



**HAL**  
open science

## Quels effets de la retraite sur la santé ?

Olivier L'haridon, Pierre-Jean Messe, François-Charles Wolff

► **To cite this version:**

Olivier L'haridon, Pierre-Jean Messe, François-Charles Wolff. Quels effets de la retraite sur la santé ?. Revue Française d'Economie, 2018, 33 (1), pp.103-154. 10.3917/rfe.181.0103 . halshs-01806413

**HAL Id: halshs-01806413**

**<https://shs.hal.science/halshs-01806413v1>**

Submitted on 13 Feb 2024

**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.

# Quels effets de la retraite sur la santé ?<sup>#</sup>

Olivier L'Haridon<sup>\*</sup>, Pierre-Jean Messe<sup>\*\*</sup>, François-Charles Wolff<sup>\*\*\*</sup>

Juin 2018

**Résumé:** Cet article s'intéresse à l'effet du passage à la retraite sur la santé. Sur la base d'une double analyse de la littérature théorique et empirique, nous tentons d'identifier les principaux canaux par lesquels le passage à la retraite peut exercer une influence sur l'état de santé. Sur le plan théorique, nous montrons dans quelle mesure les individus ont intérêt à investir ou désinvestir dans leur santé au cours du cycle de vie et dans quelle mesure le passage à la retraite influence l'évolution de ce capital santé. Une analyse de la littérature empirique internationale souligne la difficulté de mesurer l'impact de la retraite sur la santé, notamment du fait de biais dans la mesure des états de santé et de l'existence d'une possible causalité inverse. A l'aide des enquêtes Emploi sur la période 2013-2016, nous illustrons la difficulté d'identifier un impact causal de la retraite sur la santé des individus. Nos résultats mettent néanmoins en évidence un effet positif du passage à la retraite sur l'état de santé auto-déclaré.

**Classification JEL:** I10, I12, J14, J26

**Mots-clés:** retraite, santé, enquêtes Emploi

---

<sup>#</sup> Nous tenons à remercier François Langot, Pascale Petit et deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs commentaires et suggestions sur une première version de ce texte. Ce travail fait suite à la présentation donnée par Pierre-Jean Messe lors de la 8<sup>ème</sup> école thématique de la fédération de recherche TEPP à Aussois en mars  
<sup>\*</sup> Univ Rennes, CNRS, CREM UMR 6211, F-35000 Rennes, France.

E-mail: [olivier.lharidon@univ-rennes1.fr](mailto:olivier.lharidon@univ-rennes1.fr)

<sup>\*\*</sup> Université du Maine, GAINS-TEPP, LEMNA, avenue Olivier Messiaen, 72085 Le Mans cedex 9, France.

E-mail : [pierre-jean.messe@univ-lemans.fr](mailto:pierre-jean.messe@univ-lemans.fr)

<sup>\*\*\*</sup> LEMNA, Université de Nantes, BP 52231, chemin de la Censive du Tertre, 44322 Nantes Cedex, France et INED, Paris, France.

E-mail: [francois.wolff@univ-nantes.fr](mailto:francois.wolff@univ-nantes.fr)

## 1. Introduction

Le vieillissement de la population dans l'ensemble des pays développés, particulièrement en Europe et en France, a depuis longtemps retenu l'attention des économistes. Dans ce domaine, l'analyse économique s'est traditionnellement penchée sur trois ensembles de problématiques.

La première concerne la conception des systèmes de retraite dans un contexte d'accélération du vieillissement de la population. Depuis plusieurs années, on assiste notamment à un relèvement de l'âge de départ à la retraite dans de nombreux pays en lien avec la soutenabilité du financement des systèmes en place [Höfacker et al., 2016]. La deuxième concerne l'impact du vieillissement sur la création de richesse tant au niveau macroéconomique (impact sur la croissance) qu'au niveau microéconomique (impact sur les entreprises et leurs secteurs d'activité). La troisième concerne le partage de la valeur ajoutée, qui dépend de l'équilibre entre la population active qui génère cette valeur ajoutée et les inactifs. Se sont ainsi développées des méthodes de comptabilité générationnelle permettant de mesurer l'ensemble des transferts publics et privés réalisés entre les âges et entre les générations, dans le but d'identifier d'éventuels déséquilibres [d'Albis et al., 2016]. Ces comptes de transferts nationaux permettent par exemple de mesurer des déficits de cycle de vie, définis comme la différence entre la consommation et les revenus du travail pour un âge ou une génération donnée.

Au niveau européen, les situations diffèrent largement entre les pays suivant leurs perspectives démographiques. Si la France comme la Belgique ou le Royaume-Uni voient leur population augmenter constamment, l'Allemagne et l'Espagne sont confrontées non seulement au vieillissement, mais également à une diminution constante de leur population, tandis que l'Italie ou les Pays-Bas sont dans des situations intermédiaires. Ces évolutions ont un impact important sur les ratios de dépendance démographique (correspondant au rapport entre le nombre de personnes d'âge actif et le nombre de personnes en âge d'être retraitées), qui devraient se stabiliser pour la France, les Pays-Bas ou le Royaume-Uni, mais continuer à se dégrader pour l'Allemagne, l'Italie ou l'Espagne. Au-delà des différences démographiques et institutionnelles, la plupart des grands pays européens ont instauré des procédures de suivi sur le long terme de leur système de retraite afin d'accompagner les réformes liées aux difficultés de financement [Conseil d'Orientation des Retraites, 2016].

Les réformes passées concernent dans nombre de pays européens le relèvement à la fois de l'âge minimal de droit commun et de l'âge de pension complète, des restrictions sur les dispositifs de départs anticipés, ou bien encore la modification des barèmes de pension. L'ensemble de ces réformes vise à stabiliser le financement des systèmes de retraite par un effet de double dividende : en travaillant plus longtemps, les actifs vont verser davantage de cotisations au système de retraite et ils vont dans le même temps recevoir des pensions sur un horizon plus court. Dans certains pays, des mesures visant à tenir compte de la pénibilité du travail occupé ou des carrières longues de certains travailleurs ayant commencé à travailler tôt ont été associées à ces réformes. En France, la réforme de 2003 visant à augmenter la durée d'assurance nécessaire pour liquider une pension à taux plein s'est ainsi accompagnée de la mise en place de la Retraite Anticipée pour Carrières Longues. Ce dispositif a permis aux individus ayant commencé leur activité à 17 ans ou avant de partir avant l'âge légal de retraite sous certaines conditions [Denayrolles and Guilain, 2015]. De même, la hausse de l'âge légal de retraite de 60 à 62 ans prévue par la loi de 2010 s'est accompagnée de la mise en place d'un compte pénibilité permettant aux individus exposés à des facteurs de pénibilité durant

leur activité de partir dès l'âge de 60 ans sans décote. Néanmoins, ces dispositifs sont très ciblés sur une petite partie des travailleurs âgés et n'ont été mis en place que dans très peu de pays, tels que la France, l'Italie ou la Belgique. Ainsi, depuis une dizaine d'années, la plupart des seniors en Europe ont dû retarder leur départ en retraite.

L'ensemble des réformes visant à prolonger la durée d'activité, et leur analyse économique sous-jacente [Cribb et Emmerson, 2018 ; Dubois et Koubi, 2017 ; Staubli et Zweimüller, 2013 ; Vestad, 2013] ont donc été principalement orientées vers la question du financement et de la soutenabilité des systèmes de retraite, dans un contexte de grande complexité des systèmes en place et de diversité de la situation des seniors sur le marché du travail. La difficulté de cette approche est qu'elle reste, malgré sa complexité, partielle. Elle laisse notamment de côté la possibilité de coûts ou de bénéfices induits des réformes si le passage à la retraite modifie en profondeur d'autres comportements individuels. C'est notamment le cas de la santé. Si les individus travaillent plus longtemps, mais finissent leur vie active avec un état de santé dégradé, ils vont au cours de leurs années de retraite davantage solliciter le système de santé. Ils peuvent aussi devenir dépendants plus tôt du fait d'une usure physique, voire morale, plus importante de leur capital santé au cours de la vie active. De ce fait, les économies monétaires réalisées en versant des pensions sur des horizons plus court peuvent être bien inférieures à ce qui est anticipé par les décideurs publics si les dépenses de santé augmentent en parallèle du fait d'une moins bonne santé au moment du passage en retraite. A l'inverse, la retraite peut donner lieu à des bénéfices induits si les individus retirent un gain en termes de santé en prolongeant leur vie active, par exemple par des interactions sociales renforcées ou de plus grandes incitations à la prévention.

Afin d'apporter des éléments d'éclairage sur les éventuels coûts ou bénéfices induits liés à l'impact des réformes des systèmes de retraite sur la santé, le présent article se focalise sur les conséquences du passage en retraite sur la santé des individus. L'analyse se fonde sur une revue de littérature sur le sujet, à la fois théorique et empirique, et apporte des résultats empiriques obtenus à partir de l'exploitation des enquêtes Emploi sur la période allant de 2013 à 2016. Le plan de l'article est le suivant. Dans la section 2, nous présentons les principaux résultats théoriques issus de la littérature en nous appuyant plus particulièrement sur le modèle de Grossman [1972]. Dans la section 3, nous présentons un panorama des études empiriques mesurant l'impact de la retraite sur la santé, dans un contexte international. Dans la section 4, nous présentons des résultats empiriques originaux obtenus pour la France en exploitant la dimension longitudinale des enquêtes Emploi. Enfin, la section 5 conclut.

## **2. Mécanismes théoriques**

De nombreux modèles ont été développés dans la littérature en santé afin d'étudier les interactions entre les choix de santé, les choix d'offre de travail et les choix de consommation sur le cycle de vie. Dans cette partie, nous présentons les mécanismes théoriques fondamentaux qui ont été proposés dans cette littérature.

La boîte à outils de l'économiste contient un modèle de capital humain d'inspiration beckérienne permettant de rendre endogènes les décisions de santé qui s'avère particulièrement utile pour étudier l'impact de la retraite sur la santé, à savoir le modèle de Grossman [1972]. Ce modèle a pour fondement l'idée que la santé est un bien durable dont la dotation initiale se déprécie au cours du temps. Les individus peuvent lutter contre cette dépréciation en investissant dans leur santé à l'aide d'un certain nombre de facteurs de production de santé, typiquement des dépenses de santé et du temps spécifique consacré à la

santé. De ce fait, l'état de santé dépend en partie des comportements individuels d'investissement, comportements guidés par une rationalité économique parfaite. Ce modèle est d'essence profondément normative et ses conclusions doivent être envisagées plus comme un point de référence rationnel que comme parfaitement prédictif des comportements individuels.

Dans le modèle de Grossman [1972], la santé est à la fois un bien de consommation et un bien d'investissement. La version du modèle couramment employée est celle de Murineen [1982] qui combine explicitement ces deux dimensions. La santé est demandée à la fois pour ses conséquences sur l'utilité individuelle (elle est un argument de la fonction d'utilité) et pour ses conséquences sur les capacités fonctionnelles de l'individu (elle est un élément de la productivité des travailleurs). Une version plus simple du modèle, restreinte à un modèle d'investissement, ne prend pas en compte les conséquences sur l'utilité et ne retient que l'aspect purement productif des choix d'investissement en santé. Dans ce qui suit, nous décrivons une version simple du modèle de Grossman [1972] telle que présenté par Case et Deaton [2005].

Les éléments du modèle sont les suivants. Les individus tirent leur satisfaction de la consommation courante et de leur état de santé. L'état de santé est également un capital qui se déprécie naturellement au cours du temps. L'investissement en santé, qui se réalise à taux de rendement positif, permet de lutter contre cette dépréciation. L'investissement en santé dépend de facteurs que les individus peuvent acquérir sur le marché, typiquement des dépenses de santé telles que des services médicaux, des médicaments ou de la prévention<sup>1</sup>. Les individus ont pour objectif de maximiser leur utilité sur leur cycle de vie, sous un certain nombre de contraintes: une contrainte budgétaire intertemporelle liant l'évolution des actifs financiers, les dépenses de consommation et de santé, les revenus du travail et une contrainte décrivant l'évolution de l'état de santé. Dans ce modèle, les revenus du travail dépendent de l'état de santé de telle sorte que la santé améliore la productivité des travailleurs. L'état de santé est un actif physiologique, qui peut être accumulé pour stocker de la valeur ou désaccumulé pour financer la consommation des individus. Les éléments qui influencent positivement l'état de santé sont le faible prix et l'efficacité des dépenses de santé, une plus forte valeur des actifs financiers initiaux, de l'état de santé initial et des revenus sur le cycle de vie et un faible effet des rendements marginaux de la santé sur la consommation ou la productivité des individus.

Sous un certain nombre de conditions portant sur la fonction d'utilité (complémentarité entre consommation et santé, concavité dans ces arguments), l'évolution de la santé dépend, comme attendu dans un modèle de cycle de vie, de la distance entre le taux d'intérêt et le taux de préférence pour le présent. Lorsque ces deux paramètres sont égaux, l'état de santé se détériore avec le temps uniquement si le taux de dépréciation de la santé se dégrade avec l'âge, prenant ainsi en compte l'effet du vieillissement sur l'état de santé. En cas de divergence entre le taux d'intérêt et le taux de préférence pour le présent, un autre effet est présent. Si les individus sont relativement impatients (si leur taux de préférence pour le présent est supérieur au taux d'intérêt), leur santé va se détériorer plus vite avec l'âge du fait de leur moindre investissement dans leur état de santé. Toujours en termes d'évolution de l'état de santé, si le faible prix et l'efficacité des dépenses de santé génèrent un état de santé plus élevé, le modèle prédit cependant que la décroissance de l'état de santé sera d'autant plus forte que l'impact de la santé sur la productivité est élevé.

---

<sup>1</sup> Dans un modèle plus général que celui de Case et Deaton (2005), l'investissement en santé peut également dépendre du temps que l'individu consacre à sa santé.

L'intérêt de ce modèle est qu'il permet de prendre en compte de manière explicite l'impact du départ en retraite sur l'état de santé<sup>2</sup>. Le choix d'investissement en santé est ici guidé par des considérations économiques et des décisions parfaitement rationnelles. L'impact de la santé sur la productivité a ici un effet important car il réduit le coût d'utilisation du capital santé pour le travailleur. La prédiction du modèle est donc que le passage à la retraite génère une augmentation soudaine du coût d'usage de la santé et génère par conséquent une baisse brutale de l'état de santé. Si l'on considère toutefois que le passage à la retraite entraîne une réduction de la pression ou des pénibilités associées au travail, il devient alors possible d'inverser tout ou partie de ce résultat. Ces questions de pénibilité, d'une importance pratique évidente, restent relativement peu étudiées ce jour dans la littérature théorique.

