



Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie

Charlotte GEAY
Malik KOUBI
Grégoire de LAGASNERIE

PROJECTIONS DES DÉPENSES DE SOINS DE VILLE, CONSTRUCTION D'UN MODULE POUR DESTINIE

Charlotte GEAY*

Malik KOUBI**

Grégoire de LAGASNERIE***

Ce document de travail n'engage que ses auteurs. L'objet de sa diffusion est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.

* **Charlotte GEAY** est en poste à la Direction Générale du Trésor du Ministère des Finances et des Comptes publics et du Ministère de l'Économie, de l'Industrie et du Numérique (France)

charlote.geay@dgtresor.gouv.fr (+33-1-44-87-14-63)

** **Malik KOUBI** est en poste au Département des Études Économiques à l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (France)

malik.koubi@insee.fr (+33-1-41-17-60-76)

*** **Grégoire de LAGASNERIE** était, lors de la rédaction de cet article, en poste à la Direction Générale du Trésor du Ministère des Finances et des Comptes publics et du Ministère de l'Économie, de l'Industrie et du Numérique (France)

Cette étude est publiée parallèlement en document de travail n° G2015/15 par l'Insee.

Table des matières

1. Introduction	4
2. Le module santé : simulation de l'état de santé de la population	8
2.1. Définition d'un état de santé individuel	8
2.2. Prévalence, incidence, guérison et décès : les déterminants de l'état de santé	11
2.3. La dispersion des trajectoires individuelles : simulation et projection des états de santé.....	20
2.3.1. <i>Évolution de l'état de santé due à la simple déformation de la structure de la population.....</i>	20
2.3.2. <i>Le niveau d'études est discriminant sur l'état de santé.....</i>	21
2.3.3. <i>Une espérance de vie en bonne santé minorée pour les moins diplômés.....</i>	21
2.3.4. <i>Les hypothèses alternatives d'évolution de l'état de santé.....</i>	24
2.3.5. <i>Une approche par cohortes</i>	25
3. Le module dépenses : simulation des dépenses de soins de ville au niveau individuel	28
3.1. Les déterminants des dépenses de soins de ville	28
3.2. Simulation et projections des dépenses de santé	34
3.2.1. <i>L'hypothèse d'élasticité des dépenses au PIB joue pour 0,8 point de PIB en 2059.....</i>	36
3.2.2. <i>Le vieillissement n'explique qu'une partie de l'augmentation des dépenses de soins de ville.....</i>	36
3.2.3. <i>Le « coût » de la mauvaise santé.....</i>	37
3.2.4. <i>Une sensibilité différente des types de dépense aux hypothèses de morbidité.....</i>	39
4. Conclusion	39

Résumé

Le poids de la couverture du risque maladie, qui représentait 3,4 % du PIB en 1960, a presque atteint 12 % du PIB en 2011, soit un poids comparable à celui des dépenses de retraites. Dans ce contexte, l'évolution des dépenses de santé constitue un enjeu important pour les économies en voie de vieillissement et qui font face à des contraintes accrues sur les finances publiques. Cette étude propose une première modélisation de la projection de ces dépenses (soins ambulatoires et biens médicaux) sur une base micro-économique. Un tel modèle permet de compléter les analyses macro-économiques en anticipant les évolutions des dépenses de santé en fonction des changements sociodémographiques en France à l'horizon 2060 et, ainsi, d'éclairer des arbitrages importants en termes de politiques publiques. L'accroissement de la dépense de soins de ville à l'horizon 2060 est sensible aux hypothèses retenues sur le partage de l'espérance de vie. Les écarts de durée de vie passée en bonne santé après 60 ans sont plus importants selon les niveaux d'études qu'entre hommes et femmes. Après 60 ans, les femmes et, surtout, les catégories plus diplômées, passent plus d'années en mauvaise santé que les autres.

Classification selon le Journal of Economic Literature (JEL) : C53, C63, I12, I14.

Abstract

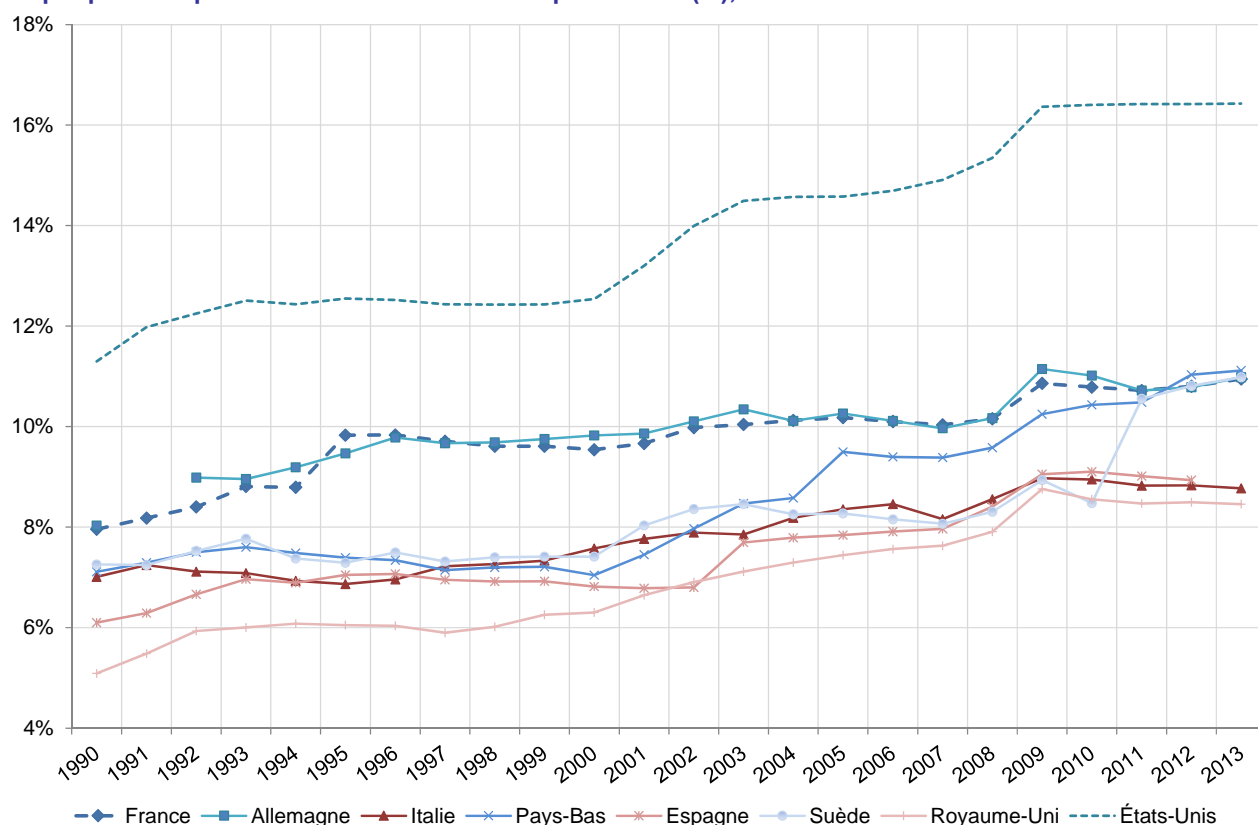
The expenditures to cover the risk of illness, which amounted 3.4% of GDP in 1960, reached almost 12% in 2011: their share is comparable to the one of pensions' expenditures. In this context, the evolution of health expenditures is an important parameter for ageing economies, which face more and more pressure on public finances. This study offers a first projection of these expenditures (outpatient care and medical goods) on a microeconomic basis. Such a model allows to complement macroeconomic analyses because it anticipates the changes in health expenditures due to socio-demographic changes in France until 2060 and, hence, to help defining public policies. The increase of outpatient care expenditure until 2060 depends on the hypotheses about life expectancy, and especially its sharing between good and bad health. The variation of time spent in good health after 60 years old is bigger across education level than between men and women. After 60, women, and especially very educated women, spend more years in bad health than the others.

