parti de considérer l'ensemble des natifs de 1951 comme faisant partie du groupe non-traité. Nous nous proposons maintenant de comparer nos résultats ci-dessus à ceux que nous obtiendrions si nous considérions 2 autres spécifications alternatives : l'une où les données excluent la cohorte 1951 et l'autre, où cette dernière est considérée comme faisant partie du groupe traité. Les

résultats sont présentés dans le tableau 9. Il en ressort que le modèle initial ne surestime que légèrement l'effet de la réforme sur l'absentéisme par rapport au modèle qui exclut la cohorte 1951. Le fait que nos résultats de la section 5 ne soient pas significativement impactés par l'affectation de la génération 1951 au groupe traité est un premier gage de leur robustesse.

Tableau 9 : Sensibilité des résultats au statut hybride de la cohorte 1951.

	Global			Femme			Homme		
	Modèle initial	Cohorte 1951 exclue	Cohorte 1951 traitée	Modèle initial	Cohorte 1951 exclue	Cohorte 1951 traitée	Modèle initial	Cohorte 1951 exclue	Cohorte 1951 traitée
Probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie									
SAOD	0,017***	0,016***	0,014***	0,020***	0,019***	0,017***	0,014***	0,013***	0,011***
SE	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Moy. Pré-réforme	0,054	0,054	0,054	0,059	0,059	0,059	0,049	0,049	0,049
Observations	504 603	437 716	504 603	252 466	218 948	252 466	252 137	218 768	252 137
Nombre de jours annuel d'arrêt-maladie									
SAOD	1,031***	0,970***	0,836***	0,737*	0,666	0,689	1,277***	1,228***	0,995***
SE	(0,280)	(0,307)	(0,275)	(0,430)	(0,472)	(0,422)	(0,364)	(0,396)	(0,355)
Moy. Pré-réforme	4,068	4,068	4,068	4,013	4,013	4,013	4,123	4,123	4,123
Observations	504 603	437 716	504 603	252 466	218 948	252 466	252 137	218 768	252 137
Nombre annuel d'arrêts-maladie									
SAOD	0,021***	0,020***	0,018***	0,025***	0,023***	0,022***	0,019***	0,018***	0,015***
SE	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
Moy. Pré-réforme	0,075	0,075	0,075	0,082	0,082	0,082	0,068	0,068	0,068
Observations	504 603	437 716	504 603	252 466	218 948	252 466	252 137	218 768	252 137

Variables de contrôle incluses : Toutes. Champ : Générations 1946-1954. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour le modèle logit et pour les modèles binomiaux négatifs. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source : Hygie 2005-2015. La moyenne pré-réforme correspond aux moyennes à 60-61 ans en 2010.

Nous considérons ensuite les estimations obtenues lorsque l'échantillon ne comprend plus que les cohortes 1950-1952. Nous retenons cet échantillon pour deux raisons. D'abord, retenir des cohortes proches dans le temps limite la possibilité d'une interaction entre la réforme de l'AOD et celle des durées d'assurance requise, comme expliqué dans la section 4. Ensuite, les générations 1953 et suivantes sont concernées par une modification significative de la législation concernant le dispositif de retraite anticipée pour carrière longue. Nous faisons le choix d'exclure ces cohortes pour ne conserver que celles affectées par la seule réforme de l'AOD.^{17,18} Ce sont les résultats obtenus à l'issue de cet exercice que nous présentons dans le tableau 10, lequel reprend également les estimations initiales pour faciliter les comparaisons et rendre visible l'éventuelle sensibilité de ces dernières à la composition de l'échantillon.

¹⁷ Nous identifions les éligibles à la retraite anticipée pour carrière longue en nous fondant sur la législation en vigueur entre 2004 et 2008. L'éligibilité se définit à partir de l'information sur le début de l'activité, la durée validée aux âges de 56, 58 et 59 ans et la durée cotisée à ces âges. Par exemple, une personne ayant commencé à travailler avant la fin de l'année de ses 17 ans, qui a validé 168 trimestres et cotisé 160 trimestres, peut prétendre à un départ à la retraite à 59 ans. Pour plus de précisions, voir Denayrolles et Guilain (2015).

¹⁸ Notre indicateur d'éligibilité reste toutefois imparfait puisqu'il nous est impossible de tenir compte des modifications introduites en 2009, 2010 puis 2012. Par exemple, la modification de 2010 durcit les conditions d'éligibilité, ce qui implique que nous excluons des individus identifiés comme éligibles alors qui ne devraient pas l'être. A contrario, la modification de 2012 assouplit les conditions d'accès. Elle concerne les générations 1953 et suivantes. Cela implique que nous incluons à tort des individus que l'on considère comme non-éligibles alors qu'en réalité, ils le sont.

Comme nous l'attendions, l'effet de la réforme est atténué lorsque l'on prend en compte les générations plus récentes que lorsque l'on se concentre sur les générations 1950-1952. En aucun cas, l'effet de la réforme sur l'absence-maladie n'est donc remis en cause.

Tableau 10 : Sensibilité des résultats aux effets de cohorte et à l'éligibilité à la retraite anticipée

	Global			Femme			Homme		
	Modèle initial	Cohortes 1950-1952	Avec éligibles	Modèle initial	Cohortes 1950-1952	Avec éligibles	Modèle initial	Cohortes 1950-1952	Avec éligibles
Probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie									
<i>SAOD</i>	0,017***	0,017***	0,017***	0,020***	0,019***	0,020***	0,014***	0,016***	0,014***
SE	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,003)	(0,004)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,002)
Moy. Pré-réforme	0,054	0,054	0,052	0,059	0,059	0,059	0,049	0,049	0,046
Observations	504 603	199 652	582 038	252 466	100 018	277 977	252 137	99 634	304 061
Nombre de jours annuel d'arrêt-maladie									
<i>SAOD</i>	1,031***	1,425***	1,058***	0,737*	1,297**	0,813**	1,277***	1,526***	1,254***
SE	(0,280)	(0,416)	(0,254)	(0,430)	(0,640)	(0,402)	(0,364)	(0,541)	(0,322)
Moy. Pré-réforme	4,068	4,068	3,783	4,013	4,013	3,922	4,123	4,123	3,656
Observations	504 603	199 652	582 038	252 466	100 018	277 977	252 137	99 634	304 061
Nombre annuel d'arrêts-maladie									
<i>SAOD</i>	0,021***	0,029***	0,022***	0,025***	0,027***	0,026***	0,019***	0,027***	0,019***
SE	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,006)	(0,004)	(0,003)	(0,005)	(0,003)
Moy. Pré-réforme	0,075	0,075	0,071	0,082	0,082	0,08	0,068	0,068	0,063
Observations	504 603	199 652	582 038	252 466	100 018	277 977	252 137	99 634	304 061

Variables de contrôle incluses : Toutes. Champ : Générations 1946-1954 pour le modèle initial. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour le modèle logit et pour les modèles binomiaux négatifs. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source : Hygie 2005-2015. La moyenne pré-réforme correspond aux moyennes à 60-61 ans en 2010.

Dans le même tableau 10, figurent également les résultats issus de la ré-estimation de notre principale spécification sur la base d'un échantillon incluant cette fois-ci, les personnes éligibles au dispositif de départ à la retraite anticipée pour carrière longue. Ce dernier exercice délivre un message intéressant, montrant que l'introduction dans l'échantillon, des personnes éligibles au dispositif de départ à la retraite anticipée pour carrière longue, ne modifie en aucune manière les résultats initiaux, preuve de ce que le biais éventuel que nous soupçonnions est pour ainsi dire, nul.

Enfin, dans le but de tester la robustesse de nos résultats et leur réelle association à la réforme de l'AOD, nous réalisons un test placebo (annoncé dans la section 4) dans lequel nous considérons, de manière fictive, une réforme similaire à la réforme réelle de 2010, qui serait intervenue plutôt, en 2007 et non en 2010. Nous optons donc pour une fenêtre-estimation antérieure à la réforme de 2010 ; en l'occurrence, de 2005 à 2010. Les cohortes supposées traitées sont celles ayant 59 ans et moins en 2007, soit les générations 1948-1951, tandis que les cohortes de contrôle sont les générations ayant déjà 60 ans en 2007, soit les générations 1946-1947. La variable d'intérêt est définie comme précédemment : elle vaut 1 aux âges inférieurs à 61 ans pour les générations traitées, et 0 pour les âges supérieurs, tandis que pour les générations de contrôle, elle vaut 1 aux âges inférieurs à 60 ans. Le coefficient associé à la variable

SAODplacebo, censé mesurer l'effet de la réforme fictive de 2007 sur les absences-maladie devrait, à l'évidence, être nul puisqu'aucun report de l'AOD n'a eu lieu en 2007. Comme le montrent les résultats rapportés dans le tableau 11 ci-dessous, ledit effet est systématiquement non significatif, suggérant que notre variable *SAODplacebo* capte bien l'effet d'une hausse de l'âge d'ouverture des droits et non des changements dans les comportements d'une cohorte à l'autre qui interviendraient pour des raisons autres que la hausse de l'AOD.