Dans la version simplifiée du modèle, la santé n'est pas une source d'utilité pour les individus et le modèle est ainsi un pur modèle d'investissement. Dans ce cas, dans la mesure où l'état de santé ne génère pas de bien-être en soi, les individus n'ont plus d'incitations à investir en santé dès lors qu'ils sont en retraite. Ils doivent rationnellement laisser leur capital santé se déprécier. Le modèle prédit ainsi non seulement un changement dans le niveau de l'état de santé, mais également un changement dans l'évolution de l'état de santé suite au passage à la retraite. Dans le modèle plus général que nous avons décrit précédemment, la santé est une source d'utilité. Dès lors, comme l'effet de la santé sur la productivité des travailleurs accélère la décroissance de l'état de santé, les individus doivent choisir des profils de santé moins décroissants une fois qu'ils sont en retraite que lorsqu'ils sont en activité afin de prendre en compte cette utilité de la santé<sup>3</sup>. Ainsi, les individus relativement patients auront un capital santé supérieur et une moindre détérioration de celui-ci car ils pondéreront relativement plus les périodes de retraite, pour lesquelles la détérioration de la santé est moins forte que dans les périodes de vie active.

Le modèle de Grossman [1972] peut être étendu au-delà de ce cadre initial afin d'intégrer un certain nombre d'éléments permettant d'enrichir la vision de l'impact de la retraite sur la santé. Tout d'abord, il est possible d'intégrer l'aversion au risque des individus. Cette extension reste cependant délicate dans la mesure où elle ne génère pas de résultats clairs, même dans les spécifications les plus simples [Grossman, 2000] et où, dans un modèle de cycle de vie, il n'est habituellement pas possible de séparer aversion au risque et lissage intertemporel. Ensuite, la fonction d'utilité peut être étendue afin d'intégrer des consommations qui viennent détériorer la santé telles que l'alcool, le tabac ou un régime alimentaire néfaste. Ces consommations accélèrent alors la détérioration de l'état de santé aussi bien en vie active qu'à la retraite. Le temps passé à prendre soin de sa santé peut également être intégré comme facteur de production de l'investissement en santé. Le modèle intègre alors une nouvelle contrainte temporelle, liant temps disponible à chaque période,

---

<sup>2</sup> Une littérature parallèle fondée sur des modèles structurels santé-retraite et destinée à mesurer les effets croisés des systèmes de sécurité sociale, des marchés du travail et des décisions individuelles de santé sur les décisions de retraite s'est également largement développée au cours des dernières années. Dans ces modèles, l'état de santé est largement exogène et n'est donc pas pertinent pour notre analyse. Le lecteur intéressé trouvera une revue de littérature dans French et Jones (2017).

<sup>3</sup> Par ailleurs, sous l'hypothèse d'une complémentarité entre santé et consommation prédit, la détérioration de la santé avec l'âge induit également une détérioration conjointe de la consommation. Ces éléments sont particulièrement importants pour étudier l'inégalité des profils de consommations en lien avec les inégalités de santé.

temps de travail et temps consacré à la santé<sup>4</sup>. Des arbitrages supplémentaires peuvent être introduits dans le modèle. Lorsqu'un individu augmente le temps consacré à sa santé, cela augmente son état de santé et réduit son temps passé à être malade. Si l'effet net est positif (moins de temps pour les autres activités, mais encore moins de temps à être malade), l'investissement en santé libère du temps de loisir et du temps de travail. Lorsque le passage à la retraite intervient de manière exogène, les individus réduisent brutalement leur état de santé au moment du passage en retraite, car la santé perd alors son effet sur leur revenu. La décroissance de l'état de santé est également moins forte, dans la mesure où le motif de productivité a disparu.

Wolfe [1985] souligne la difficulté à prendre en compte la rationalité de la décision de retraite dans ce modèle. Le modèle de Grossman n'est donc pas en mesure de prendre en compte le fait que la retraite est l'occasion de réaliser d'importants investissements en temps consacré à la santé. De plus, le modèle de Grossman, comme tout modèle néoclassique d'investissement, suppose que les individus sont capables d'ajuster leur niveau de santé instantanément, sans coût d'ajustement. Dans le modèle de Wolfe [1985], les individus ne se situent pas forcément dès le départ au niveau optimal de santé et ces individus peuvent avoir intérêt à laisser le capital santé se déprécier pendant leur vie active, quitte à lui consacrer une forte part de leur temps au moment de la retraite. La retraite est donc l'occasion non pas de laisser le capital santé se déprécier, mais au contraire de fortement le renforcer, en passant d'une solution en coin (caractérisée par un investissement nul) à une solution intérieure.

Ce modèle permet également d'expliquer de manière endogène l'âge de passage à la retraite en fonction de l'état de santé, du taux d'intérêt et de la productivité. Ainsi, les individus qui bénéficient d'un important stock de santé au départ prennent leur retraite plus tard, la raison étant qu'ici ces individus peuvent laisser leur capital se déprécier plus longtemps. On peut noter que les individus dont la productivité du travail est la plus faible doivent passer plus de temps à accumuler des actifs et retardent donc l'âge de leur retraite. Dans le modèle de Wolfe [1985], une augmentation de la productivité génère un avancement de l'âge de départ à la retraite, et par là même une hausse de l'état de santé des retraités, suite à un plus grand investissement en temps consacré à la santé. De même, une dégradation de l'état de santé pousse les individus à avancer leur âge de départ à la retraite.

L'impact de la productivité sur le choix de l'âge de départ à la retraite dans le modèle de Wolfe [1985] souligne l'importance de la prise en compte des différences de rémunération et d'emploi sur le marché du travail dans les comportements santé-retraite. Dans un article influent, Muurinen et Le Grand [1985] ont montré en quoi la prise en compte du capital humain renforçait l'impact des différences de productivité. En effet, les agents économiques ayant peu de capital humain ou financier tendent à se spécialiser dans les emplois manuels, emplois dans lesquels la santé se détériore plus rapidement, du fait des conditions de travail ou des risques qui y sont associés. Dans cette extension du modèle, il y a ainsi une substitution qui peut s'opérer entre capital humain, capital financier et capital physique. Dans ce cas, non seulement l'état de santé sera d'autant plus faible que les individus ont moins de capital humain (car ces agents mobilisent plus leur santé pour financer leur consommation), mais l'évolution de l'état de santé sera également plus déclinante, car le capital santé se dégrade plus vite que le capital humain.

---

<sup>4</sup> Cette caractéristique est présente dans le modèle original de Grossman (1972). Dans les versions les plus complètes du modèle, le temps disponible peut également être affecté à la production domestique ou au temps perdu à être malade.

Galama et al. [2013] étendent les analyses précédentes en envisageant un choix de départ à la retraite endogène et explorent de manière plus systématique le rôle des solutions en coin dans le cadre d'un modèle de Grossman centré sur le choix de l'âge de départ à la retraite. Ce modèle permet notamment d'étudier les choix des individus qui voient leur état de santé se dégrader et l'impact du capital humain sur les choix de santé et de retraite. Par rapport au modèle de Wolfe [1985], le modèle de Galama et al. [2013] mobilise un modèle de Grossman moins restrictif, en intégrant l'état de santé comme une source spécifique d'utilité, ce qui n'est pas pris en compte dans le modèle de Wolfe. Dans le cas d'un âge de départ à la retraite exogène, ils construisent différents scénarios montrant l'évolution de l'état de santé suivant la valeur de la santé initiale des individus. Du fait de la complexité du modèle dynamique envisagé, l'analyse d'un âge de départ à la retraite endogène se fait par simulation. Ces simulations permettent d'illustrer nombre de canaux de transmission présentés précédemment.

En termes d'évolution de l'état de santé, dans les simulations de ce modèle, un travailleur qualifié qui choisit un âge de la retraite à 63,5 ans laisse sa santé se dégrader jusqu'à 56 ans avant d'y réinvestir jusqu'à sa retraite, après quoi il la laisse de nouveau se dégrader. Ce résultat, qui peut paraître surprenant, reflète les difficultés inhérentes au modèle de Grossman [1972] : soit le modèle est trop simple et ses hypothèses sont largement critiquables et critiquées (absence de modélisation fine des préférences temporelles, absence de coûts d'ajustement, etc), soit le modèle doit être complété afin de répondre aux critiques (par exemple avec des coûts d'ajustement) mais ceci génère de nombreuses dépendances temporelles et relations causales entre les variables. Par exemple, dans le modèle de Galama et al. [2013], l'existence d'un coût d'ajustement du capital santé introduit un « seuil de santé » tel qu'au-dessus de ce seuil, les individus ne demandent pas de santé. Dans la simulation présentée, le seuil de santé chute brutalement au moment du passage à la retraite et les travailleurs qualifiés atteignent ce seuil, déclenchant une demande de santé plus forte que dans la vie active. Cette forte variation générant potentiellement de forts coûts d'ajustement, l'individu préfère alors ré-investir à l'avance dans sa santé, en fin de vie active, afin d'économiser ces coûts d'ajustement. Cet effet ne se produit pas pour les travailleurs non qualifiés qui partent à la retraite avant.

En comparaison, un travailleur non qualifié, qui ne se différencie du travailleur qualifié que par son niveau de salaire, va prendre une retraite à 53 ans. Son investissement en santé sera également plus faible, puisqu'il laissera sa santé se dégrader quasiment tout au long de sa vie, en ne la réinvestissant qu'à l'âge de 81 ans. D'après les simulations numériques et conditionnellement aux paramètres retenus, à l'âge de 82 ans les travailleurs qualifiés auront un état de santé de 40% supérieur à celui des travailleurs non qualifiés<sup>5</sup>. L'inégalité en termes de santé est liée à la combinaison de deux effets. D'une part la santé est moins valorisée dans la retraite que dans la vie active (car elle n'apporte plus de bénéfices productifs pendant la retraite), d'autre part les travailleurs non qualifiés ont une vie active moins longue. Les simulations de Galama et al. [2013] permettent également de quantifier l'impact des déterminants de l'âge de départ à la retraite. Dans la mesure où l'état de santé initial constitue un capital santé mobilisable dans le processus productif, les individus les mieux dotés en santé ont une incitation à réduire leur âge de départ à la retraite car ils peuvent atteindre une même consommation avec une durée d'emploi plus faible. A l'inverse, lorsque la

---

<sup>5</sup> Une majeure partie de la population se trouve initialement, comme dans le modèle de Wolfe (1985), sur une solution en coin en termes de santé, avec un fort excès de santé, ce qui permet de la laisser se dégrader.



détérioration de l'état de santé est plus importante, les individus ont intérêt à repousser l'âge de la retraite pour contrer l'impact négatif de cette détérioration sur leur état de santé<sup>6</sup>.

En résumé, le modèle de capital humain proposé par Grossman [1972] a donné lieu à une abondante littérature théorique qui permet d'étudier l'impact de la retraite sur la santé. L'intérêt principal de ce modèle et de ses extensions est de proposer une analyse des divers arbitrages réalisés en la matière par un individu, qu'il s'agisse du temps de travail ou de l'investissement en santé<sup>7</sup>. Plusieurs résultats majeurs doivent être évoqués. En particulier, la présence d'une utilité spécifique liée à la santé conduit à une moindre décroissance de l'état de la santé suite au passage à la retraite, une santé initiale non optimale conduit les travailleurs à laisser leur santé se déprécier pendant leur vie active pour lui consacrer une forte part de leur temps au moment de la retraite, et une moins bonne santé conduit à avancer l'âge de passage à la retraite. En revanche, la richesse du modèle de Grossman [1972] en constitue également la principale limite. Suivant les hypothèses et les formes fonctionnelles retenues, les conclusions peuvent être radicalement différentes.

De ce fait, les contributions théoriques récentes se fondent principalement sur des simulations numériques afin de pouvoir tirer des conclusions du modèle. L'exemple type est la difficulté à intégrer de manière simple l'aversion au risque, même via un modèle d'utilité espérée. De manière plus fondamentale, la difficulté du modèle de Grossman réside dans son aspect profondément normatif. Les décisions de santé y sont le résultat de comportements d'individus isolés parfaitement rationnels, hypothèse largement mise en cause par la littérature en économie comportementale. Si le contenu normatif du modèle représentant ce que ferait un être parfaitement rationnel confronté au modèle proposé n'est pas discutable, son aspect descriptif des comportements et des états de santé lors du passage à la retraite peut être largement inadéquat. La littérature en ce domaine bénéficierait d'une intégration de dimensions du choix individuel plus comportementales. Typiquement, la prise en compte des perceptions et croyances individuelles face aux risques de santé, l'introduction de la possibilité d'incohérence temporelles des choix, les préférences sociales ou la préférence pour le statu-quo font partie des pistes d'intérêt. De ce fait, les limites tant théoriques que descriptives du modèle standard de capital humain font que la question de l'effet de la retraite sur la santé est désormais une question principalement abordée sous l'angle empirique, littérature vers laquelle nous nous tournons à présent.

### **3. Les enseignements de la littérature empirique internationale**

Au cours des quinze dernières années, un nombre croissant d'études empiriques se sont intéressées à l'effet de la retraite sur la santé. Ces études regroupent des travaux en épidémiologie, en économie et en sociologie. Pour s'assurer que l'effet identifié est bien causal, il est nécessaire de corriger le biais d'endogénéité lié à la décision de départ en retraite. Deux principales sources d'endogénéité sont à prendre en compte : un biais de variables omises et un biais de causalité inverse. En premier lieu, les choix de retraite et l'état de santé peuvent être influencés par certaines variables inobservables spécifiques aux individus, mais constantes au cours du temps, générant un biais de variables omises. En second lieu, l'état de santé peut conduire les individus en mauvaise santé à partir plus tôt en retraite, générant ainsi un biais de causalité inverse. La mesure de l'état de santé peut elle-

---

<sup>6</sup> De même, les éléments qui augmentent le coût du capital santé, le prix des services de santé, l'efficacité de l'investissement en santé ou la productivité liée à la santé conduisent à augmenter l'âge de départ à la retraite.

<sup>7</sup> Un modèle n'intégrant pas la possibilité que l'état de santé résulte de choix individuels, mais soit uniquement le résultat de chocs purement exogènes, ne pourrait pas intégrer ces multiples dimensions.

même avoir une influence sur les résultats. Si l'état de santé est auto-déclaré par les personnes interrogées, il se peut que ces dernières en viennent à sous-estimer leur santé pour justifier leur départ en retraite [Parsons, 1982 ; Bazzoli, 1985]. Ce biais de justification doit se traduire par une corrélation négative entre le passage en retraite et l'état de santé subjectif.