JEL Classification Numbers: C53, C63, I12, I14.

1. Introduction

Sur longue période, la croissance des dépenses de santé plus rapide que celle de la richesse nationale a conduit à un poids élevé de la couverture du risque maladie dans les dépenses sociales. Représentant 3,4 % du produit intérieur brut (PIB) en 1960, ces dépenses ont presque atteint 12 % en 2011, un poids comparable à celui des dépenses de retraites. En début de période, leur croissance était soutenue par la généralisation et l'extension de la couverture santé au sein de la population. Malgré une couverture publique de la quasi-totalité de la population au début des années 2000 et une diffusion très large de la couverture privée, les dépenses de santé continuent de croître dans le PIB ces dix dernières années (cf. graphique 1). Si ce constat pose en creux la question du financement de ces dépenses, il doit également mener à une réflexion sur les facteurs de cette croissance. Leur identification et leur appréhension devraient permettre de déterminer les politiques publiques les plus efficaces afin de rendre le système de santé plus performant et garantir une croissance financièrement soutenable des dépenses de santé. Comme évoqué dans le rapport de la Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social (Stiglitz, Sen, Fitoussi, 2009), comprendre un peu mieux la dynamique de l'état de santé et les mécanismes de formation des dépenses qui lui sont dédiées constitue certes un enjeu financier mais également un véritable enjeu sociétal. Fournir des éléments sur la dynamique de l'état de santé et des déterminants des dépenses contribue à mieux cerner la part de sa richesse qu'une société est prête à consacrer à sa santé.

Graphique 1 : dépenses courantes de santé en part du PIB (%), 1992-2010



Source : OCDE 2013.

Dans ce contexte, cette étude présente une modélisation des dépenses de santé sur une base micro-économique. Elle porte à la fois sur l'anticipation des évolutions de l'état de santé de la population à moyen et long terme et sur la projection des dépenses de soins de ville qui en découlent. Ces premiers travaux pourront être étendus, notamment par une modélisation des interactions entre état de santé et marché du travail. Par ailleurs, l'élargissement de cette étude au champ des soins hospitaliers semble être une piste d'amélioration importante.

L'évolution de l'état de santé de la population est un enjeu important dans un contexte de vieillissement de la population. Au-delà des dépenses de soins qu'il conditionne dans une large mesure, il exerce également un impact direct sur le marché du travail à travers le coût des arrêts de travail et son incidence sur la productivité des travailleurs. Dans un contexte démographique de décroissance de la part des actifs, des gains de productivité résultant d'une amélioration de l'état de santé des salariés (notamment à travers les conditions de travail) pourraient s'avérer un objectif pertinent de politique publique et permettre le maintien d'une croissance économique soutenue. C'est d'ailleurs le sens de la mise en place des systèmes de sécurité sociale comme le stipule le premier article de l'ordonnance du 4 octobre 1945 : « [i]l est institué une organisation de la sécurité sociale destinée à garantir les travailleurs et leurs familles contre les risques de toute nature susceptibles de réduire ou de supprimer leur capacité de gain, à couvrir les charges de maternité et les charges de famille qu'ils supportent ». Enfin, comme l'a rappelé le rapport Stiglitz sur la mesure de la performance économique et du progrès social, l'état de santé envisagé comme « capital humain » constitue une composante du « bien-être social » non mesuré par le PIB. L'utilité de jouir d'un bon état de santé a fait l'objet de mesures globales qui conduisent, là encore, malgré leur imprécision, à des ordres de grandeur non négligeables (Murphy, Topel 2006).

Choix de la méthode. Les études macroéconomiques (ou de projections par cohortes) ne permettent pas de décomposer précisément les mécanismes d'évolution de l'état de santé et par conséquent des dépenses de santé. Elles ne permettent pas par exemple de simuler des changements soudains (progrès de traitement d'une pathologie) et n'intègrent qu'un nombre limité de paramètres. Dans ce contexte, l'Insee et la Direction Générale du Trésor ont développé un modèle de micro-simulation dynamique des dépenses de soins de ville s'appuyant sur le modèle Destinie de l'Insee, qui génère les trajectoires matrimoniales et professionnelles d'un échantillon représentatif de la population française à l'horizon 2060 (cf. encadré 1).

Encadré 1 : le générateur de biographies du modèle Destinie

Le modèle Destinie est un modèle de microsimulation dynamique, géré par l'Insee, dont l'objectif principal est la projection à long terme des retraites. Parmi les blocs qui le composent, un premier module génère les trajectoires d'un échantillon représentatif de la population française à l'horizon 2060. Par « trajectoire », on entend les différentes situations année après année dans lesquelles se trouvent les individus de l'échantillon du point de vue matrimonial et professionnel. Le modèle génère chaque année de projection un certain nombre de variables sociodémographiques, familiales et professionnelles pour tous les individus de la base.

Le module de micro-simulation des données de santé, développé ici, possède une structure un peu différente de celle du générateur de biographies du modèle Destinie. En effet, les évolutions entre les différents états de santé ont été calculées sur un pas quadriennal et non annuel comme dans le modèle initial, étant données les contraintes des enquêtes utilisées. Les années considérées sont donc les années 2011 (année de départ de la projection), 2015, 2019, 2023, 2027, 2031, 2035, 2039, 2043, 2047, 2051, 2055, 2059.

Un modèle calé sur des hypothèses macroéconomiques

Dans le modèle Destinie, les variables relatives à chaque individu évoluent chaque année selon des probabilités de transition qui dépendent de ses caractéristiques individuelles (actuelles et passées pour certaines transitions). Une méthode de tirage particulière est utilisée de manière à pouvoir aligner globalement les transitions sur des cibles macroéconomiques et respecter ainsi les hypothèses économiques (taux d'activité par âge, structure des ménages, évolution des salaires...).