Tableau 11 : Test Placebo : La réforme intervient en 2007

	Global			Femme			Homme		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Probabilité d'avoir au moins un arrêt maladie									
<i>SAODplacebo</i>	0,006	0,005	0,004	0,008	0,006	0,006	0,004	0,003	0,003
SE	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,006)	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,005)
Observations	307 265	307 265	294 441	154 004	154 004	146 749	153 261	153 261	147 692
Nombre de jours annuel d'arrêt maladie									
<i>SAODplacebo</i>	0,284	0,172	0,078	-0,375	-0,492	-0,240	0,886	0,788	0,383
SE	(0,627)	(0,580)	(0,522)	(0,980)	(0,909)	(0,806)	(0,799)	(0,732)	(0,666)
Observations	307 265	307 265	294 441	154 004	154 004	146 749	153 261	153 261	147 692
Nombre annuel d'arrêt maladie									
<i>SAODplacebo</i>	0,006	0,006	0,005	0,01	0,01	0,009	0,003	0,003	0,002
SE	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,009)	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,007)	(0,007)
Observations	307 265	307 265	294 441	154 004	154 004	146 749	153 261	153 261	147 692
Contrôles macro-économiques	oui								
Caractéristiques individuelles	oui								
Catégories socio-professionnelles		oui	oui		oui	oui		oui	oui
Indicateur d'ALD		oui	oui		oui	oui		oui	oui
Indicateur de carrière			oui			oui			oui

Champ : Générations 1946-1951. Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Coefficients : Effets marginaux calculés pour les modèles logit et binomiaux négatifs. Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Source : Hygie 2005-2010.

8. Conclusion

Dans cet article, nous nous sommes intéressés à un effet indirect de la réforme des retraites de 2010, l'effet sur l'absence-maladie chez les seniors. L'enjeu est double. Il est d'abord d'interroger l'effet de la réforme sur le déficit de l'assurance-maladie, l'idée étant qu'à vouloir réduire le déficit de l'assurance-retraite, on est peut-être amenés à creuser celui de l'assurance-maladie. Il est aussi de contribuer à la littérature sur l'absentéisme en proposant une explication institutionnelle de celui-ci. Elle suggérerait alors qu'une partie des différences entre les taux d'absence observés dans différents pays (voir par exemple, Barmby *et al.*, 2002) serait liée à la structure par âge de la population active et à l'influence qu'auraient les systèmes de retraite nationaux sur les arbitrages travail-loisir de cette dernière.

Avec robustesse, nos résultats plaident en faveur de l'existence d'une influence positive et significative de l'allongement de l'âge de départ à la retraite sur l'absence-maladie et ce, que celle-ci soit appréhendée via la simple probabilité de recourir à au moins une absence-maladie dans l'année, selon la durée de cette dernière, via la durée annuelle cumulée des arrêts-maladie ou, enfin, via le nombre annuel d'arrêts-maladie. Ces résultats sont par ailleurs aussi robustes dans l'échantillon global que dans les échantillons

séparés des femmes et des hommes, même si au moins trois remarques s'imposent. La première est que les effets que nous mettons en évidence sont assez substantiels, la probabilité d'être en arrêt-maladie augmentant de 1,7 points de pourcentage et le nombre de jours d'arrêt dans l'année s'incrémentant d'une unité par salarié et par an. La seconde est que de tels effets concernent l'ensemble de la population, même s'ils se différencient selon le genre : plus prononcés pour les femmes s'agissant de la probabilité d'arrêt et du nombre d'arrêts, ils le sont moins s'agissant de la durée de ces arrêts. Ils se différencient également selon l'état de santé ou encore, le niveau de précarité sur le marché du travail. La troisième, enfin, est que la réforme semble avoir résulté en un accroissement du recours aux absences-maladie quelle que soit la durée de ces dernières, à l'exception des absences dont la longueur est comprise entre 1 et 2 mois.

En termes de politique économique, les implications de ces résultats sont nombreuses. Ils suggèrent en particulier que les réformes similaires à celle de 2010 doivent être accompagnées de mesures permettant de tenir compte de l'hétérogénéité des situations parmi la population active. Cela pourrait consister par exemple en la possibilité laissée aux salariés fragilisés par leur état de santé ou par leur parcours professionnel d'accéder à la retraite, qu'ils aient commencé tôt leur carrière ou qu'ils aient eu des métiers pénibles. Des mesures préventives devraient également être envisagées en accompagnement. Parmi elles, l'amélioration des conditions de travail qui aurait pour effet la préservation de la santé des salariés. Réserver les postes les moins pénibles aux seniors est aussi une mesure d'accompagnement envisageable et qui pourrait par ailleurs s'accompagner d'un assouplissement du temps de travail des seniors, assouplissement qui pourrait prendre la forme de durées hebdomadaires de travail diminuées grâce au temps partiel ou encore à la possibilité de départ progressif à la retraite.

Par ailleurs, il n'est peut-être pas inutile de rappeler que la réforme de 2010 a augmenté de 2 ans l'âge d'ouverture des droits, ce qui est considérable, d'autant que la période de transition était réduite, ne s'étendant qu'entre les générations 1950 et 1955. En outre, les discussions à l'Assemblée Nationale n'ayant débuté que quelques mois avant le vote de la loi, les salariés n'ont eu que très peu de temps pour anticiper les conséquences, pour eux, de ladite réforme. Enfin, comme le montrent les études de Dubois et Koubi (2017) ou de Rabaté et Rochut (2019), elle a induit une forte hausse de l'âge effectif de départ à la retraite. Se pose alors la question de savoir si le timing de la réforme n'a pas aussi joué un rôle décisif. Le même effet sur le taux d'activité des seniors n'aurait-il pas pu être observé en même temps qu'un moindre effet sur les absences-maladies si la réforme avait pris une forme plus graduelle ou si les travailleurs avaient eu le temps d'en intégrer les effets dans leurs anticipations.

La question est d'autant plus importante qu'il en va de l'ampleur des déficits publics. Certes, l'allongement de la vie active prolonge la durée des cotisations à l'assurance-retraite. Hélas, il semble en même temps augmenter les dépenses liées à l'absence-maladie. L'indemnisation des arrêts-maladie constitue en effet une assurance visant à remplacer au moins partiellement la rémunération du salarié

lorsque celui-ci est dans l'impossibilité de travailler pour des raisons de santé. Comme pour toute politique publique, l'efficacité du système d'indemnités journalières se mesure alors à sa capacité à concilier son objectif d'une couverture universelle des absences-maladie et son coût. En France, l'indemnisation des arrêts-maladie, dans le régime général, comporte un socle commun et universel financé par la Sécurité sociale. A ce socle s'ajoute une part prise en charge par l'employeur, ce qui, à l'évidence, se traduit par un coût du travail lui-même croissant avec les absences-maladie.¹⁹

La question est celle de savoir si une telle situation est soutenable, si le gain en termes de cotisations au système de retraite pourra compenser les coûts occasionnés par l'absence-maladie. Dans la continuité de notre étude doit s'inscrire une analyse comparative des coûts et bénéfices de toute réforme retardant l'âge de départ à la retraite : dans quelle mesure les coûts induits en termes d'absence-maladie sont-ils comparables à ceux, en termes d'assurance-retraite, qu'occasionnerait l'absence de réforme ? A cet égard, notre étude est une première contribution à cet effort. Le produit du surcroît de jours d'absence engendrés par la réforme, que nous avons estimé, du nombre d'employés âgés de 60 à 62 ans et de l'indemnité journalière moyenne est une première approximation du coût supporté par l'assurance-maladie pour la seule période intercalaire entre l'ancien et le nouvel AOD. Bien sûr, une telle estimation n'est pas vouée à perdurer car, avec le temps, les travailleurs intégreront la nouvelle période d'activité dans leurs anticipations. Pour autant, ils continueront à ajuster leurs arbitrages à cette dernière.

En réalité, bien que très souhaitable, une telle analyse resterait partielle car, comme nous l'avons souligné à plusieurs reprises, retarder l'âge de départ à la retraite n'influence pas seulement les taux d'activité et les absences-maladie des seniors : il induit également un effet de déversement vers des dispositifs alternatifs tels que le chômage ou l'invalidité. C'est donc la prise en compte de l'ensemble de ces effets et des coûts qu'ils engendrent qui nous permettra d'éclairer le décideur public quant à l'ensemble des retombées d'une réforme du système des retraites.

¹⁹ Il s'agit des indemnités complémentaires des arrêts-maladie, fixées par les conventions collectives et versées par les employeurs et qui, bien que non officiellement chiffrées, représentent des sommes importantes. Ces indemnités varient selon les employeurs et notamment, selon la convention collective dont ils dépendent (Ben Halima et Koubi, 2019).