Pour corriger la première source d'endogénéité (biais de variables omises), de nombreux travaux en épidémiologie étudient les changements dans l'état de santé avant et après le passage en retraite à partir de données longitudinales. A partir d'une méta-analyse, Van der Heide et al. [2013] montrent que de nombreuses preuves empiriques convergent vers un effet positif et significatif du passage en retraite sur la santé mentale, que ce soit en termes d'amélioration du bien-être ou de réduction de symptômes dépressifs. Les effets sont moins clairs en ce qui concerne les effets de la retraite sur la santé subjective et la santé physique. Dans ce champ de recherche, plusieurs études menées sur données françaises [Westerlund et al., 2009 ; Westerlund et al., 2010] soulignent que le passage à la retraite réduit significativement la probabilité qu'un individu se déclare en mauvaise santé, qu'il développe des symptômes dépressifs ou qu'il se sente fatigué physiquement ou mentalement. En revanche, ces travaux ne trouvent aucun effet significatif sur la probabilité d'avoir des maladies respiratoires, des troubles cardio-vasculaires ou du diabète. La probabilité de contracter ces troubles augmente bien avec l'âge, mais contrairement aux prédictions d'un modèle de Grossman, aucune rupture de tendance n'est observée après le passage à la retraite<sup>8</sup>.

Cependant, toutes ces études menées en épidémiologie ne tiennent pas compte du biais de causalité inverse qui constitue la principale source d'endogénéité du choix de départ en retraite. En effet, comme nous l'avons vu dans le modèle de Wolfe [1985], un choc négatif anticipé ou non sur la santé peut conduire les individus à partir en retraite plus tôt [Bound et al., 1999 ; Dwyer and Mitchell, 1999 ; McGarry, 2004] sans pour autant qu'il y ait un effet causal négatif de la retraite sur la santé. Autrement dit, une relation négative entre bonne santé et retraite peut être liée non pas au fait que la santé se détériore suite au passage à la retraite, mais parce que les individus en moins bonne santé ont davantage choisi de partir à la retraite. Le principal défi empirique est donc de corriger ce biais de simultanéité pour être sûr d'identifier réellement un effet causal de la retraite sur la santé des individus.

La principale approche utilisée dans ce cadre consiste à estimer des modèles à variables instrumentales, qui influenceraient le choix de départ en retraite sans pour autant affecter la santé des individus. Plusieurs instruments ont été retenus dans la littérature, mais la stratégie la plus couramment adoptée est celle qui consiste à utiliser les spécificités institutionnelles des systèmes de retraite et notamment les âges d'éligibilité à une retraite ou bien l'existence d'une retraite anticipée. L'hypothèse sous-jacente est que ces âges d'éligibilité vont très fortement influencer les choix de départ à la retraite sans pour autant avoir d'impact direct sur la santé des individus.

Cette approche a été utilisée pour la première fois par Charles [2004] sur les données américaines de l'enquête HRS (Health and Retirement Study) et a été ensuite reprise par une première série de travaux empiriques exploitant la variabilité de ces âges légaux et minimaux de retraite entre différents pays pour estimer à partir de données en coupe l'effet causal de la retraite sur la santé [Coe et Zamarro, 2011 ; Rohwedder et Willis, 2010]. Ces travaux utilisent

---

<sup>8</sup> Ces résultats français ont toutefois été obtenus à partir de la cohorte GAZEL qui regroupe tous les salariés de l'ancienne compagnie nationale d'électricité et de gaz EDF-GDF. Ces individus ne sont donc pas représentatifs de la population française, notamment du fait de leur faible âge moyen de départ à la retraite (autour de 55 ans).

les données de la première vague de l'enquête SHARE (Survey on Health Aging and Retirement in Europe) menée sur plus d'une dizaine de pays européens à partir de 2004. Cependant, Bingley et Martinello [2013] soulignent que cette méthode conduit à des biais importants car elle ne tient pas compte du fait que les différences d'âges d'éligibilité entre les pays sont largement liées à des différences de niveaux d'éducation moyens. Comme l'éducation est un important déterminant de l'état de santé [Mazzonna, 2014], résultat souligné de longue date par Grossman [1972], on ne peut pas exploiter uniquement la variabilité des âges d'ouverture des droits à pension entre les pays pour identifier un effet causal de la retraite sur la santé si on ne contrôle pas des différences de niveaux d'éducation des individus. Bonsang et al. [2012] ajoutent que chaque pays étudié dans ces études se caractérise par des institutions et des cultures spécifiques qui peuvent également influencer les effets de la retraite sur les capacités cognitives.

Pour contrôler à la fois de cette hétérogénéité inobservée et du biais de simultanéité, une deuxième vague d'études utilisent des données de panel et estiment des modèles à effets fixes en instrumentant le départ en retraite par les âges minimaux et légaux de droits à pension. Hessel [2016], Mazzonna et Peracchi [2012, 2017] et Heller-Sahlgren [2017] utilisent plusieurs vagues de l'enquête SHARE afin d'exploiter simultanément la variabilité des âges d'éligibilité à la retraite entre les pays tout en contrôlant de l'hétérogénéité inobservée à partir de modèles à effets fixes. Cette approche a été critiquée récemment par Nishimura et al. [2018], qui montrent que la très forte hétérogénéité entre les pays étudiés a une influence sur les résultats obtenus. En effet, en utilisant la même stratégie d'identification et en incluant les mêmes variables explicatives dans les régressions, ils obtiennent des résultats différents entre les huit pays étudiés. Si le constat n'est guère surprenant au regard des spécificités des systèmes de pension, il plaide clairement pour des analyses spécifiques à chaque pays. D'autres travaux utilisent le même instrument et estiment des modèles à effets fixes à partir de données de panel américaines [Charles, 2004 ; Neuman, 2008 ; Bonsang et al., 2012 ; Gorry et al., 2015], allemandes [Eibich, 2015], anglaises [Behncke, 2012] japonaises [Oshio et Kan, 2017] ou australiennes [Zhu, 2016]. Seuls Westerlund et al. [2009, 2010] ont étudié cette question à partir de données de panel françaises concernant une population très spécifique<sup>9</sup>.

Nous pouvons tirer quelques enseignements de tous ces travaux qui tentent de corriger le biais de causalité inverse. D'abord, ils fournissent un ensemble de preuves empiriques montrant un effet positif et significatif de la retraite sur la santé auto-déclarée par les individus<sup>10</sup>. Ensuite, certaines études mettent en avant un effet négatif de la retraite sur les capacités cognitives des seniors en termes de mémoire, de fluidité du langage ou de capacités de comptage à partir de données américaines de l'enquête HRS [Bonsang et al., 2012] ou européennes de l'enquête SHARE [Rohwedder et Willis, 2010 ; Mazzonna et Peracchi, 2012]. Les auteurs justifient leurs résultats en expliquant que la retraite prive l'individu d'un environnement stimulant pour développer et entretenir ces capacités. Dans un modèle de Grossman, ce résultat est simplement lié à la perte, au moment de la retraite, de l'incitation salariale à maintenir ces capacités.

---

<sup>9</sup> Si les études menées à partir de l'enquête SHARE incluent la France, ce pays n'est toutefois pas étudié pour lui-même par des régressions distinctes.

<sup>10</sup> Les études menées sur données américaines soulignent que si on ne corrige pas du biais de causalité inverse, la retraite est corrélée négativement et significativement avec l'état de santé auto-déclaré (Charles, 2004 ; Neuman, 2008 ; Gorry et al., 2015).

Concernant l'effet de la retraite sur l'occurrence de troubles dépressifs, les résultats sont moins tranchés. Charles [2004] montre à partir des données américaines de l'enquête HRS que la retraite réduit significativement la probabilité d'avoir des symptômes dépressifs, mais Neuman [2008] trouve à partir des mêmes données que cet effet n'est pas significatif. Gorry et al. [2015] exploitent également ces données et montre que l'effet est surtout positif et significatif à long terme, à savoir plus de quatre ans après le départ en retraite. Ils soulignent ainsi l'importance d'étudier les effets de la retraite sur la santé au cours du temps en adoptant une approche dynamique. Oshio et Kan [2017] aboutissent à la même conclusion à partir de données longitudinales japonaises issues de l'enquête LSMAOA (Longitudinal Survey of Middle-Aged and Older Adults) de même que Zhu [2016] à partir de l'enquête HILDA (Household Income and Labor Dynamics in Australia) en Australie. Cependant, en étudiant ces effets à long-terme de la retraite sur l'occurrence de symptômes dépressifs à partir de l'enquête européenne SHARE, Heller-Sahlgren [2017] met en évidence que la retraite augmente à long terme la probabilité d'être en dépression.

Cette absence de consensus se retrouve aussi pour l'effet de la retraite sur des mesures plus objectives de la santé physique. Gorry et al. [2015] ne trouvent pas d'effet significatif de la retraite sur la probabilité d'être limité dans ses activités au quotidien alors qu'Hessel [2016] trouve un effet négatif et significatif sur cette probabilité à partir des données de l'enquête SILC (Survey on Income and Living Conditions). Eibich [2015] n'obtient aucun effet significatif de la retraite sur la santé physique à partir des données allemandes du GSOEP (German Socio Economic Panel Study), tandis que Zhu [2016] montre un effet positif et significatif sur cette variable de santé à partir de données australiennes de l'enquête HILDA.

Bien que les âges d'éligibilité à la retraite ou la retraite anticipée soient des instruments très utilisés dans cette littérature, cette stratégie empirique reste discutable. D'abord, à l'exception de Heller-Sahlgren [2017] tous ces travaux introduisent simultanément l'âge légal et minimal (retraite anticipée) d'éligibilité dans leur équation de première étape. Cette approche peut générer des biais étant donné que la retraite anticipée concerne des individus très différents de ceux qui attendent l'âge légal pour partir en retraite<sup>11</sup>. De plus, les individus connaissent à l'avance l'âge d'éligibilité à la retraite et peuvent ajuster leurs comportements et être confrontés à des chocs sur leur état de santé en anticipation de la retraite [Behncke, 2012]. De même, l'annonce d'un changement de cet âge légal peut avoir des effets sur la santé des individus<sup>12</sup>. Par exemple, l'annonce d'une réforme aux Pays-Bas consistant à réduire la générosité du système de retraite a fortement augmenté la probabilité de dépression pour les cohortes concernées avant leur départ en retraite [De Grip et al., 2012]. Par conséquent, l'âge légal de retraite peut être considéré comme exogène à la condition que l'on contrôle les anticipations qu'ont les individus sur leurs choix futurs d'offre de travail ou sur les chocs qui pourraient affecter leur santé.

Pour répondre à ce problème lié aux anticipations, des stratégies alternatives d'identification ont été proposées. En introduisant ces anticipations dans les régressions, Behncke [2012] montre à partir des données de panel anglaises de l'enquête ELSA (English Longitudinal Study of Ageing) que la retraite augmente le risque de troubles cardiovasculaires ou encore la probabilité d'être limité dans ses activités quotidiennes. Cependant, à partir des données américaines HRS, Insler [2014] utilise ces anticipations (en l'occurrence la probabilité anticipée de continuer à travailler à 62 ou 65 ans) pour instrumenter le choix de

---

<sup>11</sup> A partir de données françaises, Messe et Wolff (2017) montrent que les individus qui bénéficient de ces dispositifs de retraite anticipée ont une probabilité plus forte d'avoir occupé des postes pénibles physiquement.

<sup>12</sup>

départ en retraite. En utilisant cette approche, cet auteur souligne que la retraite a plutôt des effets de préservation de la santé et réduit l'occurrence de certaines maladies chroniques telles que l'arthrite ou le diabète.

Enfin, à partir de données américaines, Coe et al. [2012] instrumentent le choix de partir en retraite d'un individu par le fait d'avoir bénéficié d'une incitation financière au départ en retraite de la part de son employeur. Ils montrent que certaines restrictions légales empêchent l'employeur de cibler ces primes sur les individus en moins bonne santé, ce qui rend cet instrument exogène. Ils nuancent ainsi les résultats de Bonsang et al. [2012] obtenus à partir des mêmes données en montrant qu'il n'y a pas d'effet négatif de la retraite sur les capacités cognitives des seniors. Cependant, ces primes à la retraite anticipée ne sont offertes que dans les grandes entreprises et elles ne concernent donc pas l'ensemble des travailleurs. Comme les effets estimés sont très locaux, il est difficile de généraliser le résultat à l'ensemble de la population d'un pays.

En l'état, il est surprenant de constater que malgré les avancées dans les stratégies d'identification, les preuves empiriques concernant l'effet de la retraite sur la santé restent mitigées, voire même contradictoires si on se réfère aux papiers montrant un effet négatif de la retraite sur la santé physique [Behncke, 2012] ou mentale [Heller-Sahlgren, 2017]. Nous pouvons avancer deux explications. D'abord, l'effet de la retraite sur la santé est susceptible de varier dans le temps. Les travaux sociologiques menés par Atchley [1976] postulent ainsi que les individus vivent une période de « lune de miel » peu après le passage à la retraite. Ils se sentent mieux, libérés de leurs contraintes professionnelles, et poursuivent de nouvelles activités. Puis ils connaissent une période de « désenchantement » durant laquelle ils réalisent qu'ils ont perdu leur ancien statut social et qu'ils font face à une baisse importante de leurs revenus. La dernière étape est une phase de réorientation/stabilité au cours de laquelle les individus redéfinissent leur mode de vie et s'adaptent à leur nouvelle situation.

La plupart des travaux qui utilisent les âges d'éligibilité à la retraite comme instrument du départ en retraite ne contrôlent pas la durée passée en retraite et donc ne distinguent pas des possibles effets de court, moyen et long-terme sur la santé [Charles, 2004 ; Neuman, 2008 ; Rohwedder et Willis, 2010 ; Coe et Zamarro, 2011 ; Behncke, 2012 ; Eibich, 2015]. Parmi les travaux adoptant une approche dynamique, Insler [2014], Gorry [2015] et Zhu [2016] soulignent que les effets bénéfiques de la retraite sur la santé ne se révèlent que quatre ans après le départ en retraite. Cependant, Heller-Sahlgren [2017] montre à partir de l'enquête SHARE qu'après quatre ans, la retraite augmente fortement l'occurrence de troubles dépressifs. Il n'y a donc pas de preuves empiriques d'un éventuel effet de « lune de miel » juste après la retraite.

Cependant, tous ces travaux ne regardent pas vraiment d'effet de court terme, mais plutôt de moyen terme étant donné que chaque vague d'observation est espacée d'au moins une année. Ainsi, ils n'examinent pas vraiment l'effet à très court terme du passage en retraite sur la santé. De plus, nous pouvons supposer que plus la distance entre le passage à la retraite et l'observation de l'état de santé est longue, plus il y a de chances que l'effet du passage en retraite soit ensuite brouillé par de multiples événements qui peuvent survenir tout au long de la retraite. Enfin, comme le soulignent Coe et al. [2012], l'utilisation de l'âge d'éligibilité à la retraite comme instrument du choix de retraite ne semble pas pertinent pour adopter une approche dynamique. En effet, une telle approche suppose d'avoir un instrument qui peut varier conditionnellement à l'âge. Dans le cas contraire, il semble difficile d'isoler l'effet du temps passé en retraite de l'effet lié à l'âge (vieillesse). Ceci vient de fait exclure

l'utilisation de l'instrument le plus couramment utilisé dans la littérature dans les travaux visant à différencier les effets de court, de moyen et de long terme du passage à la retraite sur la santé.