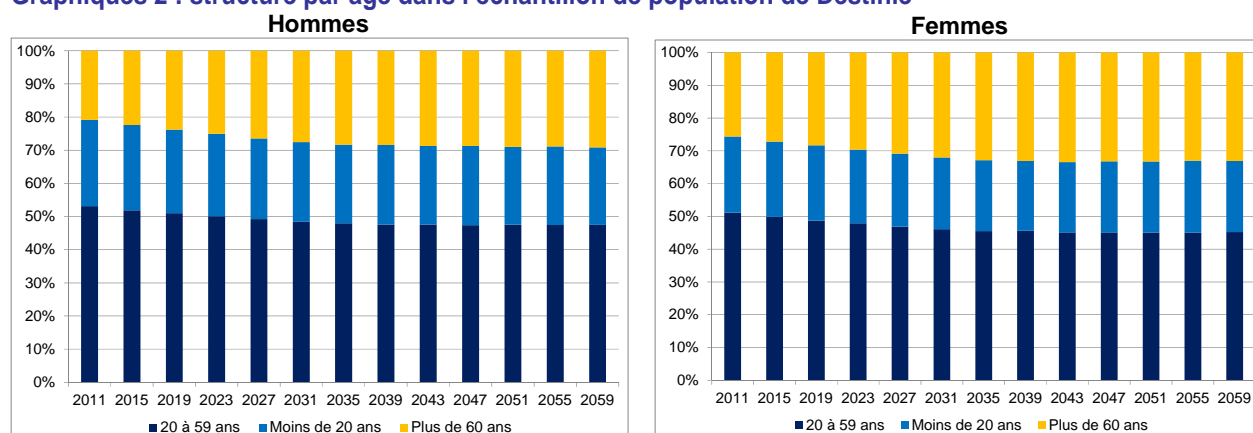
Parmi ces contraintes à respecter en projection figurent en premier lieu les calages sur les projections démographiques de l'Insee. Chaque année, les naissances et les décès sont alignés sur les flux correspondants, par sexe et tranche d'âge quinquennale, issus de ces projections démographiques. Cet alignement est très important lorsqu'on effectue des projections à un horizon lointain car une imprécision même minime sur les probabilités de transition entraîne au terme de la projection des écarts importants. Ainsi, les calculs faits à partir de l'Enquête santé et protection sociale de l'Irdes (ESPS – cf. encadré 2) sous-estiment légèrement les probabilités de décès. Si l'on n'imposait pas cet alignement sur les projections de l'Insee, l'évolution spontanée des transitions conduirait, à l'horizon de la projection, à une population significativement plus élevée que celle de l'Insee, de l'ordre de 10 %.

Les évolutions démographiques de l'échantillon

Les projections démographiques 2007-2060 réalisées par l'Insee ont été largement commentées (Blanpain, Chardon 2010). Dans le scénario central de ces projections, l'indice conjoncturel de fécondité s'élève à 1,95 à partir de 2015 et l'espérance de vie à la naissance augmente régulièrement, pour atteindre 91,1 ans pour les femmes et 86,0 ans pour les hommes à l'horizon 2060. Les migrations représentent un flux net annuel de 100 000 personnes. Sous ces hypothèses, la France métropolitaine compterait 73,6 millions d'habitants au 1^{er} janvier 2060, contre 63,2 millions en 2011 (année de départ de la projection).

Selon ces hypothèses, sur la période 2011-2060, la France connaîtrait un vieillissement de sa population, qui resterait néanmoins modéré par rapport aux autres pays européens. Les personnes de plus de 60 ans seraient 10 millions de plus en 2060 qu'en 2011 et représenteraient à cet horizon un tiers de la population. Jusqu'en 2035, la proportion de personnes âgées de 60 ans ou plus progresse fortement, avec le passage à ces âges des générations du baby-boom. Après 2035, la part des 60 ans ou plus continue de croître mais à un rythme plus modéré. À cet horizon, les résultats deviennent toutefois plus sensibles aux hypothèses.

Graphiques 2 : structure par âge dans l'échantillon de population de Destinie



Source : Destinie, module projections de santé

Source : Destinie, module projections de santé

Les modèles de micro-simulation permettent de projeter un agrégat tout en s'appuyant sur la modélisation et l'évolution de comportements individuels. Ainsi, l'évolution de la structure de la population mais également de la morbidité des individus est intégrée au modèle de micro-simulation. L'utilisation de données plus désagrégées permet des analyses plus fines et plus précises des résultats. Ainsi, des trajectoires de dépenses individuelles pourront être constituées et des analyses sur l'impact redistributif sur le cycle de vie du système d'assurance maladie pourraient être menées. Par ailleurs, une analyse des résultats en fonction des caractéristiques des individus par exemple au regard de l'éducation pourra être conduite. Les modèles de micro-simulation fournissent enfin des résultats bien plus détaillés que les modèles de macro-simulation : dans le cas des dépenses de santé, un modèle de micro-simulation permet par exemple d'obtenir les distributions de différentes variables d'intérêt comme, par exemple, la dépense ou le reste à charge dont on sait que la valeur moyenne (seul résultat accessible par macro-simulation) cache de nombreuses disparités (HCAAM, 2011). Parallèlement, la morbidité (ou état de santé d'une population) est une variable clé dans la modélisation micro-économique des dépenses de santé. La micro-simulation permet d'imputer à chaque individu un état de santé dépendant de ses caractéristiques socio-démographiques¹. L'algorithme du modèle respecte l'ordre suivant des simulations des évolutions de différents statuts : simulation des trajectoires professionnelles et familiales, puis de l'état de santé² et enfin de la dépense de santé.

Choix des sources. Il existe peu de sources longitudinales qui intègrent à la fois des trajectoires individuelles au niveau matrimonial et professionnel et des informations sur l'état de santé des individus³. Ainsi, dans cette étude est utilisé tout d'abord Destinie qui génère des trajectoires familiales et professionnelles calées sur des hypothèses macro-économiques jusqu'à l'horizon 2060. Ensuite, cette étude a recours à l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de l'Irdes appariée aux données de consommation de soins de l'assurance maladie (Echantillon permanent des assurés sociaux, EPAS, de la CNAMTS) afin de caractériser la population en termes d'état de santé, d'estimer les trajectoires d'état de santé à travers des équations de transition et enfin d'identifier les déterminants des dépenses de santé. La base de données est un panel construit à partir des enquêtes ESPS-EPAS appariées 2002, 2004, 2006, 2008. Ces données ont, en effet, une dimension de panel puisque chaque individu est contacté tous les quatre ans. On dispose donc pour une partie des individus des différentes caractéristiques sociodémographiques mais également des dépenses de santé en 2002 et 2006 et en 2004 et 2008. Cette base est utilisée pour estimer les trajectoires d'état de santé des individus entre différents états (bonne santé, mauvaise santé, mort). Les dépenses de santé sont, elles, estimées à partir des mêmes bases de données sans pour autant avoir recours au panel. Une limite des bases de données nous contraint à restreindre le champ de notre analyse des dépenses de santé aux seuls soins de ville. En effet, les données utilisées qui proviennent de l'appariement des données ESPS avec les données de l'EPAS ne permettent pas de retracer précisément les données relatives aux dépenses d'hospitalisation, l'individualisation de certaines de ces dépenses pouvant être fragile pour la partie tarifée à l'activité et n'étant pas pertinente pour les dépenses sous enveloppe budgétaire. Cette lacune sur les dépenses hospitalières ne permet pas de reconstruire au niveau macroéconomique un agrégat et une structure des dépenses hospitalières robustes à partir des dépenses individuelles rapportées dans la base. Il est alors plus prudent de se concentrer sur les dépenses de soins de ville. L'extension du modèle aux dépenses hospitalières sera possible lorsque ces deux limites (appariement et individualisation) seront dépassées. Néanmoins, le champ couvert est très important : en 2011⁴, les dépenses de

¹ Le modèle peut potentiellement intégrer d'autres déterminants, comme les maladies dont souffre l'individu, même si cela n'a pas été fait à ce stade.

² On néglige dans cette étude la causalité inverse c'est à dire l'influence de l'état de santé sur le statut sur le marché du travail. Des études complémentaires pourraient avoir pour objectif d'endogénéiser ce phénomène.