Références bibliographiques

- Allen, S. G. (1981). An empirical model of work attendance. *The Review of Economics and Statistics*, 71:77–87.
- Anxo, D., Ericson, T., & Miao, C. (2019). Impact of late and prolonged working life on subjective health: the Swedish experience. *The European Journal of Health Economics*, 20(3), pp.389-405.
- Apouey, B. H., Guven, C., & Senik, C. (2019). Retirement and unexpected health shocks. *Economics & Human Biology*, 33, 116-123.
- Ardito, C. (2021). The unequal impact of raising the retirement age: Employment response and program substitution. *IZA Journal of Labor Economics*, 10(1).
- Atalay, K., & Barrett, G. F. (2014). The causal effect of retirement on health: New evidence from Australian pension reform. *Economics Letters*, 125(3), 392-395.
- Atav, T., Jongen, E., & Rabat, S. (2021). Increasing the Effective Retirement Age: Key Factors and Interaction Effects.
- Barmby, T. A., Ercolani, M. G., & Treble, J. G. (2002). Sickness absence: an international comparison. *The Economic Journal*, 112(480), F315-F331.
- Barmby, T., Ercolani, M., & Treble, J. (2004). Sickness absence in the UK 1984-2002. *Swedish Economic Policy Review*, 11, 65-88.
- Barnay, T. (2020). Interactions of Work and Health: An Economic Perspective. *Handbook of Socioeconomic Determinants of Occupational Health: From Macro-level to Micro-level Evidence*, 37-52.
- 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.
- Ben Halima, M.A., Koubi, M. (2019). Quel est l'impact de l'élargissement de l'indemnité complémentaire des arrêts-maladie dans le secteur privé ? *Connaissance de l'emploi* (Cnam-CEET), n° 153, décembre.
- Ben Halima, M.A., Koubi, M., Regaert, C. (2018). The Effects of the Complementary compensation on Sickness absence: An Approach Based on Collective Bargaining Agreements in France. *LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, 32 (3): 353-394.
- 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.
- Blake, H., & Garrouste, C. (2019). Collateral effects of a pension reform in France. *Annals of Economics and Statistics*, (133), 57-86.
- Bíró, A., & Elek, P. (2018). How does retirement affect healthcare expenditures? Evidence from a change in the retirement age. *Health Economics*, 27(5), 803-818.
- Bozio, A., Garrouste, C., & Perdrix, E. (2021). Impact of later retirement on mortality: Evidence from France. *Health economics*, 30(5), 1178-1199.
- Burtless, G. (2013). The impact of population aging and delayed retirement on workforce productivity. Center for Retirement Research at Boston College, available at SSRN 2275023.
- Carrino, L., Glaser, K., & Avendano, M. (2020). Later retirement, job strain, and health: Evidence from the new State Pension age in the United Kingdom. *Health economics*, 29(8), 891-912.
- Coe, N., & Lindeboom, M. (2008). Does retirement kill you? Evidence from early retirement windows.
- Coles M G and Treble J (1996). Calculating the Cost of Absenteeism. *Labour Economics*, Vol 3 pp 169-88.
- Coles, M., Lanfranchi, J., Skalli, A., & Treble, J. (2007). Pay, technology, and the cost of worker absence. *Economic Inquiry*, 45(2), 268-285.

- Cours des comptes (2019). Rapport de la Cour des comptes, 2019 : Les indemnités journalières : Des dépenses croissantes pour le risque maladie, une nécessaire maîtrise des arrêts de travail.
- Courtenay, W. H. (2000). Constructions of masculinity and their influence on men's well-being: a theory of gender and health. *Social Science & Medicine*. Vol 50, Issue 10, , pp 1385-1401.
- Cribb, J., Disney, R. & Sibieta, L. (2014). The public sector workforce: past, present and future. Institute of Fiscal Studies. London. pp 45.
- Cribb, J., Emmerson, C., & Tetlow, G. (2016). Signals matter? Large retirement responses to limited financial incentives. *Labour Economics*, 42, 203-212.
- Della Giusta, M., & Longhi, S. (2021). Stung by pension reforms: The unequal impact of changes in state pension age on UK women and their partners. *Labour Economics*, 72, 102049.
- Denayrolles, É. & Guilain, M. Retraite anticipée pour carrière longue : 10 années d'évolutions réglementaires. *Retraite et société* 2015/1 (N° 70), pp 151-166.
- Dubois, Y., & Koubi, M. (2017). La réforme des retraites de 2010: quel impact sur l'activité des séniors? *Economie prevision*, (2), 61-90.
- Duggan, M., Singleton, P., & Song, J. (2007). Aching to retire? The rise in the full retirement age and its impact on the social security disability rolls. *Journal of public economics*, 91(7-8), 1327-1350
- Dunn and Youngblood (1986). Absenteeism as a Mechanism for Approaching an Optimal Labor Market Equilibrium. *Review of Economics and Statistics*, 68, pp 668-674
- Fitzpatrick, M. D., & Moore, T. J. (2018). The mortality effects of retirement: Evidence from Social Security eligibility at age 62. *Journal of Public Economics*, 157, 121-137.
- Garrouste, C., & Perdrix, E. (2020). Impact of retirement on health: A meta-analysis. *Medecine sciences: M/S*, 36(12), 1181-1187.
- Geyer, J., & Welteke, C. (2021). Closing Routes to Retirement for Women How Do They Respond?. *Journal of Human Resources*, 56(1), 311-341.
- Gilleskie, D. B., (1998). A Dynamic Stochastic Model of Medical Care Use and Work Absence. *Econometrica*. Vol. 66, No. 1 (Jan., 1998), pp. 1-45.
- Grip, A. D., 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.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, 80(2), 223-255.
- Hagen, J. (2018). The effects of increasing the normal retirement age on health care utilization and mortality. *Journal of Population Economics*, 31(1), 193-234.
- Hernaes, E., Markussen, S., Piggott, J., & Vestad, O. L. (2013). Does retirement age impact mortality? *Journal of health economics*, 32(3), 586-598.
- Kuhn, A., Staubli, S., Wuellrich, J. P., & Zweimüller, J. (2020). Fatal attraction? Extended unemployment benefits, labor force exits, and mortality. *Journal of Public Economics*, 191, 104087.
- Manoli, D. & Weber, A. (2016). Nonparametric Evidence on the Effects of Financial Incentives on Retirement Decisions. *American Economic Journal: Economic Policy*. vol. 8, no. 4, , pp. 160-82.
- Mastrobuoni, G. (2009). Labor supply effects of the recent social security benefit cuts: Empirical estimates using cohort discontinuities. *Journal of Public Economics*. Vol 93, Issues 11–12, pp. 1224-1233.
- Perdrix, E. (2020). Does later retirement change your healthcare consumption? Evidence from France. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-02904339/>.

- Péron, M., Perona, M., & Senik, C. (2019). Le Passage à la retraite. Notes de l'Observatoire du Bien-être du CEPREMAP.
- Polton, D. (2016). Égalité femmes - hommes en matière de santé et de recours aux soins. *Regards* 2016/2 (N° 50), pages 35-45.
- Rabaté S. et J. Rochut (2019), Employment and substitution effects of raising the statutory retirement age in France, *Journal of Pension Economics and Finance*, Volume 19, Issue 3, pp. 293 – 308...
- Ronchetti, J. & Terriau, A. (2020). L'impact du chômage sur l'état de santé. *Revue économique*, 2020/5 (Vol. 71), pp. 815-839.
- Shai, O. (2018). Is retirement good for men's health? Evidence using a change in the retirement age in Israel. *Journal of health economics*, 57, 15-30.
- Smith, J. P. (1999). Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status. *Journal of Economic perspectives*, vol. 13, no. 2, pp. 145-166
- Soosaar, O., Puur, A., & Leppik, L. (2021). Does raising the pension age prolong working life? Evidence from pension age reform in Estonia. *Journal of Pension Economics & Finance*, 20(2), 317-335.
- Staubli, S. & Lalive, R. (2016). How to Delay Labor Market Exit and Pension Claiming? Conference paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/145550>
- Staubli, S., & Zweimüller, J. (2013). Does raising the early retirement age increase employment of older workers?. *Journal of public economics*, 108, 17-32.
- Tessier, Ph. & Wolff, F-C. (2005). Offre de travail et santé en France. *Economie et Prévision*, 2005/2 (n° 168), pp.17 à 41.
- Zulkarnain, A., & Rutledge, M. S. (2018). How does delayed retirement affect mortality and health? Center for Retirement Research at Boston College, CRR WP, 11.

Annexes

Tableau A1 : Nombre d'observations par génération et âge dans l'échantillon utilisé

age	gen 1946	gen 1947	gen 1948	gen 1949	gen 1950	gen 1951	gen 1952	gen 1953	gen 1954
Global									
56	-	-	-	7442	7441	7478	7396	11775	12398
57	-	-	7283	7442	7441	7478	11325	11775	12398
58	-	6695	7283	7442	7441	11297	11325	11775	12398
59	6264	6694	7283	7442	11239	11296	11325	11775	12398
60	6262	6695	7283	10685	11239	11296	11325	11775	12398
61	6263	6695	9257	10685	11240	11296	11325	11775	12398
62	6262	8308	9256	10685	11240	11297	11325	11775	-
Femmes									
56	-	-	-	3723	3784	3839	3846	6025	6398
57	-	-	3571	3723	3784	3839	5755	6025	6398
58	-	3328	3571	3723	3784	5726	5755	6025	6398
59	3064	3328	3571	3723	5622	5726	5755	6025	6398
60	3062	3328	3571	5319	5622	5726	5755	6025	6398
61	3064	3328	4518	5319	5622	5726	5755	6025	6398
62	3064	4061	4517	5319	5622	5726	5755	6025	-
Hommes									
56	-	-	-	3719	3657	3639	3550	5750	6000
57	-	-	3712	3719	3657	3639	5570	5750	6000
58	-	3367	3712	3719	3657	5571	5570	5750	6000
59	3200	3366	3712	3719	5617	5570	5570	5750	6000
60	3200	3367	3712	5366	5617	5570	5570	5750	6000
61	3199	3367	4740	5366	5618	5570	5570	5750	6000
62	3198	4247	4740	5366	5618	5571	5570	5750	-

2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015

Champs : Echantillon Hygie 2005-2015. Filtre : Années de naissance 1946-1954, Exclusion des éligibles au dispositif de départ anticipé à la retraite. Les générations 1952-1954 sont celles impactées par la réforme des retraites de 2010.