Une seconde explication permettant d'expliquer l'absence de consensus dans la littérature est liée à l'hétérogénéité vraisemblable de l'effet de la retraite sur la santé. D'après le modèle théorique de Grossman [1972], l'effet net dépend en partie des préférences individuelles. De plus, comme le soulignent Wang et al. [2011], la qualité de l'ajustement à la retraite (c'est-à-dire la manière dont les individus vont s'adapter à leur situation de retraité) dépend de nombreux facteurs qu'ils regroupent en cinq familles : les caractéristiques individuelles, les variables liées à l'emploi précédemment occupé, les changements au sein du ménage, les circonstances du passage en retraite et les nouveaux modes de vie adoptés durant la retraite. Les travaux récents de Eibich [2015] et Mazzonna et Peracchi [2017] soulignent des différences selon la pénibilité du travail précédemment occupé. Ainsi, pour les individus ayant occupé un emploi physiquement pénible, les effets bénéfiques de la retraite sur la santé sont beaucoup plus importants que pour ceux ayant occupé un emploi peu pénible. Cette hétérogénéité est en revanche moins visible quand on distingue les cadres et professions intermédiaires des employés et ouvriers [Gorry et al., 2015].

De même, les modes de vie adoptés durant la retraite ainsi que les activités influent fortement sur la santé des retraités. Ainsi, de nombreuses études s'accordent sur le fait que la hausse du temps consacré à l'activité physique après la retraite est une source importante d'effets bénéfiques sur la santé [Insler, 2014 ; Eibich, 2015 ; Zhu, 2016 ; Oshio et Kan, 2017]. En revanche, les résultats concernant l'effet du passage en retraite sur la consommation d'alcool et de tabac restent très mitigés.

Très peu de travaux ont étudié comment un changement au sein du ménage et notamment le passage à la retraite d'un individu pouvait avoir un effet sur la santé de son conjoint, malgré la littérature abondante concernant l'interdépendance des choix de retraite au sein du couple [Hurd, 1990 ; Gustman et Steinmeier, 2004 ; Sédillot et Walraet, 2002 ; Mastrogiacomo et al., 2004]. Cela est d'autant plus surprenant que les modèles structurels développés par exemple par French [2005] ou French et Jones [2011] prennent en compte l'effet du couple sur les décisions de retraite. On peut légitimement penser que les effets de la retraite sur la santé d'un individu peuvent avoir des externalités au niveau du couple, affectant ainsi la santé de son conjoint. Müller et Shaikh [2018] exploitent les données de l'enquête SHARE et instrumentent le choix de retraite du conjoint par les âges d'éligibilités à la retraite spécifiques à chaque pays. Ils montrent que la retraite d'un individu a bien un effet positif sur sa propre santé subjective, mais se caractérise par un effet négatif et significatif sur la santé subjective de son conjoint. Cet impact concerne surtout les femmes dont les maris partent en retraite alors que le choix de retraite des femmes n'a que peu d'impact sur la santé de leurs maris.

Ce dernier résultat fait écho aux travaux sociologiques de Johnson [1984] mettant en évidence le « syndrome du mari retraité ». Celui-ci désigne la forte hausse de la probabilité de dépression observée à partir d'une série de témoignages de femmes américaines dont les maris partent en retraite. Bertoni et Brunello [2017] évaluent la validité empirique de ce phénomène à partir des données japonaises de l'enquête PPS (Preference Parameters Study). Pour évaluer un effet causal de l'effet du passage à la retraite des maris sur la santé mentale de leurs femmes, ils s'appuient sur une réforme menée au Japon visant à augmenter l'âge obligatoire de retraite de 60 ans pour la cohorte née en 1946 à 65 ans pour ceux nés en 1949.

En instrumentant l'âge de retraite des hommes par cet âge obligatoire spécifique à chaque cohorte, ils montrent que la retraite des maris augmente significativement la probabilité de dépression chez leurs épouses, et ce d'autant plus si ces dernières sont encore en emploi ou si le mari est en dépression une fois retraité. Ces travaux récents mettent donc bien en évidence des externalités négatives du passage en retraite à l'échelle du ménage.

#### 4. Evidences empiriques pour la France

Nous proposons à présent une analyse empirique de la relation entre retraite et santé en France menée à partir des enquêtes Emploi réalisées par l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques sur la période allant de 2013 à 2016<sup>13</sup>. L'objet principal de l'enquête Emploi est par construction la mesure de l'emploi, du chômage et de l'inactivité suivant leur définition donnée par le Bureau International du Travail. Si l'enquête comprend des caractéristiques à la fois démographiques et socio-économiques détaillées des individus telles que le sexe, l'âge, la situation matrimoniale, le diplôme ou bien encore la catégorie sociale, le questionnaire inclut depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2013 trois indicateurs de santé principalement dans sa dimension physique qui font l'objet de notre investigation économétrique. Ces questions n'étaient pas présentes dans les éditions antérieures de l'enquête, ce qui explique le choix de la période retenue.

L'enquête Emploi est menée suivant un calendrier trimestriel, avec une collecte des données continue au cours de chaque trimestre qui permet une mesure de l'emploi et du chômage en fonction de la conjoncture. Le champ de l'enquête est celui des logements ordinaires autour de grappes qui correspondent à des groupes d'environ vingt logements contigus. Les habitants des logements tirés au sort font l'objet d'interrogations sur une période de six trimestres successifs. Pour un trimestre donné, le schéma de rotation est tel que l'échantillon comprend un sixième d'individus enquêtés pour la première fois, un sixième enquêtés pour la seconde fois et ainsi de suite, avec un taux de réponse autour de 80%. Les interviews sont réalisées en face à face avec l'enquêté uniquement lors des premier et dernier passages, tandis que les interviews intermédiaires se font à distance par téléphone. Les enquêtes Emploi permettent de s'appuyer sur des échantillons de grande taille : 394294 individus de plus de 15 ans ont été enquêtés en 2013, 431040 en 2014, 431678 en 2015 et 436573 en 2016 (l'âge moyen des enquêtés est de 49,3 ans).

Depuis 2013, l'enquête Emploi comprend un module très court relatif à la santé au travail (module H du questionnaire) qui comprend les trois questions suivantes<sup>14</sup> :

- « comment jugez-vous votre état de santé en général ? », les réponses possibles étant « très bon », « bon », « assez bon », « mauvais » et « très mauvais » ;
- « avez-vous une maladie ou un problème de santé qui soit chronique ou de caractère durable ? », les réponses possibles étant « oui » ou non » ;
- « êtes-vous limité(e), depuis au moins six mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? », les réponses possibles étant « oui, fortement limité(e) », « oui, limité(e), mais pas fortement », et « non, pas limité du tout ».

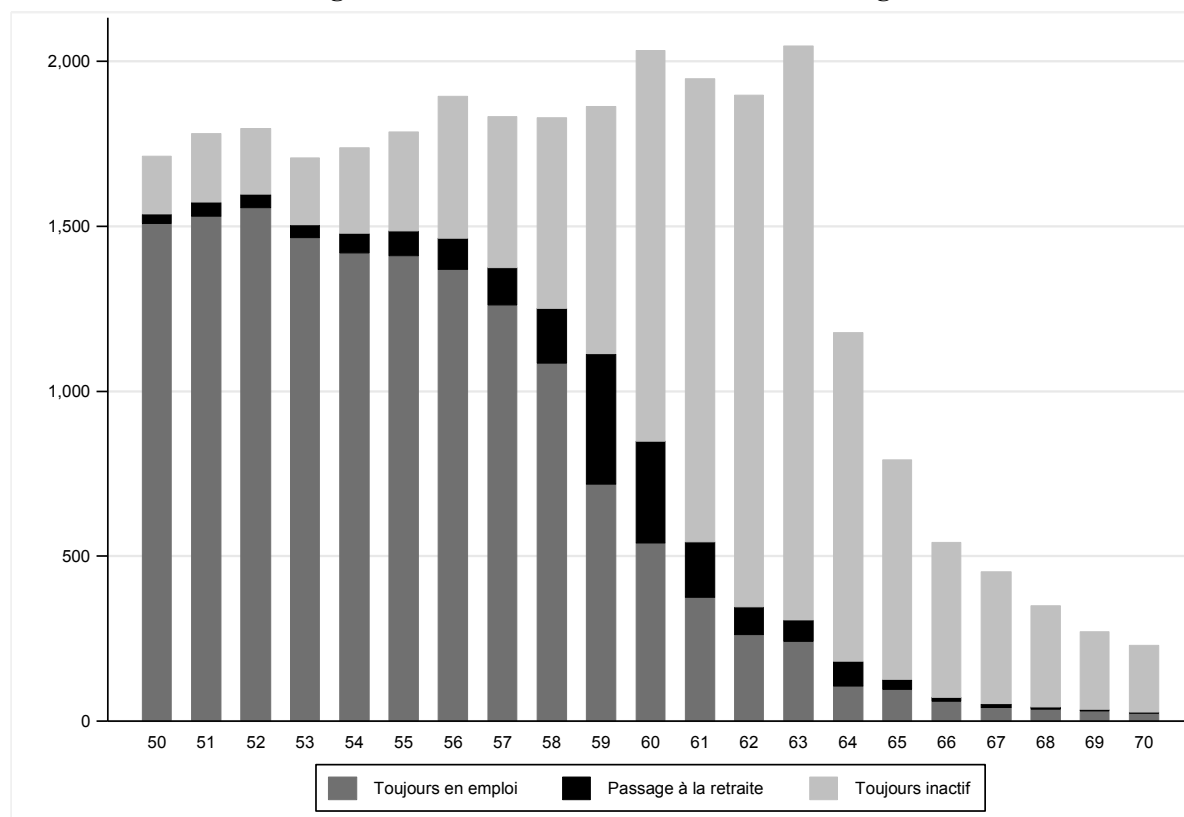
<sup>13</sup> Les données des enquêtes Emplois 2013-2016 sont disponibles auprès du portail d'accès aux données Quetelet-PROGEDO Diffusion (<http://quetelet.progedo.fr>).

<sup>14</sup> Le module comprend une quatrième question qui précise l'existence d'une reconnaissance administrative d'un handicap ou d'une perte d'autonomie.

Ce module de santé au travail n'est pas posé à chaque interview. Il concerne seulement les individus lors de leurs première et dernière interrogations, ce qui reste suffisant pour apprécier l'évolution de la santé pour chaque enquêté au cours de la période. Dans un souci de comparaison, nous construisons trois indicateurs binaires prenant pour valeur 1 lorsque l'enquêté se caractérise par des soucis de santé, c'est-à-dire « être au mieux en assez bonne santé », « avoir une maladie ou un problème de santé chronique » et « être limité dans les activités habituelles », et 0 dans le cas contraire. Pour la mesure générale de santé subjective, nous faisons le choix de contraster les santés bonnes et très bonnes aux autres états dans la mesure où les deux premières modalités représentent environ 65% des réponses données<sup>15</sup>.

L'échantillon est construit en utilisant la dimension longitudinale de l'enquête. Partant d'un échantillon global incluant les quatre années d'interrogation (1693585 observations), nous sélectionnons tout d'abord les individus interrogés à six reprises pour lesquels les réponses sur la santé sont renseignées aux premières et dernières interviews (562014 observations). Ensuite, nous retenons ceux qui sont soit actifs, soit retraités à chacune des deux dates et nous excluons les individus pour lesquels la trajectoire déclarée est la retraite en première interrogation et l'activité en dernière interrogation (446016 observations). Ces trajectoires de retour vers l'emploi concernent moins de 1,5% des individus de l'échantillon. Enfin, nous retenons seulement les première et dernière interviews pour chaque enquêté et nous excluons également les agriculteurs et les indépendants. L'échantillon, restreint aux personnes âgés entre 50 et 70 ans lors de leur première interview, comprend au final 29681 individus interrogés deux fois (59362 observations).

**Figure 1. Activité et retraite en fonction de l'âge**



Source : calcul des auteurs, enquêtes Emplois 2013-2016.

<sup>15</sup> Nous obtenons des résultats similaires par l'estimation d'un modèle Probit ordonné expliquant le niveau de santé déclaré par l'enquêté.



Note : l'échantillon est restreint aux enquêtés âgés de 50 à 70 ans lors de leur première interview.

La dimension longitudinale des enquêtes Emplois permet de caractériser l'importance relative de l'activité et de la retraite suivant l'âge et également de repérer les transitions vers la retraite. Ces évolutions sont représentées dans la figure 1. Les effectifs d'enquêtés oscillent entre 1700 et 2000 enquêtés pour chaque âge jusqu'à 63 ans. Ils diminuent sensiblement au-delà, avec au plus 500 enquêtés à partir de 66 ans. La figure 1 met en évidence l'ampleur des changements dans la situation par rapport au marché du travail suivant l'âge. La proportion d'enquêtés en emploi à la première interview, qui excède 85% jusqu'à l'âge de 53 ans, décline ensuite rapidement : 78,8% à 55 ans, 68,8% à 57 ans, 59,2% à 58 ans, 38,5% à 59 ans, 26,6% à 60 ans et 19,3% à 61 ans. La dimension longitudinale de l'enquête Emploi permet surtout de repérer les enquêtés qui prennent leur retraite au cours des six semestres d'interviews. Cela concerne 4,4% des enquêtés à l'âge de 55 ans en première interview, 6,2% à 57 ans, 21,1% à 59 ans, 15,2% à 60 ans et 8,7% à 61 ans<sup>16</sup>.