³ L'enquête SIP (santé et itinéraire professionnel) est un panel de 14 000 personnes interrogées tous les 4 ans dont certaines questions sont relatives à l'état de santé et à la carrière professionnelle. Toutefois, elle ne comprend aucune information sur les dépenses de santé engagées, ce qui explique pourquoi elle n'a pas été utilisée ici.

⁴ Comptes nationaux de la santé, 2011.

soins de ville (soins ambulatoires et biens médicaux) s'élevaient à 96 milliards d'euros soit 53 % de la consommation de soins et biens médicaux et 4,8 % du PIB.

L'apport du modèle par rapport aux études précédentes (Grignon 2002, Barnay *et al.*, 2009) est triple. Tout d'abord, des équations de transition régissant l'état de santé sont estimées grâce à la dimension longitudinale des données de l'ESPS. La projection de l'évolution de l'état de santé de la population permet notamment d'estimer l'évolution de l'espérance de vie, globale ou en bonne santé, en fonction de l'évolution de l'état de santé et des caractéristiques sociodémographiques de la population. Cette étude se propose en outre de mettre en place un outil de micro-simulation dynamique des dépenses de soins de ville en lien avec un module santé incluant l'état de santé de l'individu. L'articulation entre état de santé et dépenses de soins de ville permet d'envisager des développements visant notamment à intégrer les effets de politiques de prévention ou des effets d'évolution de la morbidité de certaines pathologies. Enfin, en intégrant dans Destinie les modules santé et dépenses de soins de ville, ce modèle est le premier modèle de micro-simulation dynamique des dépenses de soins pour l'ensemble de la population française. Les autres modèles se concentraient sur des catégories particulières de la population (les 25 ans et plus pour Barnay *et al.* (2009)). Ceci permettra de mener sur l'ensemble de la population des analyses de la dépense de soins et de définir des trajectoires individuelles en fonction de différentes variables sociodémographiques comme le diplôme.

2. Le module santé : simulation de l'état de santé de la population

La dépense de santé estimée au niveau individuel dépend d'un ensemble de caractéristiques individuelles que l'on souhaite projeter, telles que l'âge, le sexe, le niveau d'études, la situation familiale et professionnelle. Le modèle Destinie simule ces caractéristiques en générant les biographies familiales et professionnelles d'un échantillon représentatif de la population française à l'horizon 2060 (cf. encadré 1).

Le module santé développé s'attache d'abord à compléter ces caractéristiques par une variable clé absente du module de base de Destinie et qui mesure l'état de santé au niveau individuel, puis d'inférer la dépense individuelle en soins de ville à l'aide de l'ensemble de caractéristiques individuelles générées. Pour simuler l'état de santé et son évolution, nous avons recours à une base de données auxiliaire, l'enquête ESPS-EPAS (cf. encadré 2) qui nous permettra de définir :

- les déterminants de la prévalence⁵ des différents états de santé, afin d'imputer aux individus composant l'échantillon de départ (2011) un état de santé, en tenant compte de leurs caractéristiques individuelles connues,
- les déterminants de l'incidence⁶ des différents états de santé, afin de simuler l'état de santé de la population vieillie en tenant compte au mieux de la composition de la population initiale.

2.1. Définition d'un état de santé individuel

Dans le cadre de cette étude, l'état de santé est défini comme une variable binaire : un individu peut être soit en bonne, soit en mauvaise santé⁷. Cette hypothèse pourrait être relâchée dans des développements de cette étude en introduisant par exemple des stades intermédiaires entre bonne santé et mauvaise santé.

⁵ La prévalence est définie comme une mesure de l'état de santé d'une population à un instant donné. Ainsi, le taux de prévalence d'une maladie à la date t est le rapport entre le nombre d'individus malades à cette date et le nombre total d'individus composant la population à cette même date.

⁶ L'incidence est définie comme mesure du risque pour un individu de contracter une pathologie durant une période. Ainsi, le taux d'incidence d'une maladie entre la date t et la date $t+1$ est le rapport entre le nombre d'individus tombant malade entre ces deux dates et le nombre total d'individus à risque survivant entre ces deux mêmes dates. Cela ne prend pas en compte les rémissions.

⁷ Ainsi, « l'état » de chaque individu pourra prendre trois modalités : bonne santé, mauvaise santé, ou mort. L'état de mort est bien sûr considéré comme « absorbant », c'est-à-dire qu'il n'existe pas de possibilité de sortie de cet état.

Encadré 2 : l'enquête ESPS-EPAS

La base est constituée de données appariées de l'enquête ESPS de l'Irdes et de l'échantillon EPAS de la CNAMTS. L'échantillon EPAS est utilisé comme base de sondage de l'enquête. Un assuré est tout d'abord tiré dans l'EPAS par l'Assurance maladie - dit « assuré principal ». L'enquête ESPS s'étend ensuite à l'ensemble de son ménage. Au total sont donc compris dans l'échantillon ESPS l'assuré principal, ses ayants droit cohabitants et les autres membres du ménage : conjoint lui-même assuré social, ayant droit du conjoint, ayant droit de l'assuré principal vivant hors du ménage. Pour l'ensemble de ces assurés, les informations sur leurs dépenses de santé sont complétées lorsqu'elles sont disponibles dans l'EPAS. L'enquête ESPS est limitée au champ de la France métropolitaine et ne comporte pas de données relatives aux fonctionnaires. De plus, elle ne comprend pas les données relatives aux dépenses de santé non remboursables (automédication par exemple).

L'enquête ESPS fournit tous les deux ans, pour un échantillon d'individus, des données sur leur état de santé, la nature de leur couverture maladie (assurance de base et complémentaire), leur recours aux soins et leurs caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, catégorie socioprofessionnelle, éducation,...), ainsi que des informations sur la composition et le revenu des ménages. Pour environ la moitié de ces individus, l'EPAS décrit les dépenses de santé totales annuelles. Ces dépenses sont ventilées en 15 postes, dont 4 pour les praticiens (dont les honoraires des généralistes et spécialistes), 4 pour les auxiliaires médicaux, 6 pour les prestations sanitaires diverses (dont les médicaments) et 1 pour les dépenses hospitalières. Pour chacun de ces postes de dépenses sont renseignés le montant total dépensé dans l'année, les remboursements de l'assurance maladie obligatoire (AMO), le montant des tickets modérateurs, ainsi que les dépassements payés par le patient.

Les bases de données ESPS-EPAS ont de plus une dimension de panel puisque chaque individu est contacté tous les quatre ans. Ainsi dans le cadre de cette étude, des panels ont été construits à partir des données 2002, 2004, 2006 et 2008. On dispose donc des différentes caractéristiques sociodémographiques mais également des dépenses de santé d'une partie des individus en 2002 et 2006 et en 2004 et 2008.