Tableau A2 : Evolution du nombre de trimestres de cotisation requis et proportions d'une génération ayant atteint la durée d'assurance requise pour une retraite à taux plein

Génération	Durée de cotisation	Durée cible atteinte à 60 ans	Durée cible non atteinte à 60 ans
1946	160	37,46%	62,54%
1947	160	38,92%	61,08%
1948	160	39,72%	60,28%
1949	161	31,67%	68,33%
1950	162	30,11%	69,89%
1951	163	28,52%	71,48%
1952	164	27,11%	72,89%
1953	165	25,29%	74,71%
1954	165	25,46%	74,54%

Tableau A3 : Statistiques descriptives : Echantillon global, hommes et femmes

Variable	Global	Femme	Homme
Avoir au moins un arrêt de travail pour maladie	9,9	10,9	8,8
Durée cumulée d'arrêt de travail pour maladie (jours)	7,30	8,06	6,53
Nombre d'arrêt de travail pour maladie	0,13	0,15	0,12
Femme	50,5		
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	25	28	22
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	25	26,3	23,6
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	25	25,2	24,8
Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail	25	20,5	29,6
Age 56 ans	10	10,1	9,8
Age 57 ans	12,1	12,1	12
Age 58 ans	14	14	14
Age 59 ans	15,9	15,8	15,9
Age 60 ans	16,5	16,4	16,5
Age 61 ans	16,8	16,8	16,9
Age 62 ans	14,8	14,7	15
Génération 1946	4,6	4,5	4,8
Génération 1947	6,5	6,4	6,6
Génération 1948	8,8	8,5	9,1
Génération 1949	11,4	11,3	11,6
Génération 1950	12,4	12,4	12,5
Génération 1951	13,2	13,3	13,1
Génération 1952	13,9	14,1	13,8
Génération 1953	15,3	15,5	15
Génération 1954	13,8	14,1	13,5
Cadre	18,1	11,8	24,5
Professions intermédiaires	7,9	8	7,7
Employés	17,9	28	7,6
Ouvriers	13,6	7,9	19,4
Inconnu	42,6	44,2	40,9
Avoir au moins une ALD	35,4	30,7	40,2
Taux de chômage sur la carrière	11,10	11,86	10,34

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A4 : Statistiques descriptives : Echantillon global femmes hommes, générations de contrôle contre générations traitées

Variable	Global		Femmes		Hommes	
	Contrôles 1946-1951	Traitées 1952-1954	Contrôles 1946-1951	Traitées 1952-1954	Contrôles 1946-1951	Traitées 1952-1954
Avoir au moins un arrêt de travail pour maladie	9,5	10,4	10,6	11,3	8,4	9,4
Durée cumulée d'arrêt de travail pour maladie (jours)	6,97	7,74	7,65	8,59	6,29	6,84
Nombre annuel d'arrêt de travail pour maladie	0,13	0,14	0,14	0,16	0,11	0,13
Femme	49,9	51,2				
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	32,2	15,5	34,8	19,2	29,6	11,6
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	28	21	30,2	21,3	25,8	20,7
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	21,7	29,4	21,4	30	22	28,8
Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail	18,1	34,1	13,6	29,5	22,7	39
Age 56 ans	7,3	13,6	7,4	13,7	7,1	13,5
Age 57 ans	9,6	15,3	9,7	15,3	9,5	15,3
Age 58 ans	13	15,3	13,1	15,3	13	15,3
Age 59 ans	16,3	15,3	16,3	15,3	16,3	15,3
Age 60 ans	17,3	15,3	17,3	15,3	17,4	15,3
Age 61 ans	18	15,3	17,9	15,3	18	15,3
Age 62 ans	18,5	10	18,4	9,9	18,6	10
Génération 1946	8,1	0	8	0	8,3	0
Génération 1947	11,4	0	11,3	0	11,5	0
Génération 1948	15,5	0	15,1	0	15,8	0
Génération 1949	20,1	0	20	0	20,1	0
Génération 1950	21,8	0	22	0	21,7	0
Génération 1951	23,2	0	23,6	0	22,8	0
Génération 1952	0	32,5	0	32,3	0	32,7
Génération 1953	0	35,5	0	35,5	0	35,6
Génération 1954	0	32	0	32,3	0	31,8
Cadre	19,6	16	12,5	10,9	26,7	21,5
Professions intermédiaires	0,67	9,4	6,9	9,5	6,5	9,2
Employés	15,2	21,5	24	33,2	6,4	9,1
Ouvriers	12,2	15,4	7,6	8,2	16,8	23
Inconnu	46,3	37,7	48,9	38,1	43,6	37,2
Avoir au moins une ALD	38,2	31,7	32,7	28,1	43,6	35,5
Taux de chômage sur la carrière	11,64	10,35	12,41	11,11	10,88	9,56

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A5 : Effet de la réforme sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie – Global

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	se	Coef	Se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.024***	(0.002)	0.016***	(0.002)	0.017***	(0.002)
Femme	0.020***	(0.001)	0.019***	(0.001)	0.026***	(0.001)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.015***	(0.001)	-0.007***	(0.001)	-0.010***	(0.001)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.009***	(0.001)	-0.004***	(0.001)	-0.006***	(0.001)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Age 56 ans	0.188***	(0.007)	0.194***	(0.007)	0.191***	(0.007)
Age 57 ans	0.159***	(0.006)	0.166***	(0.006)	0.165***	(0.006)
Age 58 ans	0.131***	(0.005)	0.138***	(0.005)	0.138***	(0.005)
Age 59 ans	0.110***	(0.005)	0.115***	(0.005)	0.118***	(0.005)
Age 60 ans	0.099***	(0.003)	0.097***	(0.003)	0.100***	(0.003)
Age 61 ans	0.040***	(0.003)	0.037***	(0.002)	0.038***	(0.002)
Génération 1946	0.025***	(0.003)	0.054***	(0.004)	0.042***	(0.003)
Génération 1947	0.024***	(0.003)	0.051***	(0.003)	0.041***	(0.003)
Génération 1948	0.024***	(0.002)	0.044***	(0.002)	0.034***	(0.002)
Génération 1949	0.015***	(0.002)	0.026***	(0.002)	0.019***	(0.002)
Génération 1950	0.012***	(0.002)	0.018***	(0.002)	0.012***	(0.002)
Génération 1951	0.007***	(0.002)	0.012***	(0.002)	0.007***	(0.002)
Génération 1952	0.003**	(0.002)	0.006***	(0.001)	0.004***	(0.001)
Génération 1953	0.005***	(0.001)	0.006***	(0.001)	0.006***	(0.001)
Taux de croissance	0.003***	(0.000)	0.002***	(0.000)	0.002***	(0.000)
Taux de chômage	-0.000	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)
Cadre			-0.040***	(0.001)	-0.041***	(0.001)
Profession intermédiaire			-0.002**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Employé			-0.015***	(0.001)	-0.013***	(0.001)
Inconnu			-0.102***	(0.001)	-0.100***	(0.001)
Au moins une ALD					0.049***	(0.001)
Taux de chômage sur la carrière					-0.001***	(0.000)
Observations	540 484		540 484		504 603	

Coef. : Effets marginaux (logit). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Homme, Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A6 : Effet de la réforme sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie – Femmes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	Se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.025***	(0.003)	0.018***	(0.003)	0.020***	(0.003)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.011***	(0.002)	-0.003**	(0.001)	-0.005***	(0.002)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.005***	(0.002)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.002)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	0.001	(0.002)	0.003*	(0.001)	0.002	(0.002)
Age 56 ans	0.199***	(0.010)	0.208***	(0.010)	0.204***	(0.010)
Age 57 ans	0.173***	(0.009)	0.183***	(0.009)	0.182***	(0.009)
Age 58 ans	0.146***	(0.008)	0.154***	(0.008)	0.155***	(0.008)
Age 59 ans	0.123***	(0.007)	0.130***	(0.007)	0.133***	(0.007)
Age 60 ans	0.110***	(0.005)	0.109***	(0.005)	0.114***	(0.005)
Age 61 ans	0.045***	(0.004)	0.043***	(0.003)	0.045***	(0.004)
Génération 1946	0.030***	(0.005)	0.073***	(0.006)	0.058***	(0.006)
Génération 1947	0.021***	(0.004)	0.058***	(0.005)	0.048***	(0.005)
Génération 1948	0.030***	(0.003)	0.055***	(0.004)	0.045***	(0.004)
Génération 1949	0.014***	(0.003)	0.027***	(0.003)	0.019***	(0.003)
Génération 1950	0.011***	(0.003)	0.020***	(0.003)	0.013***	(0.003)
Génération 1951	0.006**	(0.002)	0.012***	(0.002)	0.006***	(0.002)
Génération 1952	0.001	(0.002)	0.005***	(0.002)	0.003	(0.002)
Génération 1953	0.003	(0.002)	0.005***	(0.002)	0.004**	(0.002)
Taux de croissance	0.003***	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)
Taux de chômage	0.000	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)
Cadre			-0.033***	(0.001)	-0.033***	(0.002)
Profession intermédiaire			0.009***	(0.002)	0.010***	(0.002)
Employé			-0.006***	(0.002)	-0.002	(0.002)
Inconnu			-0.107***	(0.002)	-0.105***	(0.002)
Au moins une ALD					0.052***	(0.001)
Taux de chômage sur la carrière					-0.001***	(0.000)
Observations	272 880		272 880		252 466	