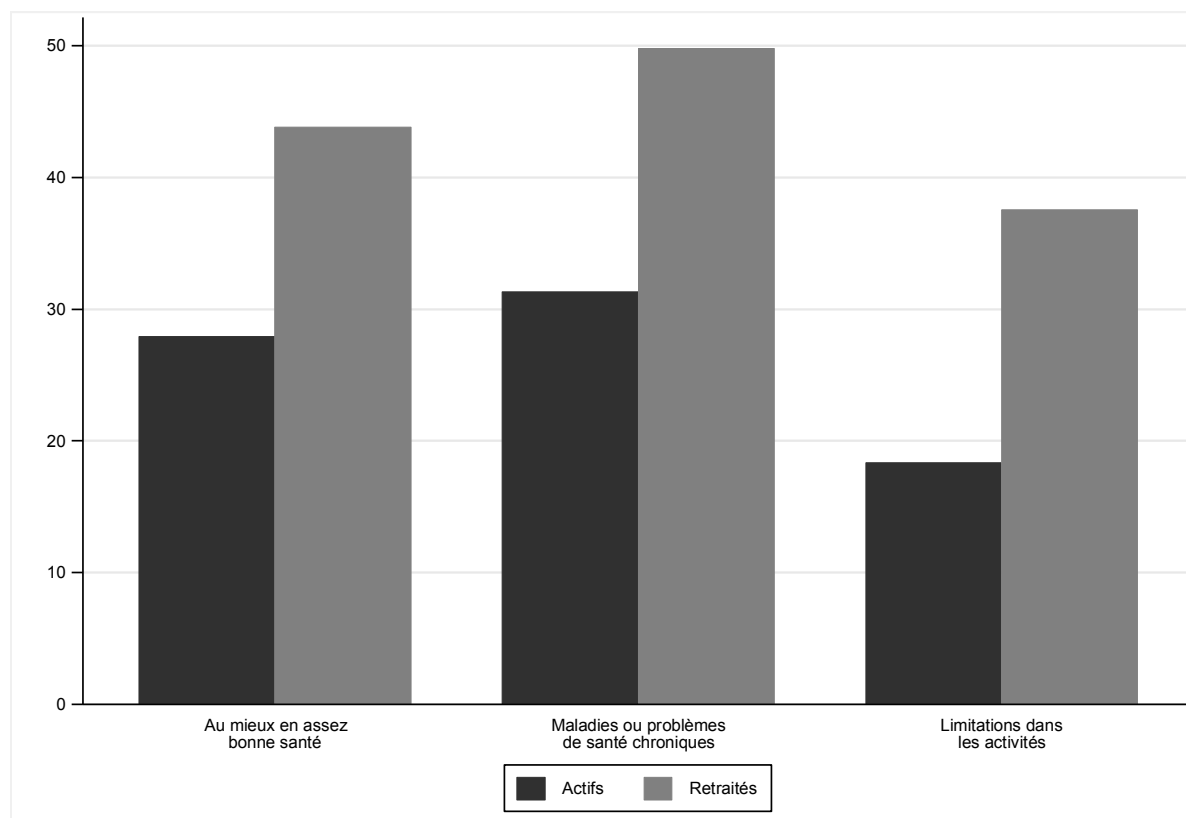
Ces observations apparaissent cohérentes avec les règles en vigueur pour les départs à la retraite en France. Au cours des dernières années, l'âge légal de la retraite a été progressivement relevé. Avant 2011, il s'élevait à 60 ans pour les cohortes nées en 1950. Il était toutefois possible pour les personnes ayant commencé à travailler à des âges jeunes (de 14 à 20 ans) de partir sous certaines conditions en retraite anticipée pour carrière longue entre 56 et 59 ans [Denayrolles et Guilain, 2015]. Depuis 2011, l'âge légal de départ à la retraite a progressivement augmenté pour atteindre 62 ans pour les cohortes nées en 1955. Les âges de retraite anticipée ont également été relevés. Le décret Hollande entré en vigueur en novembre 2012 a élargi le dispositif pour les carrières longues aux individus ayant commencé à travailler à 19 ou 20 ans, qui ont la possibilité de partir à 60 ans sous la condition d'avoir validé 164 trimestres. D'après les données de l'OCDE, l'âge effectif de départ à la retraite en France en 2016 était de 60 ans pour les hommes et 60,3 ans pour les femmes, ce qui pour les hommes place la France au dernier rang parmi les pays de l'OCDE<sup>17</sup>.

Pour étudier l'effet de la retraite sur la santé, nous sélectionnons les individus âgés de 55 à 61 ans en première interview, ce qui correspond aux âges auxquels l'essentiel des transitions de l'emploi vers la retraite sont observés. Pour les 50-70 ans, un peu plus de sept passages à la retraite sur dix (72,2%) observés dans l'enquête entre les première et dernière interviews concernent les individus âgés de 55 à 61 ans lors de leur première interrogation. A des âges plus élevés, les personnes qui continuent à travailler sont vraisemblablement de plus en plus sélectionnées, quelles qu'en soient les raisons. Il peut par exemple s'agir d'enquêtés en meilleure santé, ce qui leur permet une activité prolongée au-delà de 60 ans, ou bien la nécessité de travailler plus longtemps pour obtenir un niveau de pension plus élevé une fois à la retraite. L'échantillon comprend alors 13188 individus, soit 26376 observations correspondant aux première et dernière interviews.

## Figure 2. Santé des actifs et des retraités

<sup>16</sup> Les résultats diffèrent quelque peu pour les hommes et pour les femmes. Les taux d'emploi sont par exemple plus élevés pour les hommes jusqu'à 57 ans (avec un différentiel de 8,2 points de pourcentage à 56 ans) et l'enquête recense davantage de transitions de l'emploi vers la retraite pour les hommes avant 60 ans : le différentiel est de 3,3 points de pourcentage à 57 ans, 5,4% points à 58 ans et 10,9 points à 59 ans.

<sup>17</sup> Les données sont disponibles sur le lien <http://www.oecd.org/fr/els/emp/age-effectif-moyen-de-retraite.htm>.



Source : calcul des auteurs, enquêtes Emplois 2013-2016.

Note : l'échantillon est restreint aux enquêtés âgés de 55 à 61 ans lors de leur première interview.

En laissant de côté la dimension longitudinale des données, la figure 2 compare la santé des actifs (61,3% des observations) à celle des retraités (38,7%). Quel que soit l'indicateur retenu, les données révèlent que les enquêtés se déclarent en moins bonne santé lorsqu'ils sont à la retraite plutôt qu'en activité. L'ampleur des écarts observés est importante. La proportion d'enquêtés affirmant qu'ils sont au mieux en assez bonne santé est par exemple de 15,6 points de pourcentage supérieure pour les retraités<sup>18</sup>. Il est néanmoins très difficile d'interpréter ces corrélations, qui supportent plusieurs interprétations. Il est ainsi possible que les individus une fois à la retraite voient leur état de santé se détériorer, mais les retraités sont aussi en moyenne plus âgés que les actifs et l'âge précis de chaque enquêté dans la tranche d'âge considérée (55-61 ans) n'est ici pas pris en compte. Il se peut également que les individus partis à la retraite soient ceux qui étaient en moins bonne santé, donnant lieu à un problème de causalité inverse. Enfin, les résultats peuvent être liés à un biais de justification de la part des enquêtés si ces derniers « justifient » leur choix d'être à la retraite en reportant une santé moins bonne [Parsons, 1982; Bazzoli, 1985].

Le tableau 1 décrit les caractéristiques des enquêtés. Il met en évidence des différences notables entre les actifs et les retraités. S'il n'y a aucune différence suivant le genre ou le célibat, les retraités sont plus âgés en moyenne (+1,8 ans). Il existe également de forts écarts en fonction du niveau d'éducation et de la catégorie sociale. La proportion de retraités est supérieure de près de 11 points parmi ceux qui n'ont aucun diplôme (21,8% pour les actifs contre 32,7% pour les retraités) alors qu'elle est inférieure de 12,4 points pour ceux qui ont un

<sup>18</sup> Les écarts sont de 18,2 points pour les maladies ou problèmes de santé chronique et de 18,9 points pour l'existence de limitations dans les activités habituelles. Des tests de comparaison de moyennes montrent que ces différences sont très fortement significatives.

diplôme supérieur au baccalauréat (21,5% pour les actifs contre 32,4% pour les retraités). De manière similaire, il y a davantage de retraités parmi les ouvriers (21,5% des actifs contre 32,4% des retraités), alors que la proportion de retraités est bien plus faible chez les cadres avec un différentiel de 10,5 points de pourcentage et dans une moindre mesure chez les professions intermédiaires. Ces forts effets de composition sont susceptibles d'expliquer largement les écarts de santé entre actifs et retraités, puisque les niveaux de santé sont en moyenne meilleurs parmi les plus diplômés et les professions supérieures.

**Tableau 1. Caractéristiques des actifs et des retraités**

Variabiles	Ensemble	Actifs	Retraités	Différence
Sexe féminin	0,537	0,534	0,542	0,008
Age	58,688	57,917	59,678	1,761***
Célibataire	0,252	0,252	0,251	-0,001
Niveau d'éducation				
Aucun diplôme	0,266	0,218	0,327	0,109***
Inférieur au Bac	0,407	0,388	0,431	0,043***
Bac	0,123	0,135	0,108	-0,028***
Supérieur au Bac	0,204	0,259	0,135	-0,124***
Catégorie sociale				
Cadre	0,149	0,194	0,090	-0,105***
Profession intermédiaire	0,244	0,249	0,237	-0,012**
Employé	0,345	0,341	0,349	0,008
Ouvrier	0,263	0,215	0,324	0,109***
Nombre d'observations	26376	14837	11539	

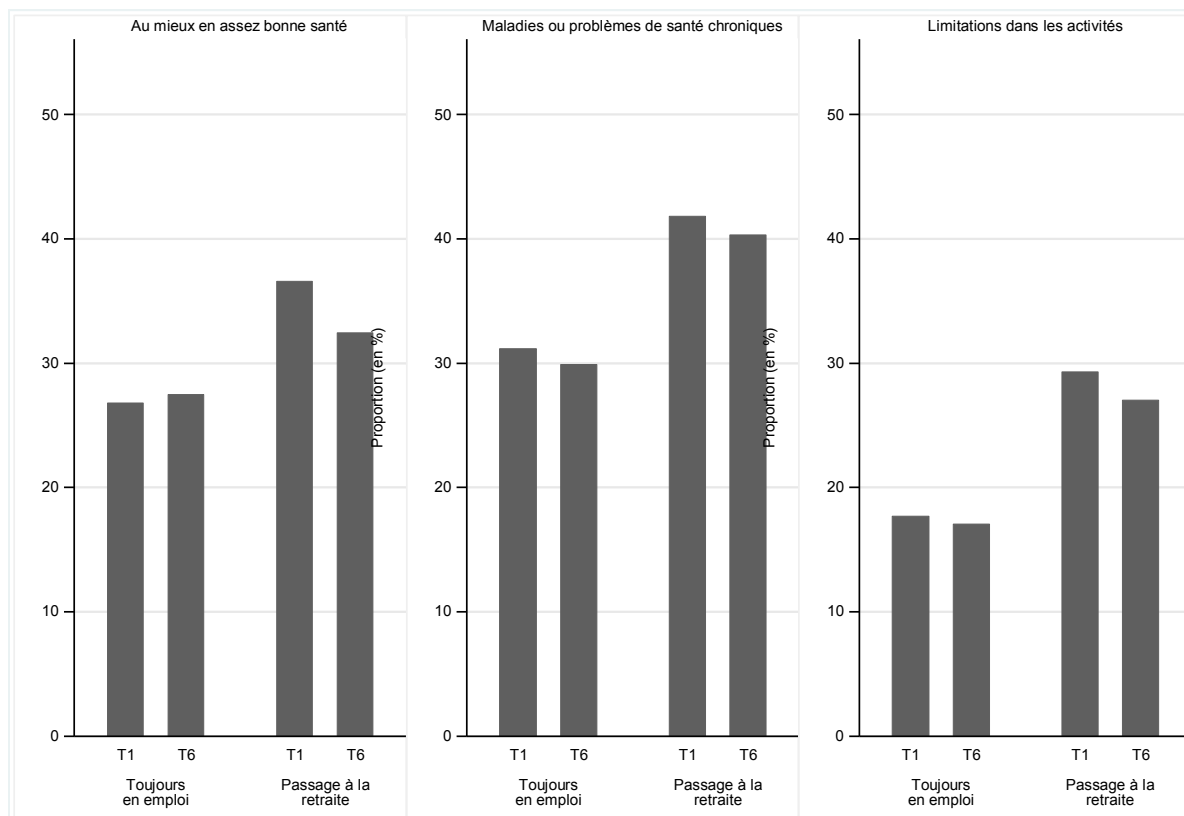
Source : calcul des auteurs, enquêtes Emplois 2013-2016.

Note : l'échantillon est restreint aux enquêtés âgés de 55 à 61 ans lors de leur première interview. Les seuils de significativité pour les tests de comparaison de moyennes sont respectivement de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*).

Au regard des différences fortes entre les deux groupes (actifs et retraités), nous considérons à présent les seuls individus en activité à la première interview et regardons l'évolution de leur état de santé entre les première et dernière interviews. La figure 3 illustre l'intérêt d'une telle approche dynamique, avec deux résultats principaux. D'un côté, les individus qui passent à la retraite entre les première et dernière interviews sont en moyenne en moins bonne santé que ceux qui sont en emploi aux deux dates. Lors de la première interrogation, le différentiel est d'environ 10 points de pourcentage entre les deux groupes<sup>19</sup>. De l'autre, l'évolution de la santé apparaît quelque peu différente pour les enquêtés en emploi aux deux interrogations et pour ceux qui passent à la retraite. Le résultat le plus intéressant concerne l'indicateur de santé subjective. Alors que la proportion d'individus se déclarant au mieux en assez bonne santé croît de 0,7 point de pourcentage entre les deux interviews pour ceux qui sont toujours en emploi (de 26,8% à 27,5%), elle diminue à l'inverse de 4,1 points pour ceux qui prennent leur retraite (de 36,6% à 32,5%). Les écarts sont de plus faible ampleur pour les maladies et problèmes de santé chroniques et pour les limitations dans les activités habituelles, avec une légère baisse des difficultés de santé reportées entre les deux interviews.

**Figure 3. Effet du passage à la retraite sur la santé**

<sup>19</sup> En première interview, la proportion d'individus se déclarant au mieux en assez bonne santé est de 26,8% pour ceux qui sont en emploi lors des deux interrogations et de 35,8% pour ceux qui passent à la retraite au cours de la période. Les proportions sont de 31,1% et 41,2% pour les maladies ou problème de santé chroniques, et de 17,7% et 28,7% pour les limitations dans les activités chroniques.



Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 2013-2016.

Note : l'échantillon est restreint aux enquêtés âgés de 55 à 61 ans en activité lors de leur première interview.

Afin de tenir compte des effets de composition évoqués précédemment, nous nous tournons vers une analyse économétrique dont l'objet est d'expliquer l'état de santé de l'enquêté en fonction de son statut d'activité. Soit  $H_{it}^k$  une variable muette mesurant l'état de santé de l'individu  $i$  à la date  $t$  pour chacun des indicateurs  $k$  avec  $k = \{1, 2, 3\}$ . Nous estimons le modèle suivant :

$$H_{it}^k = \delta R_{it} + X_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où  $R_{it}$  indique le fait d'être retraité à la date  $t$ ,  $\delta$  est le paramètre d'intérêt à estimer,  $X_{it}$  correspond à un ensemble de caractéristiques individuelles dont les effets sont donnés par le vecteur  $\beta$ ,  $u_i$  est un terme d'erreur inobservé spécifique à l'individu  $i$  et invariant dans le temps, et  $\varepsilon_{it}$  est une perturbation résiduelle que l'on suppose telle que  $E[\varepsilon_{it}] = 0$  et  $V[\varepsilon_{it}] = \sigma^2$ . Afin de faciliter l'interprétation des résultats, nous utilisons des modèles linéaires en probabilité de telle sorte que les coefficients estimés correspondent à des effets marginaux<sup>20</sup>. Sous l'hypothèse que l'effet individuel  $u_i$  n'est pas corrélé avec les variables explicatives  $R_{it}$  et  $X_{it}$ , alors la spécification correspondante est un modèle à effets aléatoires.