Une base de données alternative a été étudiée afin de déterminer la base la plus appropriée pour mener cette étude. L'enquête santé et itinéraire professionnel (SIP), réalisée conjointement par la Drees et la DARES, a pour but d'appréhender les liens entre santé et itinéraire professionnel et leurs décalages temporels. L'enquête SIP comporte une partie longitudinale composée des répondants aux deux vagues de l'enquête (2006 et 2010) et des personnes décédées entre les deux vagues. L'enquête renseigne notamment sur l'itinéraire professionnel, les caractéristiques du travail actuel, les revenus du ménage et un ensemble d'aspects de la santé, passée ou actuelle (auto évaluation de la santé, un relevé de gênes fonctionnelles...). Pour autant, pour la partie panel, seuls les individus âgés entre 20 et 74 ans en 2006, et vivant en logements ordinaires ont été réinterrogés en 2010. Dans le cadre de la construction du modèle de micro-simulation, il était important de pouvoir évaluer l'évolution de l'état de santé de la population et son lien avec la dépense de soins au-delà de 78 ans notamment afin d'appréhender le plus finement possible l'impact du vieillissement. Si cette base n'a par conséquent pas été retenue, elle pourrait être utile pour des développements de l'outil de micro-simulation notamment afin d'intégrer des interactions entre l'activité professionnelle et l'état de santé.

La méthode utilisée consiste à construire un indicateur d'état de santé à partir des variables disponibles dans l'enquête ESPS. Nous avons fait le choix de ne pas retenir une caractérisation de l'état de santé par le fait de bénéficier du dispositif des affections de longue durée. En effet, le dispositif ALD est contingent aux dispositions législatives et à la décision des médecins de faire accéder ou non leurs patients au dispositif. Les données des bases ESPS dont nous disposons contiennent une variable renseignant sur l'état de santé perçu par les individus. Il s'agit de la réponse à la question « comment est votre état de santé général ? » qui peut prendre cinq modalités : très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais. Les individus se déclarant dans un état de santé très bon ou bon sont alors classés en bonne santé. Aux autres individus est attribué un mauvais état de santé.

Ce traitement de l'état de santé des individus est justifié par les limites des données ESPS. En effet, Rochaix *et al.* (2006) ont développé une méthode pour définir un score d'état de santé objectif. Ce score est défini en fonction de la relation entre l'état de santé auto-déclaré par les individus et certaines de leurs caractéristiques individuelles observables (telles que l'âge, le sexe, le statut d'emploi), des mesures objectives de leur état de santé (relatives aux maladies dont ils sont atteints), et des variables inobservables qui sont captées dans le résidu de la régression. Ce score d'état de santé reposant sur des mesures plus objectives de l'état de santé et prenant en compte la situation sociodémographique des individus devrait permettre d'harmoniser les mesures de l'état de santé dans la population. Pour autant, cette construction repose sur des variables qui souffrent de certains biais. Tout d'abord, les maladies recensées dans la base ESPS utilisées dans la construction de ce score pour objectiver l'état de santé des individus sont auto-déclarées par les patients et souffrent

donc des mêmes biais que la variable retenue pour définir l'état de santé. Ensuite, la gravité des maladies qui est utilisée dans la construction de ce score est déterminée à partir de notes attribuées par des médecins codeurs. Ces notes ont été déterminées en 1997 et ne sont donc sans doute pas en adéquation avec la gravité actuelle des maladies du fait de l'évolution des techniques médicales. Enfin, un biais de codage lié à la personne même du codeur ne permet pas de s'assurer d'une homogénéité totale des notes de sévérité données par les médecins. Ainsi, l'utilisation de la note auto-déclarée par les individus semble un choix prudent et robuste. Il existe certes une hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé qui influence la mesure des inégalités de santé (Devaux *et al.*, 2008). Pour autant, cette perception subjective de l'état de santé peut avoir un lien direct avec la décision de consommation de soins et paraît donc pertinente pour lier ce module d'état de santé avec le module de dépense de santé qui sera présenté dans la partie suivante.

Des statistiques descriptives générales sont réalisées afin de valider la pertinence de l'indicateur d'état de santé. La composition de la population en termes d'état de santé pourrait être légèrement différente entre l'échantillon sur lequel les estimations sont réalisées et celui à partir duquel les projections sont effectuées (Destinie). C'est pourquoi l'échantillon ESPS a été recalé pour être rendu représentatif de la population française en termes d'âge, de sexe, de taille de ménage et de niveau de diplômes.

À partir de l'échantillon de base de l'enquête ESPS qui contient 87 364⁸ observations (les quatre années d'enquête étant « empilées »), nous obtenons *in fine* une variable d'état de santé pour 56 973 observations : l'absence de données pour 30 391 individus tient au taux de non réponse à la question de l'enquête ESPS. 78 % de l'échantillon est considéré comme étant en bonne santé. De manière attendue, le taux de prévalence de la mauvaise santé croît avec l'âge et, à âge donné, les hommes sont en meilleure santé que les femmes (*cf.* graphique 3). Ce dernier constat est en cohérence avec des analyses menées dans la littérature récente (CESE, 2010) ou encore dans le rapport annuel sur l'état de santé de la population en France publié dans le cadre du suivi des 100 objectifs de la loi de santé publique de 2004 (Drees, 2015).

De plus, les notions d'ALD et de mauvaise santé se recouvrent partiellement, comme l'indique le tableau ci-dessous. Les individus en ALD sont globalement considérés en mauvaise santé dans le modèle. En revanche, la notion de mauvaise santé utilisée ici comporte moins le caractère « chronique » que dans la notion d'ALD.

Tableaux 1 : répartition selon la variable d'état de santé et la variable d'ALD

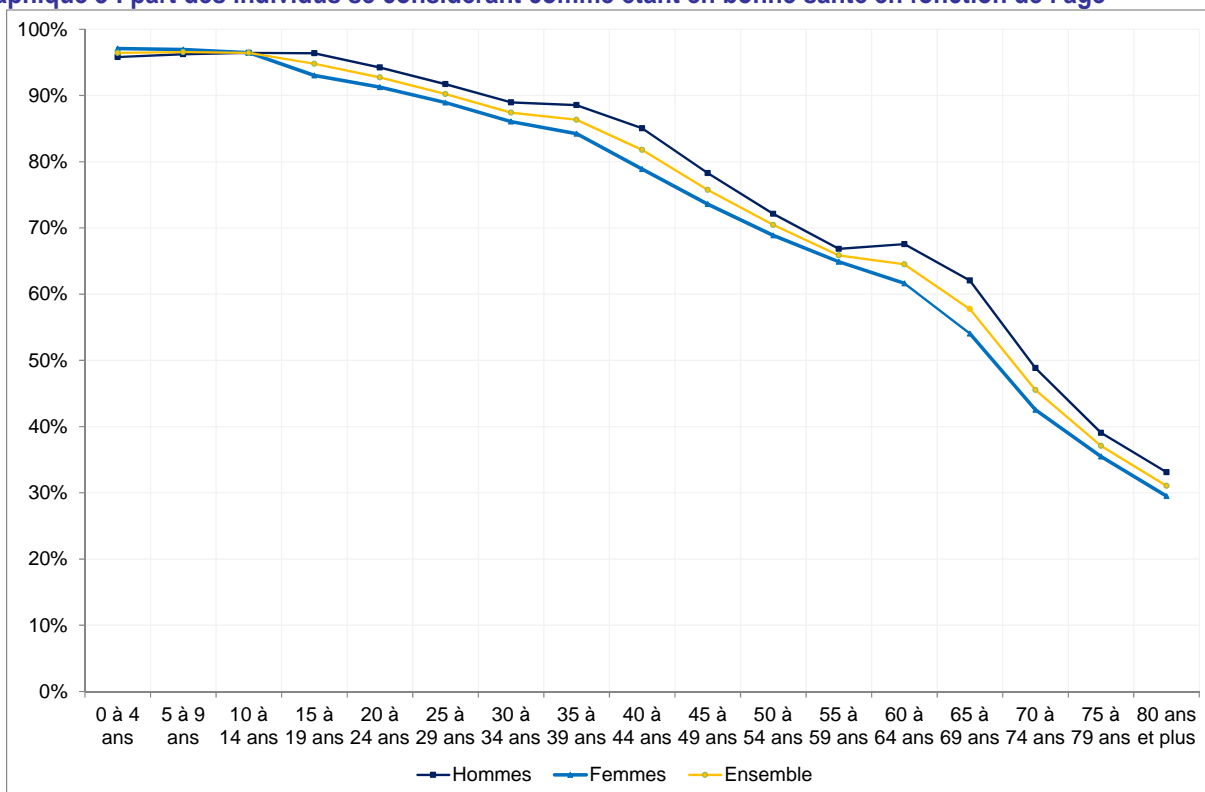
	ALD	Sans ALD	Total
Bonne Santé	5 %	95 %	100 %
Mauvaise santé	39 %		100 %