Coef. : Effets marginaux (logit). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A7 : Effet de la réforme sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie - Hommes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	Se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.022***	(0.003)	0.014***	(0.002)	0.014***	(0.003)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.019***	(0.001)	-0.010***	(0.001)	-0.013***	(0.001)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.012***	(0.001)	-0.006***	(0.001)	-0.010***	(0.001)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.002*	(0.001)	0.000	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Age 56 ans	0.178***	(0.010)	0.179***	(0.010)	0.177***	(0.010)
Age 57 ans	0.145***	(0.008)	0.150***	(0.008)	0.149***	(0.008)
Age 58 ans	0.117***	(0.007)	0.121***	(0.007)	0.122***	(0.007)
Age 59 ans	0.097***	(0.007)	0.101***	(0.006)	0.103***	(0.007)
Age 60 ans	0.088***	(0.005)	0.085***	(0.004)	0.087***	(0.004)
Age 61 ans	0.035***	(0.003)	0.032***	(0.003)	0.032***	(0.003)
Génération 1946	0.019***	(0.004)	0.038***	(0.005)	0.027***	(0.004)
Génération 1947	0.026***	(0.004)	0.045***	(0.004)	0.035***	(0.004)
Génération 1948	0.019***	(0.003)	0.034***	(0.003)	0.025***	(0.003)
Génération 1949	0.016***	(0.003)	0.026***	(0.003)	0.019***	(0.003)
Génération 1950	0.013***	(0.003)	0.018***	(0.002)	0.012***	(0.002)
Génération 1951	0.009***	(0.002)	0.012***	(0.002)	0.008***	(0.002)
Génération 1952	0.005***	(0.002)	0.007***	(0.002)	0.006***	(0.002)
Génération 1953	0.008***	(0.002)	0.008***	(0.002)	0.007***	(0.002)
Taux de croissance	0.002***	(0.000)	0.002***	(0.000)	0.002***	(0.000)
Taux de chômage	-0.000	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)
Cadre			-0.041***	(0.001)	-0.041***	(0.001)
Profession intermédiaire			-0.007***	(0.001)	-0.007***	(0.001)
Employé			-0.021***	(0.001)	-0.019***	(0.001)
Inconnu			-0.092***	(0.001)	-0.090***	(0.001)
Au moins une ALD					0.046***	(0.001)
Taux de chômage sur la carrière					-0.001***	(0.000)
Observations	267 604		267 604		252 137	

Coef. : Effets marginaux (logit). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A8 : Effet de la réforme sur la durée annuelle cumulée d'arrêts-maladie – Global

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	Se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	1.229***	(0.353)	1.058***	(0.296)	1.031***	(0.280)
Femme	1.339***	(0.134)	1.118***	(0.119)	1.916***	(0.115)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.917***	(0.179)	-0.499***	(0.155)	-0.492***	(0.147)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.817***	(0.177)	-0.484***	(0.153)	-0.550***	(0.143)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.666***	(0.177)	-0.532***	(0.149)	-0.579***	(0.140)
Age 56 ans	15.927***	(1.569)	24.587***	(2.087)	19.039***	(1.654)
Age 57 ans	13.757***	(1.340)	19.144***	(1.614)	15.536***	(1.337)
Age 58 ans	11.775***	(1.144)	14.905***	(1.260)	12.494***	(1.082)
Age 59 ans	10.184***	(0.990)	11.829***	(1.012)	10.084***	(0.889)
Age 60 ans	8.113***	(0.558)	8.938***	(0.544)	7.910***	(0.488)
Age 61 ans	2.766***	(0.311)	3.027***	(0.280)	2.538***	(0.256)
Génération 1946	1.147**	(0.531)	10.548***	(1.092)	6.414***	(0.774)
Génération 1947	0.887**	(0.445)	8.054***	(0.788)	5.676***	(0.622)
Génération 1948	0.930**	(0.402)	5.930***	(0.595)	3.965***	(0.475)
Génération 1949	0.106	(0.329)	3.475***	(0.418)	2.229***	(0.346)
Génération 1950	-0.202	(0.302)	1.889***	(0.331)	1.132***	(0.287)
Génération 1951	-0.656**	(0.272)	0.876***	(0.278)	0.156	(0.239)
Génération 1952	0.019	(0.267)	1.228***	(0.262)	1.008***	(0.245)
Génération 1953	0.472*	(0.261)	1.139***	(0.240)	0.766***	(0.220)
Taux de croissance	0.222***	(0.041)	0.275***	(0.035)	0.259***	(0.032)
Taux de chômage	0.110	(0.123)	0.416***	(0.103)	0.408***	(0.096)
Cadre			-3.305***	(0.133)	-3.036***	(0.126)
Profession intermédiaire			-0.682***	(0.221)	-0.509**	(0.210)
Employé			-0.884***	(0.186)	-0.732***	(0.176)
Inconnu			-7.997***	(0.205)	-6.797***	(0.179)
Au moins une ALD					7.082***	(0.181)
Taux de chômage sur la carrière					-0.012***	(0.003)
Observations	540 484		540 484		504 603	

Coef. : Effets marginaux (Binomial négatif). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Homme, Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A9 : Effet de la réforme sur la durée annuelle cumulée d'arrêts-maladie – Femmes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	Se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.923*	(0.522)	0.687	(0.440)	0.737*	(0.430)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.023	(0.286)	0.246	(0.248)	0.379	(0.245)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.179	(0.285)	0.224	(0.248)	0.091	(0.239)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.410	(0.279)	-0.338	(0.235)	-0.264	(0.231)
Age 56 ans	20.682***	(2.602)	32.391***	(3.576)	24.980***	(2.827)
Age 57 ans	18.274***	(2.253)	26.232***	(2.848)	21.204***	(2.354)
Age 58 ans	15.804***	(1.920)	20.477***	(2.198)	16.962***	(1.878)
Age 59 ans	13.229***	(1.620)	15.585***	(1.699)	13.488***	(1.517)
Age 60 ans	9.998***	(0.882)	11.196***	(0.878)	10.265***	(0.814)
Age 61 ans	3.209***	(0.467)	3.628***	(0.427)	3.378***	(0.412)
Génération 1946	1.631**	(0.808)	12.939***	(1.721)	7.981***	(1.226)
Génération 1947	0.081	(0.591)	7.978***	(1.103)	5.128***	(0.851)
Génération 1948	0.957	(0.597)	6.591***	(0.897)	4.551***	(0.735)
Génération 1949	-0.699	(0.443)	2.503***	(0.543)	1.501***	(0.472)
Génération 1950	-0.586	(0.429)	1.611***	(0.467)	0.942**	(0.420)
Génération 1951	-1.319***	(0.375)	0.357	(0.383)	-0.275	(0.344)
Génération 1952	-0.238	(0.381)	1.057***	(0.372)	0.738**	(0.353)
Génération 1953	0.104	(0.365)	0.680**	(0.329)	0.515	(0.319)
Taux de croissance	0.211***	(0.060)	0.234***	(0.051)	0.256***	(0.049)
Taux de chômage	0.321*	(0.183)	0.670***	(0.152)	0.602***	(0.146)
Cadre			-2.879***	(0.245)	-2.505***	(0.249)
Profession intermédiaire			-0.175	(0.394)	0.151	(0.394)
Employé			-0.263	(0.318)	0.038	(0.311)
Inconnu			-8.379***	(0.360)	-7.053***	(0.322)
Au moins une ALD					7.751***	(0.293)
Taux de chômage sur la carrière					-0.039***	(0.005)
Observations	272 880		272 880		252 466	

Coef. : Effets marginaux (Binomial négatif). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A10 : Effet de la réforme sur la durée annuelle cumulée d'arrêts-maladie – Hommes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	1.516***	(0.478)	1.373***	(0.399)	1.277***	(0.364)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-1.540***	(0.224)	-0.993***	(0.195)	-1.020***	(0.175)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-1.144***	(0.225)	-0.922***	(0.190)	-0.880***	(0.173)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.711***	(0.229)	-0.564***	(0.193)	-0.673***	(0.172)
Age 56 ans	12.049***	(1.894)	18.399***	(2.441)	14.458***	(1.950)
Age 57 ans	10.141***	(1.597)	13.798***	(1.843)	11.316***	(1.531)
Age 58 ans	8.561***	(1.366)	10.616***	(1.448)	9.065***	(1.250)
Age 59 ans	7.615***	(1.209)	8.779***	(1.207)	7.314***	(1.034)
Age 60 ans	6.434***	(0.705)	6.983***	(0.673)	5.951***	(0.582)
Age 61 ans	2.281***	(0.412)	2.435***	(0.365)	1.771***	(0.314)
Génération 1946	0.692	(0.696)	8.344***	(1.374)	4.828***	(0.951)
Génération 1947	1.559**	(0.667)	7.929***	(1.119)	5.954***	(0.898)
Génération 1948	0.938*	(0.546)	5.350***	(0.793)	3.335***	(0.604)
Génération 1949	0.809*	(0.490)	4.300***	(0.640)	2.783***	(0.504)
Génération 1950	0.156	(0.429)	2.152***	(0.473)	1.380***	(0.397)
Génération 1951	-0.088	(0.395)	1.322***	(0.404)	0.519	(0.332)
Génération 1952	0.251	(0.376)	1.396***	(0.372)	1.211***	(0.339)
Génération 1953	0.800**	(0.374)	1.537***	(0.351)	0.920***	(0.302)
Taux de croissance	0.225***	(0.056)	0.304***	(0.047)	0.262***	(0.042)
Taux de chômage	-0.069	(0.167)	0.190	(0.139)	0.259**	(0.125)
Cadre			-3.355***	(0.168)	-2.997***	(0.154)
Profession intermédiaire			-0.680**	(0.280)	-0.554**	(0.254)
Employé			-1.271***	(0.251)	-1.087***	(0.231)
Inconnu			-7.198***	(0.244)	-6.050***	(0.207)
Au moins une ALD					6.281***	(0.220)
Taux de chômage sur la carrière					0.008*	(0.004)
Observations	267 604		267 604		252 137	