**Tableau 2. Les déterminants de la santé : retraités versus actifs**

Variables	Au mieux en assez bonne santé	Maladies ou problèmes de santé chroniques	Limitations dans les activités
<i>Panel A. Modèles à effets aléatoires</i>			
Retraité	0,123***	0,146***	0,150***

<sup>20</sup> L'estimation de modèles de choix discrets de type Probit ou Logit donne lieu à des résultats similaires.

	(18,88)	(21,91)	(25,01)
Caractéristiques individuelles	NON	NON	NON
Nombre d'observations	26376	26376	26376
<i>Panel B. Modèles à effets aléatoires</i>			
Retraité	0,128***	0,161***	0,171***
	(18,02)	(21,95)	(26,10)
Caractéristiques individuelles	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	26376	26376	26376
<i>Panel C. Modèles à effets fixes</i>			
Retraité	-0,041***	0,011	-0,005
	(-3,01)	(0,79)	(-0,45)
Caractéristiques individuelles	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	26376	26376	26376
<i>Panel D. Modèles Logit conditionnels</i>			
Retraité	-0,357***	0,123	-0,031
	(-2,91)	(1,03)	(-0,23)
Caractéristiques individuelles	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	5902	5768	4666

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 2013-2016.

Note : l'échantillon est restreint aux enquêtés âgés de 55 à 61 ans lors de leur première interview. Les seuils de significativité sont 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*). Les variables de contrôle retenues sont le sexe, l'âge, l'âge au carré, le fait d'être célibataire, le niveau de diplôme (sans diplôme, inférieur au Bac, Bac, supérieur au Bac), la catégorie sociale (indépendant, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier) et des variables d'année et de mois d'interview. Seuls l'âge, l'âge au carré, le fait d'être célibataire et les effets temporels sont pris en compte dans les modèles à effets fixes.

Les résultats obtenus sous l'hypothèse d'exogénéité  $E(u_{it}|R_{it}, X_{it}) = 0$  sont présentées dans les panels A et B du tableau 2. En l'absence de variables de contrôles dans les régressions, la corrélation entre le fait d'être retraité et un moins bon état de santé est positive (panel A). Les effets marginaux associés à la retraite sont de 12,3% pour le fait d'être au mieux en bonne santé, de 14,6% en cas de maladies ou de problèmes de santé chroniques, et de 15,0% pour l'existence de limites dans les activités habituelles. Nous introduisons ensuite des caractéristiques individuelles dans les régressions afin de prendre en compte les effets du genre, de l'âge, de la situation matrimoniale, du niveau d'éducation et de la catégorie sociale sur l'état de santé<sup>21</sup>. Les résultats du panel B montrent que les différents contrôles ont très peu d'incidence sur la corrélation entre le fait d'être retraité et des difficultés de santé (avec des effets marginaux compris entre 13% et 17%). Le fait de se déclarer au mieux en bonne santé est corrélé positivement avec le fait d'être célibataire, mais négativement avec le diplôme et la catégorie sociale. Les difficultés de santé sont sensiblement moins fréquentes chez les diplômés du supérieur et chez les cadres et les professions intermédiaires.

En l'état, cette corrélation positive apparaît assez difficile à interpréter. Il se peut que la retraite ait un impact négatif sur la santé, mais il est tout aussi possible que les personnes soient à la retraite parce qu'elles étaient en moins bonne santé avant de se retirer du marché du travail. Par ailleurs, le fait que le statut de retraité soit traité comme exogène dans nos régressions est susceptible de biaiser le coefficient estimé  $\delta$  indiquant l'effet de  $R_{it}$  sur  $H_{it}^k$ . Nous relâchons dès lors l'hypothèse d'exogénéité de l'effet individuel  $u_i$ . Les caractéristiques  $u_i$  invariantes dans le temps peuvent être corrélées avec la retraite et les variables de contrôle  $X_{it}$  et la spécification appropriée est un modèle à effets fixes. Puisque les données fournissent

<sup>21</sup> Nous introduisons également des variables muettes pour les années et les mois au cours desquels les enquêtés sont interviewés.

deux observations pour chaque enquêté, le modèle (1) peut être réécrit en différences premières tel que :

$$\Delta H_{it}^k = \delta \Delta R_{it} + \Delta X_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différence. Les variations de santé sont alors expliquées par les changements dans l'état d'activité entre les deux interrogations. Lorsque les enquêtés sont soit en activité aux deux dates, soit à la retraite aux deux dates, la différence  $\Delta R_{it}$  est telle que  $\Delta R_{it} = 0$  et l'effet de  $R_{it}$  n'est pas identifié<sup>22</sup>. Autrement dit, le coefficient  $\delta$  dans la spécification (2) est identifié seulement par les personnes qui passent de l'activité à la retraite entre les première et dernière interviews.

Les résultats présentés dans le panel C du tableau 2 sont alors sensiblement différents. D'un côté, la corrélation entre la retraite et la présence de maladies ou problèmes de santé chroniques ou de limitations dans les activités habituelles n'est plus statistiquement significative aux seuils conventionnels. De l'autre, le passage à la retraite s'accompagne d'une moindre proportion d'enquêtés déclarant être au mieux en assez bonne santé. L'effet est significatif au seuil de 5% et est de l'ordre de -4 points de pourcentage. Cela signifie que les enquêtés qui passent à la retraite au cours de la période ont plus de chances de reporter une meilleure santé subjective en dernière interrogation, une fois qu'ils sont à la retraite. Cet effet apparaît cohérent avec les résultats descriptifs présentés en figure 3. Le panel D propose un test de robustesse avec l'estimation de modèles Logit conditionnels [Chamberlain, 1980]. L'échantillon est restreint aux seuls enquêtés pour lesquels l'état de santé varie entre les deux interviews<sup>23</sup>. Les résultats confirment la corrélation négative entre le fait d'être à la retraite et le fait de se déclarer au mieux en assez bonne santé.

Au regard des niveaux de santé très différents entre les actifs et les retraités d'après les enquêtes Emploi, nous examinons à présent l'effet du passage à la retraite sur les seuls individus qui se déclarent en emploi à la première interrogation. Cette approche nous permet par ailleurs de prendre en compte des caractéristiques plus détaillées sur la situation professionnelle des individus, en particulier les conditions de travail qui sont susceptibles de jouer un rôle central sur la santé. En lien avec la figure 3, l'échantillon est restreint aux seuls enquêtés en activité lors de leur première interview, que l'on voit soit rester en activité, soit passer à la retraite en dernière interview. Après sélection des individus pour lesquelles l'information sur les conditions de travail est disponible, l'échantillon comprend 7489 individus (14978 observations) parmi lesquels 1248 passent à la retraite entre les deux interrogations (ce qui correspond à une proportion de 16,7%). Parmi les enquêtés sélectionnés, 36,0% travaillent dans le secteur public, 22,5% ont une activité à temps partiel, 6,9% travaillent de nuit, 15,0% ont des horaires de travail irréguliers et 15,3% travaillent le dimanche.

Ce cadre d'analyse renvoie à un scénario d'évaluation avec un groupe de contrôle composé des individus en activité lors des deux interviews et d'un groupe traité au sein duquel les individus prennent leur retraite au cours de la période, le passage à la retraite jouant le rôle du traitement. Il est possible d'évaluer l'effet du traitement par une approche de

<sup>22</sup> Si le statut d'activité est invariant dans le temps, alors  $R_{it} = R_i$  et l'effet de  $R_i$  sur  $H_{it}^k$  est capturé par l'effet fixe individuel  $u_i$ . Les caractéristiques  $X_{it}$  qui ne varient pas dans le temps (par exemple le sexe de l'enquêté) sont également prises en compte dans l'effet fixe  $u_i$ .

<sup>23</sup> Par construction, les observations telles que  $\sum H_{it}^k = 0$  (en bonne santé aux deux dates) ou  $\sum H_{it}^k = 2$  (en mauvaise santé aux deux dates) ne contribuent pas à la vraisemblance du modèle

type différence-de-différences puisque l'on dispose d'informations sur la santé avant et après le traitement. Soit  $\mathbb{R}_{it} = 0$  pour le groupe d'enquêtés en activité aux deux dates et  $\mathbb{R}_{it} = 1$  pour le groupe d'enquêtés passant à la retraite. La variable muette  $\mathbb{T}_{it}$  renvoie à la date d'interrogation avec  $\mathbb{T}_{it} = 0$  à la première interview et  $\mathbb{T}_{it} = 1$  à la dernière interview. L'effet du passage à la retraite (supposé exogène) est obtenu par l'estimation de la spécification suivante :

$$H_{it} = \alpha \mathbb{R}_{it} + \gamma \mathbb{T}_{it} + \theta \mathbb{R}_{it} * \mathbb{T}_{it} + X_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

où les coefficients  $\alpha$ ,  $\gamma$  et  $\theta$  sont à estimer. Le paramètre  $\theta$  précise l'effet différentiel du passage à la retraite sur la santé des enquêtés suivant qu'ils soient toujours en activité ou qu'ils passent à la retraite. La spécification (2) peut être estimée soit en supposant que l'effet individuel  $u_i$  est exogène (modèle à effets aléatoires), soit en supposant que  $u_i$  est corrélé avec les différentes variables explicatives (modèle à effets fixes)<sup>24</sup>. Les résultats des modèles de différence-de-différences sont présentés dans le tableau 3.

Dans le panel A, aucune variable de contrôle n'est prise en compte. Les enquêtés du groupe traité (ceux qui passent à la retraite sur la période) apparaissent en moyenne en moins bonne santé que ceux du groupe de contrôle, avec un différentiel de près de 10 points de pourcentage. Le coefficient associé au terme croisé  $\mathbb{R}_{it} * \mathbb{T}_{it}$  est négatif et significatif au seuil de 1% pour le fait d'être au mieux en bonne santé. La différence entre les variations d'un état de santé subjectif passable est plus faible de 4,9% pour les traités que pour les contrôles. Les résultats sont toutefois sensibles à l'indicateur de santé retenu. L'effet du terme d'interaction est négatif et significatif au seuil de 10% pour les limitations dans les activités, alors qu'il n'y a aucun effet pour les maladies ou problèmes de santé chroniques. Une fois les caractéristiques individuelles prises en compte (panel B), l'effet du terme d'interaction n'est significatif que pour la mesure de santé subjective. Enfin, lorsque l'hypothèse d'exogénéité de  $u_i$  est relâchée, le panel C conduit à des résultats similaires à ceux du panel D du tableau 2. Avec des effets fixes, la variation dans la probabilité d'être au mieux en bonne santé entre les première et dernière interrogations est de 5,5% plus faible pour les traités par rapport aux contrôles.

**Tableau 3. Estimation en différence-de-différences de l'effet de la retraite sur la santé**

Variables	Au mieux en assez bonne santé	Maladies ou problèmes de santé chroniques	Limitations dans les activités
<i>Panel A. Modèles à effets aléatoires</i>			
Dernière interrogation	0,006 (0,91)	-0,013** (-2,21)	-0,006 (-1,15)
Passage à la retraite	0,089*** (6,37)	0,104*** (7,16)	0,113*** (9,27)
Passage à la retraite x dernière interrogation	-0,049*** (-3,24)	-0,004 (-0,29)	-0,022* (-1,70)
Caractéristiques individuelles	NON	NON	NON
Nombre d'observations	14978	14978	14978
<i>Panel B. Modèles à effets aléatoires</i>			
Dernière interrogation	-0,009 (-0,90)	-0,004 (-0,39)	0,004 (0,42)
Passage à la retraite	0,086***	0,105***	0,117***

<sup>24</sup> Dans le modèle à effets fixes, l'effet de la variable  $\mathbb{R}_{it}$  n'est pas identifié puisque l'appartenance au groupe traité ou au groupe de contrôle est invariante dans le temps.

	(5,94)	(6,92)	(9,18)
Passage à la retraite x dernière interrogation	-0,048*** (-3,13)	-0,000 (-0,01)	-0,016 (-1,21)
Caractéristiques individuelles	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	14978	14978	14978
<i>Panel C. Modèles à effets fixes</i>			
Dernière interrogation	-0,105** (-2,15)	-0,053 (-1,09)	-0,048 (-1,13)
Passage à la retraite x dernière interrogation	-0,055*** (-3,47)	-0,001 (-0,06)	-0,018 (-1,36)
Caractéristiques individuelles	OUI	OUI	OUI
Nombre d'observations	14978	14978	14978

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 2013-2016.

Note : l'échantillon est restreint aux enquêtés âgés de 55 à 61 ans et en emploi lors de leur première interview. Les seuils de significativité sont 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*). Les variables de contrôle retenues sont le sexe, l'âge, l'âge au carré, le fait d'être célibataire, le niveau de diplôme (sans diplôme, inférieur au Bac, Bac, supérieur au Bac), la catégorie sociale (indépendant, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier), travailler dans le secteur public, travailler à temps partiels, travailler la nuit, avoir des horaires alternés, avoir des horaires variables d'une semaine sur l'autre, travailler le dimanche et des variables d'année et de mois d'interview. Seuls l'âge, l'âge au carré, le fait d'être célibataire et les effets temporels sont pris en compte dans les modèles à effets fixes.

Une difficulté potentielle tient à ce que l'identification de l'estimateur de différence-de-différences repose sur une hypothèse forte. En l'absence du traitement, l'état de santé doit évoluer de manière similaire entre les individus traités et non traités. Or, dans notre étude, les individus toujours en activité et ceux prenant leur retraite ont des caractéristiques assez différentes, y compris en termes de type d'emploi et de conditions de travail. Ceci peut dès lors se traduire par des évolutions différentes de l'état de santé au cours du temps, ce qui viendrait invalider l'hypothèse d'identification requise. Ceci renvoie au biais de causalité inverse évoqué précédemment. Nous cherchons à réduire ce biais potentiel en combinant une régression de type différence-de-différences avec un appariement sur la base des caractéristiques individuelles observables en première période [Heckman et al., 1998].