	ALD	Sans ALD
Bonne Santé	32 %	84 %
Mauvaise santé	68 %	16 %
Total	100 %	100 %

Source : Destinie, module projections de santé.

⁸ L'échantillon initial contient en réalité 87 714 observations mais on élimine les individus dont le sexe et l'âge ne sont pas renseignés dans la suite de l'étude.

Graphique 3 : part des individus se considérant comme étant en bonne santé en fonction de l'âge



Source : ESPS-EPAS 2002-2008, calculs des auteurs.

2.2. Prévalence, incidence, guérison et décès : les déterminants de l'état de santé

La première étape de l'imputation concerne l'année de base. Elle consiste à imputer un état de santé aux individus présents dans l'échantillon Destinie l'année de départ des projections. Cette imputation nécessite de mobiliser des variables qui ont une influence sur l'état de santé et qui sont à la fois présentes dans l'enquête ESPS-EPAS et Destinie. Ainsi, la régression de l'équation de prévalence (tout comme de l'équation d'incidence, *cf. infra*) repose uniquement sur trois variables explicatives communes : le sexe, l'âge, et l'âge de fin d'études (représentatif du niveau d'études). L'âge est pris en compte à l'aide d'indicatrices d'appartenance à des tranches quinquennales. Un âge de fin d'études harmonisé entre les générations a été imputé aléatoirement en fonction du diplôme et de la génération, à l'aide de tables de passage basées sur l'empilement des enquêtes emploi de 1990 à 2009 (*cf. encadré 3*). Il est pris en compte dans le modèle à l'aide d'indicatrices correspondant à 4 niveaux d'études. En définitive, la variable intégrée à la régression correspond aux quartiles d'âge de fin d'études. Il convient également de noter que la dimension de panel de l'enquête ESPS a été utilisée pour compléter l'information sur les diplômes obtenus le cas échéant : par exemple, un individu de 20 ans « sans diplôme » en 2002, mais ayant obtenu un diplôme de premier cycle universitaire en 2006 est désormais considéré dans les deux bases comme diplômé du supérieur⁹. Aucune variable relative au statut d'activité ou au statut matrimonial et familial n'a été ajoutée car leur effet, estimé sur l'échantillon ESPS-EPAS, n'était pas significatif sur les variables d'intérêt.

L'équation de prévalence est estimée sur les individus de l'enquête ESPS. Les résultats sont ensuite appliqués sur la population de Destinie. L'équation de prévalence à estimer est la régression

⁹ En pratique, le recodage est fait pour les individus de moins de 24 ans se déclarant sans diplôme l'année n et pour lesquels une information sur un diplôme plus avancé est présente dans la base n+4.

logistique suivante (la variable dépendante étant binaire et représentant le fait d'être en bonne santé)¹⁰ :

$$Santé_{i,t} = K + \alpha * Sexe_i + \beta * I(classe\ d'âge)_{i,t} + \gamma * I(quartile\ âge\ fin\ d'études)_i + \delta * Année_{i,t} + u_i$$

L'analyse des statistiques descriptives a cependant fait apparaître de fortes disparités d'état de santé entre les deux sexes, ainsi qu'en fonction de l'âge. Pour affiner le modèle, l'échantillon est scindé en quatre sous-groupes (hommes jusqu'à 39 ans, hommes à partir de 40 ans, femmes jusqu'à 39 ans, femmes à partir de 40 ans¹¹), sur chacun desquels la régression suivante est réalisée :

$$Santé_{i,t} = K + \beta * I(classe\ d'âge)_{i,t} + \gamma * I(quartile\ fin\ d'études)_i + \delta * Année_{i,t} + u_{it}$$

On suppose que, pour chaque sexe et chaque grande classe d'âge (moins de 39 ans, 40 ans ou plus), l'état de santé présente une relation linéaire par morceaux avec l'âge (tranches quinquennales) et l'âge de fin d'études (en 5 groupes : un groupe par quartile et un groupe correspondant aux individus encore en cours d'études initiales lors de l'enquête). Les valeurs des paramètres associés à ces différentes fonctions peuvent, selon notre modèle, être différentes pour les hommes et les femmes. Malgré des échantillons de taille restreinte, les résultats concernant la significativité globale des variables explicatives sont relativement satisfaisants (cf. tableaux 2 et 3). Les tableaux ci-dessous présentent les résultats des régressions « simples » et des régressions pondérées par les poids issus du calage sur marges. Les tests de significativité qui ont été réalisés tiennent compte de la pondération.

Tableaux 2 : significativité globale des variables explicatives de l'équation de prévalence

a – Régression non pondérée

Échantillon	Nb. Obs.	Nb. Bonne santé	Nb. Mauvaise santé	Significativité âge	Significativité AFE	Significativité année
Hommes / Moins de 39 ans	14 243	13 303	940	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Oui (5 %)
Femmes / Moins de 39 ans	14 400	13 129	1 271	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Non
Hommes / Plus de 40 ans	13 389	8 971	4 418	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Non
Femmes / Plus de 40 ans	14 941	9 234	5 707	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Non

Source : ESPS 2002-2008, calculs des auteurs.

Note de lecture : première ligne, pour les hommes de moins de 39 ans, l'estimation est réalisée sur une population de 14 243 individus dont 13 303 sont en bonne santé. Dans la régression, la variable âge est globalement significative à 1 %.

b – Régression pondérée

Échantillon	Nb. Obs.	Nb. Bonne santé	Nb. Mauvaise santé	Significativité âge	Significativité AFE	Significativité année
Hommes / Moins de 39 ans	14 243	13 303	940	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Oui (5 %)
Femmes / Moins de 39 ans	14 400	13 129	1 271	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Oui (10 %)
Hommes / Plus de 40 ans	13 389	8 971	4 418	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Oui (10 %)
Femmes / Plus de 40 ans	14 941	9 234	5 707	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Non

Source : ESPS 2002-2008, calculs des auteurs.

Note de lecture : première ligne, pour les hommes de moins de 39 ans, l'estimation est réalisée sur une population de 14 243 individus dont 13 303 sont en bonne santé. Dans la régression, la variable âge est globalement significative à 1 %.

¹⁰ Pour simplifier les notations, on note AFE l'âge de fin d'études des individus.

¹¹ Le seuil de 40 ans est choisi en tenant compte des résultats présentés sur le graphique 1, où l'on observe une relative stabilité du taux de prévalence par âge jusqu'aux environs de 40 ans, et une décroissance plus marquée ensuite.