Coef. : Effets marginaux (Binomial négatif). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A11: Effet de la réforme sur le nombre annuel cumulé d'arrêts-maladie – Global

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	Se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.029***	(0.003)	0.020***	(0.003)	0.021***	(0.003)
Femme	0.029***	(0.001)	0.026***	(0.001)	0.035***	(0.001)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.024***	(0.002)	-0.011***	(0.001)	-0.014***	(0.001)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.018***	(0.002)	-0.008***	(0.001)	-0.011***	(0.001)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.006***	(0.002)	-0.001	(0.001)	-0.004***	(0.001)
Age 56 ans	0.309***	(0.014)	0.330***	(0.014)	0.308***	(0.014)
Age 57 ans	0.256***	(0.012)	0.270***	(0.012)	0.257***	(0.011)
Age 58 ans	0.211***	(0.010)	0.217***	(0.010)	0.210***	(0.009)
Age 59 ans	0.176***	(0.009)	0.178***	(0.008)	0.175***	(0.008)
Age 60 ans	0.149***	(0.006)	0.141***	(0.005)	0.142***	(0.005)
Age 61 ans	0.055***	(0.004)	0.051***	(0.003)	0.052***	(0.003)
Génération 1946	0.021***	(0.005)	0.100***	(0.006)	0.074***	(0.006)
Génération 1947	0.020***	(0.004)	0.090***	(0.005)	0.071***	(0.005)
Génération 1948	0.022***	(0.003)	0.076***	(0.004)	0.059***	(0.004)
Génération 1949	0.008***	(0.003)	0.040***	(0.003)	0.028***	(0.003)
Génération 1950	0.008***	(0.003)	0.029***	(0.003)	0.020***	(0.003)
Génération 1951	0.002	(0.003)	0.018***	(0.002)	0.012***	(0.002)
Génération 1952	0.002	(0.002)	0.013***	(0.002)	0.010***	(0.002)
Génération 1953	0.006***	(0.002)	0.010***	(0.002)	0.009***	(0.002)
Taux de croissance	0.003***	(0.000)	0.003***	(0.000)	0.003***	(0.000)
Taux de chômage	0.001	(0.001)	0.008***	(0.001)	0.008***	(0.001)
Cadre			-0.057***	(0.001)	-0.058***	(0.001)
Profession intermédiaire			-0.006***	(0.002)	-0.007***	(0.002)
Employé			-0.023***	(0.001)	-0.020***	(0.001)
Inconnu			-0.148***	(0.001)	-0.143***	(0.001)
Au moins une ALD					0.066***	(0.001)
Taux de chômage sur la carrière					-0.001***	(0.000)
Observations	540 484		540 484		504 603	

Coef. : Effets marginaux (Binomial négatif). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Homme, Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A12 : Effet de la réforme sur le nombre annuel cumulé d'arrêts-maladie – Femmes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	Se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.032***	(0.005)	0.022***	(0.004)	0.025***	(0.004)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.019***	(0.002)	-0.007***	(0.002)	-0.008***	(0.002)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.015***	(0.002)	-0.006***	(0.002)	-0.006***	(0.002)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.003	(0.002)	0.000	(0.002)	-0.001	(0.002)
Age 56 ans	0.329***	(0.021)	0.355***	(0.021)	0.328***	(0.020)
Age 57 ans	0.282***	(0.018)	0.301***	(0.017)	0.283***	(0.017)
Age 58 ans	0.238***	(0.015)	0.248***	(0.014)	0.238***	(0.014)
Age 59 ans	0.201***	(0.013)	0.204***	(0.012)	0.201***	(0.012)
Age 60 ans	0.167***	(0.008)	0.159***	(0.008)	0.162***	(0.008)
Age 61 ans	0.063***	(0.005)	0.059***	(0.005)	0.061***	(0.005)
Génération 1946	0.030***	(0.007)	0.134***	(0.010)	0.100***	(0.009)
Génération 1947	0.016***	(0.006)	0.102***	(0.008)	0.081***	(0.007)
Génération 1948	0.029***	(0.005)	0.091***	(0.006)	0.073***	(0.006)
Génération 1949	0.007	(0.004)	0.039***	(0.004)	0.026***	(0.004)
Génération 1950	0.007*	(0.004)	0.030***	(0.004)	0.020***	(0.004)
Génération 1951	-0.001	(0.004)	0.017***	(0.003)	0.009**	(0.003)
Génération 1952	-0.003	(0.003)	0.009***	(0.003)	0.006*	(0.003)
Génération 1953	0.004	(0.003)	0.009***	(0.003)	0.009***	(0.003)
Taux de croissance	0.004***	(0.001)	0.002***	(0.000)	0.002***	(0.000)
Taux de chômage	0.001	(0.002)	0.008***	(0.001)	0.008***	(0.001)
Cadre			-0.050***	(0.002)	-0.048***	(0.002)
Profession intermédiaire			0.004	(0.003)	0.005*	(0.003)
Employé			-0.015***	(0.002)	-0.009***	(0.002)
Inconnu			-0.162***	(0.003)	-0.155***	(0.003)
Au moins une ALD					0.072***	(0.002)
Taux de chômage sur la carrière					-0.001***	(0.000)
Observations	272 880		272 880		252 466	

Coef. : Effets marginaux (Binomial négatif). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A13 : Effet de la réforme sur le nombre annuel cumulé d'arrêts-maladie – Hommes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)	
	Coef	se	Coef	Se	Coef	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.026***	(0.004)	0.018***	(0.003)	0.019***	(0.003)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.029***	(0.002)	-0.014***	(0.002)	-0.018***	(0.002)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.020***	(0.002)	-0.010***	(0.002)	-0.014***	(0.002)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.007***	(0.002)	-0.002	(0.002)	-0.006***	(0.002)
Age 56 ans	0.292***	(0.020)	0.306***	(0.020)	0.290***	(0.019)
Age 57 ans	0.233***	(0.016)	0.242***	(0.016)	0.232***	(0.015)
Age 58 ans	0.186***	(0.014)	0.188***	(0.013)	0.184***	(0.013)
Age 59 ans	0.153***	(0.012)	0.153***	(0.011)	0.151***	(0.011)
Age 60 ans	0.132***	(0.007)	0.123***	(0.007)	0.124***	(0.007)
Age 61 ans	0.048***	(0.005)	0.044***	(0.004)	0.044***	(0.004)
Génération 1946	0.013**	(0.006)	0.073***	(0.008)	0.051***	(0.007)
Génération 1947	0.025***	(0.005)	0.081***	(0.007)	0.063***	(0.006)
Génération 1948	0.016***	(0.005)	0.063***	(0.005)	0.047***	(0.005)
Génération 1949	0.010***	(0.004)	0.042***	(0.004)	0.031***	(0.004)
Génération 1950	0.008**	(0.004)	0.028***	(0.004)	0.020***	(0.003)
Génération 1951	0.005	(0.003)	0.021***	(0.003)	0.014***	(0.003)
Génération 1952	0.008**	(0.003)	0.016***	(0.003)	0.014***	(0.003)
Génération 1953	0.009***	(0.003)	0.011***	(0.002)	0.009***	(0.003)
Taux de croissance	0.003***	(0.000)	0.003***	(0.000)	0.003***	(0.000)
Taux de chômage	0.000	(0.001)	0.008***	(0.001)	0.008***	(0.001)
Cadre			-0.058***	(0.001)	-0.058***	(0.001)
Profession intermédiaire			-0.009***	(0.002)	-0.010***	(0.002)
Employé			-0.026***	(0.002)	-0.023***	(0.002)
Inconnu			-0.130***	(0.002)	-0.124***	(0.002)
Au moins une ALD					0.061***	(0.002)
Taux de chômage sur la carrière					-0.001***	(0.000)
Observations	267 604		267 604		252 137	

Coef. : Effets marginaux (Binomial négatif). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Catégories de référence : Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers.

Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A14 : Effet de la réforme sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie par intervalle du nombre de jours d'arrêt – Global