La procédure économétrique suit les deux étapes suivantes. Dans un premier temps, nous apparions les enquêtés en emploi aux deux dates et ceux passant à la retraite afin de rendre les caractéristiques observables des individus appartenant aux groupes traité et de contrôle aussi similaires que possibles. Dans un second temps, une fois l'appariement réalisé, nous estimons l'effet du traitement (le passage à la retraite) sur la variation d'état de santé entre les deux dates. Le fait de raisonner en différence pour la variable d'intérêt permet ainsi de faire disparaître l'influence de l'effet individuel  $u_i$  qui absorbe l'effet des caractéristiques inobservées invariantes dans le temps. L'identification de cet estimateur repose sur une hypothèse identifiante moins forte que l'estimateur standard de différence-de-différences. En l'absence de traitement, l'état de santé des individus traités et non-traités doit évoluer de manière similaire conditionnellement à un ensemble de caractéristiques observables.

Il existe plusieurs procédures d'appariement des individus des groupes traité et de contrôle. L'approche la plus courante consiste à passer par un score de propension qui résume l'effet des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'être traité, puis à apparier les individus traités et non-traités à partir de leur score de propension [Rubin, 1974, Rosenbaum et Rubin, 1983]. Nous estimons alors un modèle Probit expliquant la probabilité de passer à la retraite entre les deux interviews en fonction des caractéristiques démographiques, socio-



économiques et des conditions de travail<sup>25</sup>. Les résultats, non présentés, montrent que la probabilité d'appartenir au groupe traité est plus faible pour les femmes (-2,6 points), pour les célibataires (-2,3 points), et pour les diplômés du supérieur (-3,7 points pour ceux qui ont un diplôme supérieur au Bac). Il n'existe en revanche aucune corrélation entre le départ à la retraite et le fait de travailler dans le secteur public ou bien à temps partiel, les conditions de travail ayant par ailleurs très peu d'influence sur le passage à la retraite entre les deux vagues. Celui-ci est en revanche plus fréquent lorsque les individus ont atteint ou dépassé l'âge de liquidation d'une pension à taux plein un an et demi après la première interrogation (+6,7 points)<sup>26</sup>.

Le tableau 4 présente les estimations en différence-de-différences avec appariement de l'effet du passage à la retraite sur les indicateurs de santé. Dans la mesure où l'appariement se fait sur la base d'un score de propension estimé, les écarts-types de l'impact du traitement sont obtenus par une méthode de bootstrap avec 500 répliques. Dans le panel A, l'appariement se fait sur les cinq plus proches voisins. La variation de probabilité d'être au mieux en assez bonne santé est alors de 5,4 points plus faible pour les traités que pour les contrôles (au seuil de 5%), alors qu'il n'y a aucune différence dans la trajectoire de santé pour les maladies ou problèmes de santé chroniques et les limitations dans les activités habituelles. Ces résultats sont très similaires aux résultats des modèles à effets fixes du tableau 3. Les estimations reportées dans le panel B suggèrent que la méthode retenue pour l'appariement a peu d'incidence sur l'effet du passage à la retraite. Un appariement avec fonction noyau donne un effet différentiel de 4.8 points entre traités et contrôles pour le fait d'être au mieux en assez bonne santé.

Une limite de la procédure d'appariement sur le score de propension est liée au fait que les individus appartenant aux groupes traité et de contrôle peuvent avoir des caractéristiques observables qui ne sont pas toujours identiques en moyenne après appariement. Une solution consiste à passer par la technique d'équilibrage par entropie proposée par Hainmueller [2012], dont l'objet est de rendre par un système de pondération appropriée les deux groupes parfaitement similaires en moyenne<sup>27</sup>. Dans une première étape, pour un ensemble de caractéristiques observables donné, des pondérations sont calculées pour chaque observation de telle sorte que les deux groupes deviennent exactement identiques. Dans une seconde étape, l'estimation d'une régression pondérée expliquant la variable d'intérêt permet d'obtenir l'effet causal du traitement. Les résultats décrits dans le panel C sont très similaires à ceux obtenus à partir d'un score de propension estimé. La principale conclusion est que la probabilité d'être au mieux en assez bonne santé diminue davantage (d'environ 5 points de pourcentage) pour ceux qui passent à la retraite que pour les actifs aux deux interrogations.

**Tableau 4. Estimation en différence-de-différences avec appariement de l'effet de la retraite sur la santé**

Variables	Au mieux en assez bonne santé	Maladies ou problèmes de santé chroniques	Limitations dans les activités
-----------	-------------------------------	---	--------------------------------

*Panel A. Appariement sur les 5 plus proches voisins*

<sup>25</sup> L'appariement se fait sur la base des caractéristiques individuelles observées à la première interrogation. Le pseudo R<sup>2</sup> de la régression estimée est égal à 0,143.

<sup>26</sup> Nous supposons qu'il faut avoir cotisé 41,5 ans pour attendre l'âge de liquidation d'une pension à temps plein, ce qui est le cas pour les individus nés après 1954.

<sup>27</sup> Il est également possible de rendre les groupes traités et de contrôle totalement identique sur des moments d'ordre supérieur en complément de la moyenne (Hainmueller et Xu, 2013).

Effet de la retraite	-0,054** (-2,41) [-0,098 ; -0,010]	0,015 (0,73) [-0,025; 0,055]	-0,013 (-0,68) [-0,049; 0,023]
Nombre d'observations	7489	7489	7489
<i>Panel B. Appariement avec fonction noyau</i>			
Effet de la retraite	-0,048** (-2,60) [-0,084; -0,012]	0,002 (0,09) [-0,031; 0,035]	-0,018 (-1,17) [-0,047; -0,012]
Nombre d'observations	7489	7489	7489
<i>Panel C. Equilibrage par entropie</i>			
Effet de la retraite	-0,048** (-2,69) [-0,084; -0,013]	0,005 (0,28) [-0,029; 0,038]	-0,023 (-1,53) [-0,052; 0,006]
Nombre d'observations	7501	7501	7501

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 2013-2016.

Note : l'échantillon est restreint aux enquêtés âgés de 55 à 61 ans et en emploi lors de leur première interview. Les seuils de significativité sont 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*). Les variables de contrôle retenues pour l'estimation du score de propension sont le sexe, l'âge, l'âge au carré, le fait d'être célibataire, le niveau de diplôme (sans diplôme, inférieur au Bac, Bac, supérieur au Bac), la catégorie sociale (indépendant, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier), travailler dans le secteur public, travailler à temps partiels, travailler la nuit, avoir des horaires alternés, avoir des horaires variables d'une semaine sur l'autre, travailler le dimanche et des variables d'année et de mois d'interview. Les mêmes variables sont utilisées pour l'équilibrage par entropie. Les écarts-types sont obtenus par bootstrap avec 500 répliquions.

Ce résultat est cohérent avec les études menées dans d'autres pays montrant également un effet bénéfique de la retraite sur la santé subjective des individus. Il est compatible avec un modèle de Grossman dans lequel les individus intègrent directement la santé dans leur fonction d'utilité et valorisent un bon état de santé même en retraite. De plus, nos résultats selon lesquels la santé s'améliore suite au passage en retraite sont compatibles avec l'analyse théorique de Wolfe [1985].

Pour prolonger le lien avec les modèles théoriques, nous étudions l'effet de la retraite sur la santé selon le degré de qualification du poste occupé par les individus lors de la première interrogation. Les estimations en double différence avec appariement (non présentées) révèlent que l'effet bénéfique du passage à la retraite sur la santé subjective n'est significatif que pour les cadres et professions intermédiaires. Cet effet est en revanche beaucoup plus faible et non significatif pour les employés et ouvriers<sup>28</sup>. Concernant les deux autres indicateurs de santé, l'effet de la retraite n'est pas significatif quel que soit le degré de qualification du poste occupé en première interrogation. En partant du principe que le degré de qualification du poste renseigne sur le niveau de capital humain des individus, ces résultats sont cohérents avec le modèle de Muurinen et Le Grand [1985]. Pour les individus à faible niveau de capital humain, l'effet bénéfique de la retraite sur la santé est compensé par le fait que l'état de santé se détériore davantage au cours du temps, du fait d'une spécialisation dans des métiers manuels ou exposés à des facteurs de pénibilité.

Il faut noter que ces résultats reposent sur l'hypothèse selon laquelle, en l'absence du traitement, l'état de santé doit évoluer de manière similaire entre les individus traités et non traités qui présentent des caractéristiques observables identiques. Or, un choc de santé négatif non observé peut avoir contraint certains individus à accélérer leur départ en retraite, ce qui

<sup>28</sup> A partir d'une méthode d'appariement avec fonction noyau, nous obtenons un effet du traitement sur les traités de -7,9 points, significatif à 5% pour les cadres et professions intermédiaires et de -2,2 points, non significatif, pour les employés et ouvriers.

fausse à la hausse la relation entre mauvaise santé et retraite. De plus, les individus peuvent se déclarer en mauvaise santé pour justifier de leur départ en retraite [Parsons, 1982]. Ce biais de justification biaiserait également à la hausse la corrélation entre le départ en retraite et le fait de se déclarer en mauvaise santé. L'un dans l'autre, nous pouvons dire que l'effet du passage à la retraite sur la santé subjective est bel et bien positif mais potentiellement sous-estimé.

## 5. Conclusion

Quel est l'effet de la retraite sur la santé ? D'un point de vue théorique, les principaux modèles élaborés à ce jour pour répondre à cette question sont des modèles de formation de capital, de type capital humain, fondant les choix individuels sur des hypothèses de rationalité très fortes. Ces modèles d'investissement dans le capital santé prennent comme point de départ le fait que la santé est demandée rationnellement par les individus pour deux raisons principales, à savoir ses conséquences sur le bien-être individuel et ses conséquences sur les capacités fonctionnelles de l'individu. Dans ce cadre d'analyse, le passage à la retraite supprime de facto l'effet de la santé sur la productivité des travailleurs. Ceci génère une augmentation soudaine du coût d'usage de la santé, ce qui implique une baisse de l'investissement rationnel en santé, prédisant une baisse de l'état de santé suite au passage en retraite. Les extensions de ce modèle montrent que la retraite peut également être l'occasion non pas de laisser le capital santé se déprécier, mais au contraire de le renforcer. Dans ce cadre, une dégradation plus grande de l'état de santé peut pousser les individus à avancer leur âge de départ à la retraite, générant une causalité inverse entre retraite et santé.

Ces prédictions théoriques ont été à la base de la littérature empirique qui s'est considérablement développée au cours des quinze dernières années afin de mesurer l'effet de la retraite sur la santé. Cette littérature s'est principalement attachée à corriger deux biais, un biais de variables omises et le biais de causalité inverse clairement identifié dans la littérature théorique. Si le premier type de biais a été le plus souvent traité en mesurant l'impact de la retraite sur les différences temporelles d'état de santé (plutôt que sur l'état de santé lui-même), le second type de biais a été principalement approché par l'estimation de modèles à variables instrumentales en mobilisant les spécificités institutionnelles des systèmes de retraite comme les âges d'éligibilité ou l'existence d'une retraite anticipée. Les enseignements des études internationales montrent toutefois une grande variabilité de résultats, avec une absence de consensus sur l'impact tant sur la santé mentale que la santé physique. En réaction à cet état de fait, de nouvelles recherches sont en développement tant au niveau des stratégies d'identification que des canaux de transmissions entre retraite et santé via les préférences, la structure des ménages ou bien les modes de vie.

Afin de compléter les éléments de réponse à la question initiale, notre article propose des éléments empiriques récents sur la relation entre retraite et santé en France menée à partir des enquêtes Emplois réalisées de 2013 à 2016. Lorsque l'on explique l'état de santé de l'enquêté en fonction de son statut d'activité, l'effet de la retraite est positif et assez élevé (de l'ordre de 12 à 15%) sur différents indicateurs de santé dégradée. Cette corrélation positive entre passage à la retraite et mauvaise santé étant selon toute vraisemblance liée à une causalité inverse entre santé et retraite, l'estimation de modèles à effets fixes révèle que les enquêtés qui sont passés à la retraite ont plus de chances de reporter une meilleure santé subjective en dernière interrogation, une fois à la retraite, alors que l'effet n'est pas significatif pour la présence de maladies ou problèmes de santé chroniques et les limitations dans les activités habituelles. L'estimation de modèles de différence-de-différences, avec ou sans appariement sur les caractéristiques observables en première interview, donne lieu à des

conclusions similaires, avec une santé déclarée qui tend à s'améliorer juste après le passage à la retraite.

Ces résultats sont compatibles avec un modèle de Grossman dans lequel les individus intègrent directement la santé dans leur fonction d'utilité et valorisent un bon état de santé même en retraite. De plus, nos résultats selon lesquels la santé s'améliore suite au passage en retraite sont compatibles avec l'analyse théorique de Wolfe [1985]. Cela illustre, malgré leurs hypothèses comportementales très strictes, l'intérêt des modèles de capital santé qui ont été développés par les économistes. Quoiqu'il en soit, notre étude permet d'apporter un éclairage précis sur le cas de la France. Ce pays a fait l'objet de très peu d'études spécifiques sur le lien entre santé et retraite à ce jour, assurément du fait de l'absence de données. Si les travaux économétriques menés sur l'enquête Share incluent bien la France, la très forte hétérogénéité entre les pays pris en considération ne permet pas forcément de transposer les conclusions obtenues au niveau européen à la France [Nishimura et al., 2018]. Si la dimension longitudinale des données permet de contrôler l'hétérogénéité inobservée au niveau individuel, notre analyse repose sur un modèle de sélection sur observables. Il conviendra dans le futur de corriger le biais d'endogénéité liée à la décision de départ à la retraite par le recours à des techniques de variables instrumentales, par exemple en exploitant les réformes récentes qui ont modifié les âges de départ à la retraite ces dernières années.

Au total, nos résultats rejoignent les enseignements tirés des études internationales précédentes, avec une difficulté à mesurer un impact clair sur les trajectoires de santé du passage à la retraite. Ceci plaide pour le développement futur d'un cadre d'analyse empirique s'appuyant sur des données plus complètes incluant l'environnement familial des individus, de meilleures mesures de leur état de santé ainsi que la prise en compte de leurs dépenses de santé. Au-delà de la mesure de l'effet de la retraite sur la santé, le point clé pour les politiques publiques consiste à évaluer dans quelle mesure l'allongement progressif de la durée d'activité induit par les réformes récentes de retraite a modifié la santé et les dépenses de santé des individus maintenus en emploi plus longtemps. Une telle analyse compléterait ainsi utilement les études d'impact déjà existantes de ces réformes tout en prenant en compte les effets sur les comptes publics des régimes d'assurance maladie.