Tableaux 3 : résultat des paramètres estimés dans l'équation de prévalence, pour chacun des quatre sous-groupes considérés

a – Régression non pondérée

	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Moins de 39 ans		Moins de 39 ans		Plus de 40 ans		Plus de 40 ans	
Constante	2.9378	(***)	3.6021	(***)	1.3483	(***)	0.8482	(***)
Age (référence = 0 à 4 ans)								
5 à 9 ans	0.1133		-0.0565					
10 à 14 ans	0.028		-0.4097	(*)				
15 à 19 ans	-0.27		-1.5079	(***)				
20 à 24 ans	-0.92	(***)	-1.9239	(***)				
25 à 29 ans	-1.328	(***)	-2.1929	(***)				
30 à 34 ans	-1.6042	(***)	-2.4241	(***)				
35 à 39 ans	-1.5474	(***)	-2.4593	(***)				
Age (référence = 40 à 44 ans)								
45 à 49 ans					-0.4138	(***)	-0.2319	(***)
50 à 54 ans					-0.7285	(***)	-0.4154	(***)
55 à 59 ans					-0.9479	(***)	-0.5597	(***)
60 à 64 ans					-0.8862	(***)	-0.6668	(***)
65 à 69 ans					-1.085	(***)	-0.9164	(***)
70 à 74 ans					-1.5678	(***)	-1.3153	(***)
75 à 79 ans					-1.9549	(***)	-1.5861	(***)
80 ans et plus					-2.2098	(***)	-1.8528	(***)
AFE (référence = 1 ^{er} quartile)								
Etudes non achevées	-0.0881		-0.2181					
2 ^{ème} quartile	0.1574		0.0557		0.2023	(***)	0.2578	(***)
3 ^{ème} quartile	0.4588	(***)	0.525	(***)	0.5193	(***)	0.6264	(***)
4 ^{ème} quartile	1.0655	(***)	0.8961	(***)	0.8224	(***)	0.8116	(***)
Année (référence = 2002)								
2004	0.2858	(**)	0.1723	(*)	0.0418		-0.0354	
2006	0.3487	(***)	0.0621		0.0301		0.0766	
2008	0.1892	(*)	0.151		-0.0327		0.0104	

b – Régression pondérée

	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Moins de 39 ans		Moins de 39 ans		Plus de 40 ans		Plus de 40 ans	
Constante	2.7762	(***)	3.3679	(***)	1.2477	(***)	0.7368	(***)
Age (référence = 0 à 4 ans)								
5 à 9 ans	0.0696		0.0157					
10 à 14 ans	0.0053		-0.3381					
15 à 19 ans	-0.2389		-1.4261	(***)				
20 à 24 ans	-0.7726	(***)	-1.8113	(***)				
25 à 29 ans	-1.1921	(***)	-2.121	(***)				
30 à 34 ans	-1.5048	(***)	-2.4023	(***)				
35 à 39 ans	-1.5611	(***)	-2.4459	(***)				
Age (référence = 40 à 44 ans)								
45 à 49 ans					-0.4087	(***)	-0.2217	(***)
50 à 54 ans					-0.64	(***)	-0.4556	(***)
55 à 59 ans					-0.9216	(***)	-0.5941	(***)
60 à 64 ans					-0.8351	(***)	-0.6663	(***)
65 à 69 ans					-1.0958	(***)	-0.8526	(***)
70 à 74 ans					-1.5173	(***)	-1.2925	(***)
75 à 79 ans					-1.8717	(***)	-1.4797	(***)
80 ans et plus					-2.1191	(***)	-1.7226	(***)
AFE (référence = 1 ^{er} quartile)								
Etudes non achevées	0.1047		-0.0553					
2 ^{ème} quartile	0.2691	(**)	0.1115		0.2064	(***)	0.2614	(***)
3 ^{ème} quartile	0.4581	(***)	0.6572	(***)	0.5554	(***)	0.7165	(***)
4 ^{ème} quartile	1.1159	(***)	1.0248	(***)	0.8403	(***)	0.8494	(***)
Année (référence = 2002)								
2004	0.3075	(***)	0.2566	(**)	0.0735		-0.0101	
2006	0.3481	(***)	0.0999		0.0323		0.0704	
2008	0.1652		0.1409		-0.0578		0.0149	

Source : ESPS 2002-2008.

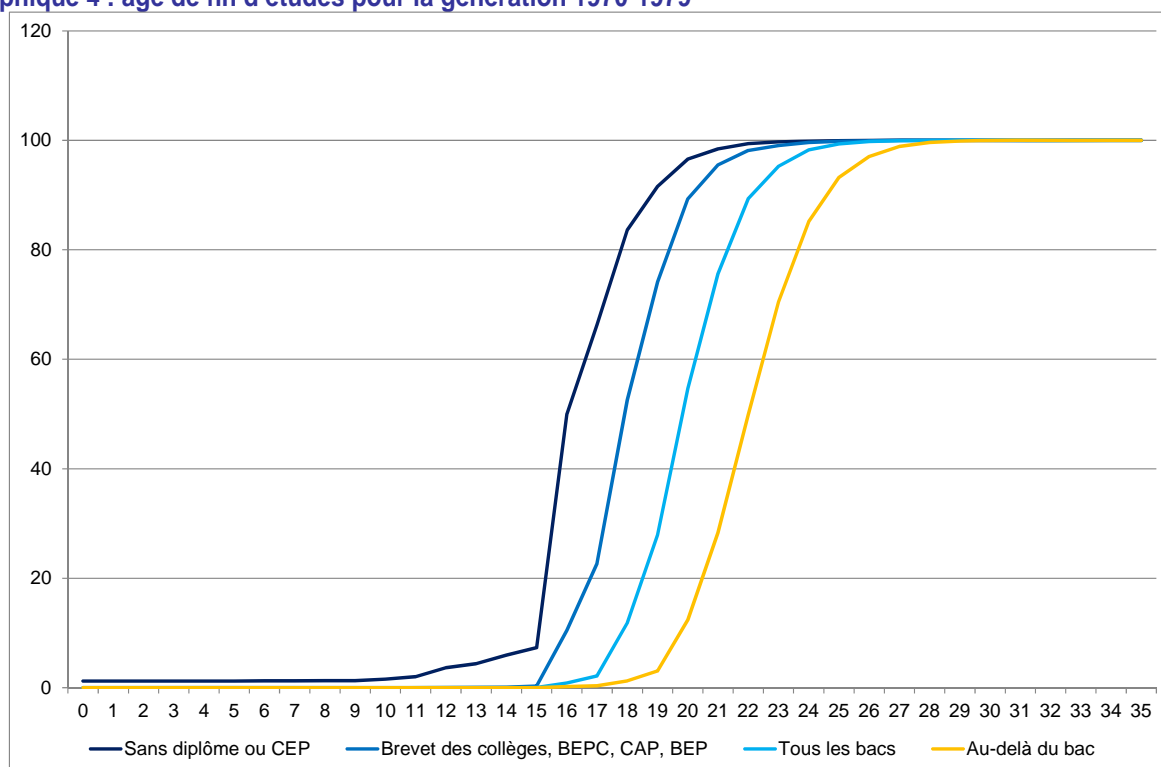
Note : (***) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 % ; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 % ; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

Note de lecture : on estime l'impact des variables sur la probabilité d'être en bonne santé. Un coefficient négatif démontre une corrélation négative entre la variable explicative et le fait d'être en bonne santé. Pour la variable âge, chez les hommes de moins de 39 ans, un individu qui a entre 35 et 39 ans a une plus faible probabilité d'être en bonne santé qu'un individu qui a entre 0 et 4 ans.