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	[1-6]	se	[7-14]	se	[15-29]	se	[30-59]	se	[60-365]	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.004***	(0.001)	0.005***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.001	(0.001)	0.004***	(0.001)
Femme	0.007***	(0.000)	0.007***	(0.000)	0.005***	(0.000)	0.004***	(0.000)	0.007***	(0.000)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.004***	(0.000)	-0.004***	(0.000)	-0.002***	(0.000)	-0.001***	(0.000)	0.001	(0.001)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.002***	(0.000)	-0.003***	(0.000)	-0.002***	(0.000)	-0.001	(0.000)	0.001	(0.001)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)	-0.000	(0.000)	0.000	(0.001)
Age 56 ans	0.058***	(0.004)	0.057***	(0.004)	0.039***	(0.004)	0.034***	(0.004)	0.047***	(0.004)
Age 57 ans	0.050***	(0.004)	0.046***	(0.004)	0.033***	(0.003)	0.032***	(0.003)	0.043***	(0.003)
Age 58 ans	0.039***	(0.003)	0.040***	(0.003)	0.027***	(0.003)	0.026***	(0.003)	0.038***	(0.003)
Age 59 ans	0.033***	(0.003)	0.034***	(0.003)	0.023***	(0.002)	0.021***	(0.002)	0.034***	(0.003)
Age 60 ans	0.027***	(0.002)	0.028***	(0.002)	0.019***	(0.002)	0.016***	(0.001)	0.029***	(0.002)
Age 61 ans	0.010***	(0.001)	0.011***	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.005***	(0.001)	0.011***	(0.001)
Génération 1946	0.010***	(0.002)	0.016***	(0.002)	0.007***	(0.001)	0.005***	(0.001)	0.004***	(0.001)
Génération 1947	0.011***	(0.001)	0.013***	(0.002)	0.007***	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.004***	(0.001)
Génération 1948	0.007***	(0.001)	0.013***	(0.001)	0.006***	(0.001)	0.005***	(0.001)	0.004***	(0.001)
Génération 1949	0.003***	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.001	(0.001)
Génération 1950	0.003***	(0.001)	0.006***	(0.001)	0.002**	(0.001)	0.002**	(0.001)	-0.001	(0.001)
Génération 1951	0.002**	(0.001)	0.005***	(0.001)	0.001*	(0.001)	-0.000	(0.001)	-0.002***	(0.001)
Génération 1952	0.001	(0.001)	0.002***	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001*	(0.001)	-0.000	(0.001)
Génération 1953	0.002***	(0.001)	0.002***	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Taux de croissance	-0.000	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.001***	(0.000)
Taux de chômage	0.001***	(0.000)	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.000	(0.000)
Cadre	-0.010***	(0.000)	-0.013***	(0.000)	-0.008***	(0.000)	-0.006***	(0.000)	-0.011***	(0.000)
Profession intermédiaire	0.002***	(0.001)	-0.002***	(0.001)	-0.002***	(0.000)	-0.002***	(0.000)	-0.002***	(0.001)
Employé	-0.004***	(0.000)	-0.005***	(0.000)	-0.003***	(0.000)	-0.002***	(0.000)	-0.002***	(0.001)
Inconnu	-0.031***	(0.001)	-0.033***	(0.001)	-0.020***	(0.000)	-0.016***	(0.000)	-0.021***	(0.000)
Au moins une ALD	0.006***	(0.000)	0.008***	(0.000)	0.007***	(0.000)	0.009***	(0.000)	0.032***	(0.001)
Taux de chômage sur la carrière	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)
Observations	504 603		504 603		504 603		504 603		504 603	

Coef: Effets marginaux (logit). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Catégories de référence : Homme, Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers. Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A15 : Effet de la réforme sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie par intervalle du nombre de jours d'arrêt – Femmes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	[1-6]	se	[7-14]	Se	[15-29]	se	[30-59]	se	[60-365]	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.005***	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.004***	(0.001)	0.001	(0.001)	0.004***	(0.001)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.005***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)	0.004***	(0.001)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.002***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.000	(0.001)	0.003***	(0.001)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.000	(0.001)	0.002**	(0.001)
Age 56 ans	0.060***	(0.006)	0.055***	(0.006)	0.043***	(0.006)	0.036***	(0.005)	0.059***	(0.006)
Age 57 ans	0.054***	(0.006)	0.045***	(0.005)	0.037***	(0.005)	0.034***	(0.005)	0.054***	(0.006)
Age 58 ans	0.043***	(0.005)	0.041***	(0.005)	0.031***	(0.004)	0.030***	(0.004)	0.049***	(0.005)
Age 59 ans	0.038***	(0.004)	0.034***	(0.004)	0.027***	(0.004)	0.024***	(0.004)	0.042***	(0.004)
Age 60 ans	0.031***	(0.003)	0.030***	(0.003)	0.022***	(0.002)	0.019***	(0.002)	0.036***	(0.003)
Age 61 ans	0.012***	(0.002)	0.011***	(0.002)	0.009***	(0.002)	0.007***	(0.001)	0.013***	(0.002)
Génération 1946	0.013***	(0.003)	0.020***	(0.003)	0.011***	(0.002)	0.008***	(0.002)	0.008***	(0.002)
Génération 1947	0.016***	(0.002)	0.014***	(0.002)	0.009***	(0.002)	0.008***	(0.002)	0.003	(0.002)
Génération 1948	0.011***	(0.002)	0.015***	(0.002)	0.010***	(0.002)	0.008***	(0.002)	0.004**	(0.002)
Génération 1949	0.004***	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.004***	(0.001)	0.004***	(0.001)	-0.001	(0.001)
Génération 1950	0.004***	(0.001)	0.005***	(0.001)	0.003**	(0.001)	0.003***	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Génération 1951	0.002*	(0.001)	0.004***	(0.001)	0.002*	(0.001)	0.000	(0.001)	-0.004***	(0.001)
Génération 1952	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Génération 1953	0.003***	(0.001)	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)	0.002*	(0.001)	-0.001	(0.001)
Taux de croissance	-0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)	0.000**	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.001***	(0.000)
Taux de chômage	0.001*	(0.001)	-0.000	(0.001)	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001	(0.001)
Cadre	-0.008***	(0.001)	-0.011***	(0.001)	-0.007***	(0.001)	-0.005***	(0.001)	-0.009***	(0.001)
Profession intermédiaire	0.006***	(0.001)	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001*	(0.001)	0.000	(0.001)
Employé	-0.001*	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.002**	(0.001)	-0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Inconnu	-0.034***	(0.001)	-0.036***	(0.001)	-0.021***	(0.001)	-0.017***	(0.001)	-0.021***	(0.001)
Au moins une ALD	0.005***	(0.001)	0.008***	(0.001)	0.008***	(0.001)	0.009***	(0.001)	0.036***	(0.001)
Taux de chômage sur la carrière	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)
Observations	252 466		252 466		252 466		252 466		252 466	

Coef: Effets marginaux (logit). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Catégories de référence : Homme, Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers. Source : Hygie 2005-2015.

Tableau A16 : Effet de la réforme sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt-maladie par intervalle du nombre de jours d'arrêt - Hommes

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	[1-6]	se	[7-14]	se	[15-29]	se	[30-59]	se	[60-365]	se
SAOD (Sous Age d'Ouverture des Droits)	0.004***	(0.001)	0.004***	(0.001)	0.002**	(0.001)	-0.000	(0.001)	0.005***	(0.001)
Q1 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.003***	(0.001)	-0.005***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.002***	(0.001)	-0.001**	(0.001)
Q2 Salaire d'entrée sur le marché du travail	-0.002***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.002***	(0.000)	-0.001	(0.000)	-0.001**	(0.001)
Q3 Salaire d'entrée sur le marché du travail	0.000	(0.001)	-0.001**	(0.001)	-0.001**	(0.000)	-0.000	(0.000)	-0.001	(0.001)
Age 56 ans	0.057***	(0.006)	0.061***	(0.007)	0.034***	(0.005)	0.033***	(0.005)	0.036***	(0.005)
Age 57 ans	0.047***	(0.005)	0.049***	(0.006)	0.029***	(0.004)	0.030***	(0.004)	0.032***	(0.004)
Age 58 ans	0.036***	(0.004)	0.040***	(0.005)	0.023***	(0.004)	0.023***	(0.004)	0.028***	(0.004)
Age 59 ans	0.029***	(0.004)	0.034***	(0.004)	0.018***	(0.003)	0.019***	(0.003)	0.027***	(0.003)
Age 60 ans	0.023***	(0.002)	0.027***	(0.003)	0.016***	(0.002)	0.015***	(0.002)	0.023***	(0.002)
Age 61 ans	0.008***	(0.002)	0.010***	(0.002)	0.006***	(0.001)	0.004***	(0.001)	0.009***	(0.002)
Génération 1946	0.007***	(0.002)	0.012***	(0.003)	0.003**	(0.002)	0.003**	(0.002)	-0.000	(0.002)
Génération 1947	0.006***	(0.002)	0.013***	(0.002)	0.005***	(0.002)	0.005***	(0.001)	0.005***	(0.002)
Génération 1948	0.003**	(0.001)	0.011***	(0.002)	0.002**	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.004**	(0.001)
Génération 1949	0.003**	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.002**	(0.001)	0.002*	(0.001)	0.003**	(0.001)
Génération 1950	0.002*	(0.001)	0.006***	(0.001)	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Génération 1951	0.001	(0.001)	0.005***	(0.001)	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Génération 1952	0.001	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Génération 1953	0.001	(0.001)	0.003***	(0.001)	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Taux de croissance	0.000	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.000***	(0.000)	0.001***	(0.000)
Taux de chômage	0.001***	(0.000)	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)	0.001***	(0.000)	0.000	(0.000)
Cadre	-0.010***	(0.000)	-0.013***	(0.000)	-0.007***	(0.000)	-0.007***	(0.000)	-0.011***	(0.001)
Profession intermédiaire	0.000	(0.001)	-0.004***	(0.001)	-0.002***	(0.001)	-0.001**	(0.001)	-0.003***	(0.001)
Employé	-0.004***	(0.001)	-0.006***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.004***	(0.001)
Inconnu	-0.027***	(0.001)	-0.028***	(0.001)	-0.018***	(0.000)	-0.014***	(0.000)	-0.019***	(0.001)
Au moins une ALD	0.006***	(0.000)	0.008***	(0.001)	0.007***	(0.000)	0.008***	(0.000)	0.028***	(0.001)
Taux de chômage sur la carrière	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)
Observations	252 137		252 137		252 137		252 137		252 137	

Coef: Effets marginaux (logit). Ecart-types entre parenthèses : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Catégories de référence : Homme, Q4 Salaire d'entrée sur le marché du travail, Age 62 ans, Génération 1954, Ouvriers. Source : Hygie 2005-2015.