## Références

- H. d'Albis, C. Bonnet, J. Navaux, J. Pelletan et F.C. Wolff [2017]: *Le déficit de cycle de vie en France: une évaluation pour la période 1979-2011*, **Economie et Statistique**, n° 491-492, pp. 51-75.
- R.C., Atchley [1976]: *The Sociology of Retirement*, Schenkman Cambridge.
- G. Bazzoli [1985]: *The Early Retirement Decision: New Empirical Evidence on the Influence of Health*, **Journal of Human Resources**, vol. 20, pp. 214-234.
- S. Behncke [2012]: *Does Retirement Trigger Ill Health ?*, **Health Economics**, vol. 21, pp. 282-300.
- M. Bertoni et G. Brunello [2017]: *Pappa Ante Portas: The Effect of the Husband's Retirement on the Wife's Mental Health in Japan*, **Social Science and Medicine**, vol. 175, pp. 135-142.
- P. Bingley et A. Martinello [2013]: *Mental Retirement and Schooling*, **European Economic Review**, vol. 63, pp. 292-298.
- E. Bonsang, S. Adam et S. Perelman [2012]: *Does Retirement Affect Cognitive Functioning ?*, **Journal of Health Economics**, vol. 31, pp. 490-501.
- J. Bound, M. Schoenbaum, T.R. Stinebrickner et T. Waidmann [1999]: *The Dynamic Effects of Health on the Labor Force Transitions of Older Workers*, **Labour Economics**, vol. 6, pp. 179-202.
- A. Case et A.S. Deaton [2005]: *Down by Work and Sex: How Our Health Declines*, in D. Wise, eds, **Analyses in the Economics of Aging**, University of Chicago Press, Chicago, pp. 185-212.
- G. Chamberlain [1980]: *Analysis of Covariance with Qualitative Data*, **Review of Economic Studies**, vol. 47, pp. 225-238.
- K. Charles [2004]: *Is Retirement Depressing ? Labor Force Inactivity and Psychological Well-being in Later Life*, **Research in Labor Economics**, vol. 23, pp. 269-299.
- N.B. Coe, H.M. von Gaudecker, M. Lindeboom et J. Maurer [2012]: *The Effect of Retirement on Cognitive Functioning*, **Health Economics**, vol. 21, pp. 913-927.
- N.B. Coe et G. Zamarro [2011]: *Retirement Effects on Health in Europe*, **Journal of Health Economics**, vol. 30, pp. 77-86.
- Conseil d'Orientation des Retraites [2016]: *Panorama des systèmes de retraite en France et à l'étranger*, **Document de travail** n°2 de la séance plénière du 17 février 2016 « Vieillesse, emploi et retraite : panorama international ».
- J. Cribb et C. Emmerson [2018]: *Can't Wait to Get my Pension: the Effect of Raising the Female Early Retirement Age on Income, Poverty and Deprivation*, **Journal of Pension Economics and Finance**, à paraître.
- A. De Grip, M. Lindeboom et R. Montizaan [2012]: *Shattered Dreams: The Effects of Changing the Pension System Late in the Game*, **Economic Journal**, vol. 122, pp. 1-25.
- E. Denayrolles et M. Guilain [2015]: *Retraite anticipée pour carrière longue: 10 années d'évolutions réglementaires*, **Retraite et Société**, n° 70, pp. 151-166.
- Y. Dubois et M. Koubi [2017]: *La réforme des retraites de 2010: quel impact sur l'activité des seniors?*, **Economie & Prévision**, n° 211-212, pp. 61-90.
- D.S. Dwyer et O.S. Mitchell [1999]: *Health Problems as Determinants of Retirement: Are Self-rated Measures Endogenous ?* **Journal of Health Economics**, vol. 18, pp. 173-193.
- P. Eibich [2015]: *Understanding the Effect of Retirement on Health: Mechanisms and Heterogeneity*, **Journal of Health Economics**, vol. 43, pp. 1-12.
- E. French [2005]: *The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour*, **Review of Economic Studies**, vol. 72, pp. 395-427.
- E. French et J.B. Jones [2011]: *The Effects of Health Insurance and Self-insurance on Retirement Behavior*, **Econometrica**, vol. 79, pp. 693-732.

- E. French et J.B. Jones [2017]: *Health, Health Insurance, and Retirement: A Survey*, **Annual Review of Economics**, vol. 9, pp. 383-409.
- T. Galama, A. Kapteyn, R. Fonseca et P.C. Michaud [2013]: *A Health Production Model with Endogenous Retirement*, **Health Economics**, vol. 22, pp. 883-902.
- A. Gorry, D. Gorry et S. Slavov [2015]: *Does Retirement Improve Health and Life Satisfaction?*, **NBER Working Papers**, n° 21326.
- M. Grossman [1972]: *On the Concept of Health Capital and the Demand for Health*, **Journal of Political Economy**, vol. 80, pp. 223-255.
- M. Grossman [2000]: *The Human Capital Model*, in Culyer A., Newhouse J., eds, **Handbook of Health Economics**, Elsevier, North Holland, vol. 1, pp. 347-408.
- A. Gustman et T. Steinmeier [2000]: *Retirement in Dual-career Families: A Structural Model*, **Journal of Labor Economics**, vol. 18, pp. 503-545.
- J. Hainmueller [2012]: *Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies*, **Political Analysis**, vol. 20, pp. 25-46
- J. Hainmueller et Y. Xu [2013]: *Ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing*, **Journal of Statistical Software**, vol. 54, pp. 1-18.
- J.J. Heckman, H. Ichimura et P. Todd [1998]: *Matching as an Econometric Evaluation Estimator*, **Review of Economic Studies**, vol. 65, pp. 261-294.
- G. Heller-Sahlgren [2017]: *Retirement Blues*, **Journal of Health Economics**, vol. 54, pp. 66-78.
- P. Hessel [2016]: *Does Retirement [really] Lead to Worse Health among European Men and Women Across all Educational Levels?*, **Social Science & Medicine**, vol. 151, pp. 19-26.
- D. Hofäcker, M. Hess et S. König eds [2016]: **Delaying Retirement. Progress and Challenges of Active Ageing in Europe, the United States and Japan**, Palgrave Macmillan.
- M. Hurd [1990]: *The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives*, in D. Wise [ed.]: **Issues in the Economics of Aging**, University of Chicago Press, pp. 231-254.
- M. Insler [2014]: *The Health Consequences of Retirement*, **Journal of Human Resources**, vol. 49, pp. 195-233.
- C.C. Johnson [1984]: *The Retired Husband Syndrome*, **Western Journal of Medicine**, vol. 141, pp. 542-545.
- M. Mastrogiacomo, R.J. Alessie et M. Lindeboom [2004]: *Retirement Behaviour of Dutch Elderly Households*, **Journal of Applied Econometrics**, vol. 19, p. 777-793.
- F. Mazzonna [2014]: *The Long-lasting Effects of Family Background: A European Cross-country Comparison*, **Economics of Education Review**, vol. 40, pp. 25-42.
- F. Mazzonna et F. Peracchi [2012]: *Ageing, Cognitive Abilities and Retirement*, **European Economic Review**, vol. 56, pp. 691-710.
- F. Mazzonna et F. Peracchi [2017]: *UnHealthy Retirement ? Evidence of Occupation Heterogeneity*, **Journal of Human Resources**, vol. 52, pp. 128-151.
- K. McGarry [2004]: *Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectations?*, **Journal of Human Resources**, vol. 39, pp. 624-648.
- P.-J. Messe et F.C. Wolff [2017]: *Healthier when Retiring Earlier? Evidence from France*, **CEPREMAP document de travail**, n° 1703.
- T. Müller et M. Shaikh [2018]: *Your Retirement and my Health Behavior: Evidence on Retirement Externalities from a Fuzzy Regression Discontinuity Design*, **Journal of Health Economics**, vol. 57, pp. 45-59.
- J.M. Muurinen [1982]: *Demand for Health: a Generalised Grossman Model*, **Journal of Health Economics**, vol. 1, pp. 5-28.

- J.M. Muurinen et Le Grand [1985]: *The Economic Analysis of Inequalities in Health*, **Social Sciences and Medicine**, vol. 20, pp. 1029-1035.
- K. Neuman[2008]: *Quit your Job and get Healthier? The Effect of Retirement on Health*, **Journal of Labor Research**, vol. 29, pp. 177-201.
- Y. Nishimura, M. Oikawa et H. Motegi [2018]: *What Explains the Difference in the Effect of Retirement on Health ? Evidence from Global Aging Data*, **Journal of Economic Surveys**, à paraître.
- T. Oshio et M. Kan [2017]: *The Dynamic Impact of Retirement on Health: Evidence from a Nationwide ten-year Panel Survey in Japan*, **Preventive Medicine**, vol. 100, pp. 287-293.
- D.O. Parsons [1982]: *The Male Labour Force Participation Decision: Health, Reported Health, and Economic Incentives*, **Economica**, vol. 49, pp. 81-91.
- P.R. Rosenbaum et D.B. Rubin [1983]: *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*, **Biometrika**, vol. 70, pp. 41-55.
- D.B. Rubin [1974]: *Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies*, **Journal of Educational Psychology**, vol. 66, pp. 688-701.
- S. Rohwedder et R.J. Willis [2010]: *Mental Retirement*, **Journal of Economic Perspectives**, vol. 24, pp. 119-138.
- B. Sédillot et E. Walraet [2002]: *La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?*, **Economie et Statistique**, n° 357-358, pp. 79-102.
- S. Staubli et J. Zweimüller [2013]: *Does Raising the Early Retirement Age Increase Employment of Older Workers ?*, **Journal of Public Economics**, vol. 108, pp. 17-32.
- I. Van der Heide, R.M. van Rijn, S.J. Robroek, A. Burdorf A. et K.I. Proper [2013]: *Is Retirement Good for your Health? A Systematic Review of Longitudinal Studies*, **BMC Public Health**, vol. 13/1180, pp. 1-11.
- O.L. Vestad [2013]: *Labour Supply Effects of Early Retirement Provision*, **Labour Economics**, vol. 25, pp. 98-109.
- M. Wang, K. Henkens et H. van Solinge [2011]: *Retirement Adjustment: A Review of Theoretical and Empirical Advancements*, **American Psychologist**, vol. 66, pp. 204-213.
- H. Westerlund, M. Kivimäki, A. Singh-Manoux, M. Melchior, J.E Ferrie, J. Pentti, M. Jokela, C. Leineweber, M. Goldberg, M. Zins et J. Vahtera [2009]: *Self-rated Health Before and After Retirement in France [GAZEL]: a Cohort study*, **Lancet**, vol. 374, pp.1889-1896.
- H. Westerlund, J. Vahtera, J.E Ferrie, A. Singh-Manoux, J. Pentti, M. Melchior, C. Leineweber, M. Jokela, J. Siegrist, M. Goldberg, M. Zins et M. Kivimäki [2010]: *Effect of Retirement on Major Chronic Conditions and Fatigue: French GAZEL Occupational Cohort Study*, **British Medical Journal**, vol. 341, pp. 1-7.
- J.R. Wolfe [1985]: *A Model of Declining Health and Retirement*, **Journal of Political Economy**, vol. 93, pp. 1258-67.
- R. Zhu [2016]: *Retirement and its Consequences for Women's Health in Australia*, **Social Science and Medicine**, vol. 163, pp. 117-125.

### Annexe. Tableau synoptique : synthèse des effets estimés de la retraite sur la santé

Auteurs	Pays	Enquêtes	Spécification	Mesures de la santé	Effet de la retraite
Eibich [2015]	Allemagne	GSOEP (1984-2013)	Régression par discontinuité	Santé subjective Santé mentale Nombre de visites chez le médecin	Positif Positif Négatif
Zhu [2016]	Australie	HILDA (2001-2011)	Variable instrumentale	Santé subjective Santé physique Santé mentale	Positif (surtout à long terme) Positif (surtout à long terme) Positif (surtout à long terme)
Charles [2004]	Etats-Unis	HRS (1994-1996)	Modèles à effets fixes avec variable instrumentale	Santé subjective Santé mentale	Positif Positif
Neuman [2008]	Etats-Unis	HRS (1992-2004)	Modèle à effets fixes avec variable instrumentale	Santé subjective Santé physique	Positif Pas significatif
Dave et al. [2008]	Etats-Unis	HRS (1992-2005)	Modèle à effets fixes	Santé mentale Santé physique	Négatif Négatif
Bonsang et al. [2012]	Etats-Unis	HRS (1998-2008)	Modèle à effets fixes avec variable instrumentale	Capacités cognitives	Négatif (cumulatif au cours du temps)
Coe et al. [2012] Insler [2014]	Etats-Unis Etats-Unis	HRS (1992-2008) HRS (2000-2010)	Variable instrumentale Modèles à effets fixes avec variable instrumentale	Capacités cognitives Changement de la santé physique Santé subjective	Pas significatif (positif pour les ouvriers/employés) Positif (surtout après 4 ans) Positif (surtout après 4 ans)
Gorry et al. [2015]	Etats-Unis	HRS (1992-2012)	Variable instrumentale	Santé subjective Santé physique Bien-être Dépenses de santé	Positif (surtout après 4 ans) Positif (surtout après 4 ans) Positif (surtout après 4 ans) Pas significatif
Coe et Zamarro [2011]	Europe	SHARE (vague 2004)	Variable instrumentale	Santé subjective Capacités cognitives	Positif Pas significatif
Mazzonna et Peracchi [2017]	Europe	SHARE (2004-2010)	Modèles à effets fixes avec variable instrumentale	Capacités cognitives	Négatif (cumulatif au cours du temps), mais positif pour ceux ayant occupé des postes pénibles
Heller-Sahlgren [2017]	Europe	SHARE (2004-2012)	Régression par discontinuité avec effets fixes	Santé mentale	Négatif (surtout après 4 ans)
Mazzonna et Peracchi [2012] Müller et Shaikh [2017]	Europe Europe	SHARE (vague 2004) SHARE (2004-2013)	Variable instrumentale Modèle à effets fixes avec variable instrumentale	Capacités cognitives Santé subjective Santé subjective du conjoint	Négatif (cumulatif au cours du temps) Positif Négatif (pour les épouses) Pas significatif (pour les maris)
Rohwedder et Willis [2010]	Europe, Royaume-Uni Etats-Unis	HRS, ELSA, SHARE (vague 2004)	Variable instrumentale	Capacités cognitives	Négatif
Westerlund et al. [2009] Oshio et Kan [2017]	France Japon	GAZEL (1989-2007) LSMAOA (2005-2014)	Modèle en différence première Modèles à effets fixes avec variable instrumentale	Santé physique Santé subjective Santé mentale	Ralentissement du rythme de dépréciation après la retraite Négatif (après la retraite), mais ralentissement du rythme de dépréciation après la retraite
Bertoni et Brunello [2017] Behncke [2012]	Japon Royaume-Uni	PPS (2008-2013) ELSA (2002-2006)	Variable instrumentale Estimateur non-paramétrique par variable instrumentale Appariement sur le score de propension	Santé mentale de l'épouse Santé physique Santé subjective Santé mentale	Négatif (cumulatif au cours du temps) Négatif Négatif Pas significatif