TEPP Rapports de Recherche 2021

21-12. Discriminations en outre-mer : premiers résultats d'un testing

Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Rebecca Peyrière

21-11. Evaluation de la mise en place du prélèvement forfaitaire unique

Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michaël Sicsic, Eddy Zanoutene

21-10. Confinement et discrimination à l'embauche : enseignements expérimentaux

Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit François-Charles Wolff

21-9. Endettement stratégique dans un duopole mixte

Armel Jacques

21-8. Recours et non-recours à la prime d'activité : une évaluation en termes de bien-être

Cyrine Hannafi, Rémi Le Gall, François Legendre

21-7. Mixité et performances des entreprises

Laetitia Challe, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

21-6. Les écarts de rémunération au recrutement des femmes et des hommes : une investigation en entreprise

Sylvain Chareyron, Mathilde Leborgne, Yannick L'Horty

21-5. Discriminations dans l'accès à l'emploi : une exploration localisée en pays Avesnois

Denis Anne, Sylvain Chareyron, Mathilde Leborgne, Yannick L'Horty, Pascale Petit

21-4. Droits et devoirs du RSA : l'impact des contrôles sur la participation des bénéficiaires

Sylvain Chareyron, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty

21-3. Accélérer les entreprises ! Une évaluation ex post

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

21-2. Préférences et décisions face à la COVID-19 en France : télétravail, vaccination et confiance dans la gestion de la crise par les autorités

Serge Blondel, Sandra Chyderiotis, François Langot, Judith Mueller, Jonathan Sicsic

21-1. Confinement et chômage en France

Malak Kandoussi, François Langot

20-5. Discriminations dans le recrutement des personnes en situation de handicap : un test multi-critère

Yannick L'Horty, Naomie Mahmoudi, Pascale Petit, François-Charles Wolff

20-4. Evaluation de la mise au barème des revenus du capital

Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michaël Siesic, Eddy Zanoutene

20-3. Les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité : approfondissements et extensions pour la période 2013-2016

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

20-2. Discrimination en raison du handicap moteur dans l'accès à l'emploi : une expérimentation en Ile-de-France

Naomie Mahmoudi

20-1. Discrimination dans le recrutement des grandes entreprises: une approche multicanal

Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty et Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2019

19-7. Les effets des emplois francs sur les discriminations dans le recrutement : une évaluation par testing répétés

Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-6. Les refus de soins discriminatoires: tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales

Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-5. Mesurer l'impact d'un courrier d'alerte sur les discriminations liées à l'origine

Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Souleymane Mbaye

19-4. Evaluation de la mise au barème des revenus du capital: Premiers résultats

Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michael Sicsic

19-3. Parent isolé recherche appartement : discriminations dans l'accès au logement et configuration familiale à Paris

Laetitia Challe, Julie Le Gallo, Yannick L'horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

19-2. Les effets du Service Militaire Volontaire sur l'insertion des jeunes : un bilan complet après deux années d'expérimentation

Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'horty

19-1. Discriminations à l'embauche: Ce que nous apprennent deux décennies de testings en France

Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2018

18-7. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: nouveaux approfondissements et extensions pour la période 2013-2015

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

18-6. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: approfondissements et extensions pour la période 2013-2015

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

18-5. Les discriminations dans l'accès à l'emploi privé et public: les effets de l'origine, de l'adresse, du sexe et de l'orientation sexuelle

Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

18-4. Handicap et discriminations dans l'accès à l'emploi : un testing dans les établissements culturels

Louise Philomène Mbaye

18-3. Investissement et embauche avec coûts d'ajustement fixes et asymétriques

Xavier Fairise, Jérôme Glachant

18-2. Faciliter la mobilité quotidienne des jeunes éloignés de l'emploi: une évaluation expérimentale

Denis Anne, Julie Le Gallo, Yannick L'Horty

18-1. Les territoires ultramarins face à la transition énergétique: les apports d'un MEGC pour La Réunion

Sabine Garabedian, Olivia Ricci

TEPP Rapports de Recherche 2017

17-12. Le travail à temps partiel en France: Une étude des évolutions récentes basée sur les flux

Idriss Fontaine, Etienne Lalé, Alexis Parmentier

17-11. Les discriminations dans l'accès au logement en France: Un testing de couverture nationale

Julie Le Gallo, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-10. Vous ne dormirez pas chez moi! Tester la discrimination dans l'hébergement touristique

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-09. Reprendre une entreprise : Une alternative pour contourner les discriminations sur le marché du travail

Souleymane Mbaye

17-08. Discriminations dans l'accès à la banque et à l'assurance : Les enseignements de trois testings

Yannick L'Horty, Mathieu Bunel, Souleymane Mbaye, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-07. Discriminations dans l'accès à un moyen de transport individuel : Un testing sur le marché des voitures d'occasion

Souleymane Mbaye, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-06. Peut-on parler de discriminations dans l'accès à la formation professionnelle ? Une réponse par testing

Loïc Du Parquet, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Pascale Petit

17-05. Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes: le cas du Service Militaire Volontaire

Dennis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

17-04. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: une nouvelle évaluation ex post pour la période 2013-2015

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-03. La faiblesse du taux d'emploi des séniors: Quels déterminants?

Laetitia Challe

17-02. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post: Résultats complémentaires

Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-01. Les discriminations dans l'accès au logement à Paris: Une expérience contrôlée

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2016

16-10. Attractivité résidentielle et croissance locale de l'emploi dans les zones d'emploi métropolitaines

Emilie Arnoult

16-9. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post

Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

16-8. Discriminations ethniques dans l'accès au logement: une expérimentation en Nouvelle-Calédonie

Mathieu Bunel, Samuel Gorohouna, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Catherine Ris

16-7. Les Discriminations à l'Embauche dans la Sphère Publique: Effets Respectifs de l'Adresse et De l'Origine

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-6. Inégalités et discriminations dans l'accès à la fonction publique d'Etat : une évaluation par l'analyse des fichiers administratifs de concours

Nathalie Greenan, Joseph Lafranchi, Yannick L'Horty, Mathieu Narcy, Guillaume Pierné

16-5. Le conformisme des recruteurs: une expérience contrôlée

Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-4. Sélectionner des territoires de contrôle pour évaluer une politique localisée : le cas des territoires de soin numériques

Sophie Buffeteau, Yannick L'Horty

16-3. Discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes dans le secteur du bâtiment : les résultats d'un testing en Ile-De-France

Emmanuel Duguet, Souleymane Mbaye, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-2. Accès à l'emploi selon l'âge et le genre: Les résultats d'une expérience contrôlée

Laetitia Challe, Florent Fremigacci, François Langot, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-1. Faut-il encourager les étudiants à améliorer leur orthographe?

Estelle Bellity, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Laurent Sarfati

TEPP Rapports de Recherche 2015

15-5. A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu

Etienne Lehmann

15-4. Crise économique, durée du chômage et accès local à l'emploi : Eléments d'analyse et pistes d'actions de politique publique locale

Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

15-3. L'adresse contribue-t-elle à expliquer les écarts de salaires ? Le cas de jeunes sortant du système scolaire

Emilia Ene Jones, Florent Sari

15-2. Analyse spatiale de l'espace urbain : le cas de l'agglomération lyonnaise

Emilie Arnoult, Florent Sari

15-1. Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes

Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Florent Sari

TEPP Rapports de Recherche 2014

14-6. Dépréciation du capital humain et formation continue au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?

Arnaud Chéron, Anthony Terriau

14-5. La persistance du chômage ultra-marin

Yannick L'Horty

14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français

Jérémy Tanguy

14-3. Le non-recours au RSA "socle seul": L'hypothèse du patrimoine

Sylvain Chareyron

14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer

Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

La Fédération TEPP

La fédération de recherche « Théorie et Evaluation des Politiques publiques » (FR 2042 CNRS) rassemble des équipes de recherche en Economie, Sociologie et Gestion :

- **L'Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Individuelles en lien avec la Théorie Economique**, « ERUDITE », équipe d'accueil n°437 rattachée aux Universités Paris-Est Créteil et Gustave Eiffel ;
- Le **Centre de Recherches en Economie et en Management**, « CREM », unité mixte de recherche n°6211 rattachée au CNRS, à l'Université de Rennes 1 et à l'Université de Caen Basse-Normandie ;
- Le **Centre Pierre Naville**, « CPN », équipe d'accueil n°2543 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Centre de Recherche en Economie et Droit**, « CRED », équipe d'accueil n°7321, rattachée à l'Université Panthéon-Assas ;
- Le **Centre d'Etude des Politiques Economiques**, « EPEE », équipe d'accueil n°2177 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, « GAINS », équipe d'accueil n°2167 rattachée à l'Université du Maine ;
- Le **Groupe de Recherche Angevin en Économie et Management**, « GRANEM », unité mixte de recherche UMR-MA n°49 rattachée à l'Université d'Angers ;
- Le **Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique**, « LEMNA », équipe d'accueil n°4272, rattachée à l'Université de Nantes ;
- Le **Laboratoire interdisciplinaire d'étude du politique Hannah Arendt** – Paris-Est, « LIPHA-PE », équipe d'accueil n°7373 rattachée à l'UPEM ;
- Le **Centre d'Economie et de Management de l'Océan Indien**, « CEMOI », équipe d'accueil n°EA13, rattachée à l'Université de la Réunion

TEPP rassemble 230 enseignants-chercheurs et 100 doctorants. Elle est à la fois l'un des principaux opérateurs académiques d'évaluation de politiques publiques en France, et la plus grande fédération pluridisciplinaire de recherche sur le travail et l'emploi. Elle répond à la demande d'évaluation d'impact de programmes sociaux à l'aide de technologies avancées combinant modélisations théoriques et économétriques, techniques de recherche qualitatives et expériences contrôlées.