Encadré 3 : Imputation de l'âge de fin d'études dans l'enquête ESPS

Pour disposer de variables homogènes entre ESPS et Destinie concernant le niveau d'études, il convient d'effectuer un retraitement des données initiales. En effet, l'enquête ESPS renseigne le diplôme le plus élevé obtenu par les individus, selon quatre modalités : sans diplôme, premier cycle (brevet des collèges, BEPC, CAP, BEP), baccalauréat, études supérieures. En revanche, la variable relative au niveau d'éducation pertinente dans Destinie est l'âge de fin d'études. Afin de faire correspondre ces deux informations, il convient de disposer d'une table de passage entre les deux variables, tenant compte de la génération des individus. Au cours du XX^{ème} siècle, on a effectivement pu constater un allongement de la durée moyenne des études de la population française jusqu'aux années 1970-1980 environ. Depuis, ce phénomène semble s'être stabilisé. Une table de correspondance entre la fonction de distribution de l'âge de fin d'études et le diplôme (codé selon les quatre modalités précitées) a été calculée à partir de l'enquête emploi. Elle est déclinée selon la génération de naissance de l'individu (1925-1939, 1940-1949, 1950-1959, 1960-1969, 1970-1979). Ainsi, on peut imputer aléatoirement à chaque individu de l'enquête ESPS un âge de fin d'études tenant compte de son année de naissance et de son niveau d'études¹².

Graphique 4 : âge de fin d'études pour la génération 1970-1979



Source : Insee.

À chaque période simulée, la nouvelle valeur de l'état de santé est recalculée pour chaque individu présent dans l'échantillon, en fonction de sa valeur la période précédente et des autres caractéristiques individuelles de l'individu considéré. Les probabilités de transition entre les différents états possibles, à savoir bonne santé, mauvaise santé ou mort, ont également été estimées à l'aide de l'enquête ESPS-EPAS, utilisée cette fois-ci en panel, sous la forme d'une matrice dont les coefficients dépendent de l'individu considéré.

¹² La variable mesurant le niveau d'étude a évolué en 2008 dans l'enquête ESPS. Entre 2002 et 2006 la question posée était « Quel est votre niveau d'étude ? ». En 2008, la question était posée en deux temps « Quel est le diplôme le plus élevé que vous avez obtenu ? » et si la personne n'avait pas de diplôme « Quel est votre niveau d'études ? ». Conceptuellement, la mesure a donc changé, le niveau d'études étant plus élevé que le diplôme. Néanmoins, les écarts sont limités (la seule différence significative porte sur le 1er cycle, avec 26,6 % de la population en 2004 contre 24,4 % en 2008). Nous n'avons pas effectué de redressement pour ce changement de mesure.

Selon la variante du modèle considérée, ces probabilités peuvent être modulées de manière à prendre en compte différentes hypothèses sur l'évolution (contraction ou expansion) de la morbidité à âge donné notamment en relation avec les gains d'espérance de vie dans le futur (cf. section sur la définition des différents scénarios considérés). On cherche donc à déterminer la matrice de transition suivante (1 = bonne santé, 2 = mauvaise santé, 3 = mort) en ligne l'état en t, en colonne en t+1, en autorisant à en faire varier les paramètres selon les caractéristiques des individus :

$$\begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Dans la mesure où l'enquête ESPS ne contient pas d'informations sur les trajectoires des individus, il est impossible d'intégrer un phénomène de « mémoire » au modèle retenu.

L'estimation rétrospective des probabilités de transition est faite suivant des régressions logistiques « imbriquées » :

- dans un premier temps, est estimée sur l'ensemble de l'échantillon suivi les deux années pour lesquelles on dispose d'informations sur l'état de santé de l'année de départ (2002 ou 2004, soit 17 485 observations, cf. tableau 4) la probabilité de survivre jusqu'à la vague d'enquête suivante (2006 ou 2008 respectivement) ;

Tableau 4 : nombre d'observations selon l'état de santé l'année de départ

Santé année de départ (2002 ou 2004)	Tous	2002-2006	2004-2008
Bonne santé	12 754	5 172	7 582
Mauvaise santé	4 731	1 910	2 821
Manquant	8 292	5 189	3 103
Total	25 777	12 271	13 506
Total hors variables manquantes	17 485	7 082	10 403

Source : ESPS 2002-2008.

- puis dans un second temps, pour les individus pour lesquels on dispose d'informations sur l'état de santé les deux années d'enquête (2002-2006 ou 2004-2008) et qui ne décèdent pas (soit 9061 individus), est estimée la probabilité d'être en bonne santé à la seconde période. Par exemple, 86 % des personnes qui ont moins de 29 ans et qui sont en bonne santé sont encore en bonne santé quatre ans plus tard. C'est le cas uniquement de 47 % des 60 ans et plus et de 35 % des 75 ans et plus. À noter qu'afin d'estimer séparément p_{11} de p_{21} , p_{12} de p_{22} , et p_{13} de p_{23} , les estimations sont réalisées sur des sous-échantillons où la population est divisée en fonction de l'état de santé de l'année de départ.

Tableau 5 : nombre d'observations selon l'état de santé l'année de départ et l'année d'arrivée

Santé année de départ et d'arrivée	Tous	2002-2006	2004-2008	Taux « d'attrition »
Bonne santé – Bonne santé	4 329	2 299	2 030	
Bonne santé – Mauvaise santé	1 314	597	717	
Bonne santé – Variable manquante	1 676	694	982	
Bonne santé – Attrition	4 302	2 012	2 290	37,6 %
Bonne santé – Mort	125	46	79	1,3 %
Mauvaise santé – Bonne santé	621	282	339	
Mauvaise santé – Mauvaise santé	2 797	1 216	1 581	
Mauvaise santé – Variable manquante	602	200	402	
Mauvaise santé – Attrition	2 457	991	1 466	37,6 %
Mauvaise santé – Mort	255	112	143	3,6 %
Variable manquante – Bonne santé	1 080	564	516	
Variable manquante – Mauvaise santé	637	371	266	
Variable manquante – Variable manquante	1 531	741	790	
Variable manquante – Attrition	3 682	1 903	1 779	52,5 %
Variable manquante – Mort	138	101	37	1,1 %
Total	25 546	12 129	13 417	
Total état de santé déclaré les deux années	9 061	4 394	4 667	

Source : ESPS 2002-2008.

La première étape du logit « imbriqué » permettra de déterminer p_{13} (soit $p_{11} + p_{12}$ par différence) d'une part, et p_{23} (soit $p_{21} + p_{22}$ par différence) d'autre part, *via* l'équation :

$$Survie_{i,t+1} = \alpha * Sexe_i + \beta * \hat{Age}_{i,t} + \gamma * AFE_i + u_{i,t+1}$$

où AFE correspond à l'âge de fin d'études, estimée sur les deux sous-populations suivantes¹³ : individus en bonne santé l'année de départ et individus en mauvaise santé l'année de départ.

Ensuite, la seconde étape du logit « imbriqué » indiquera les valeurs respectives de p_{11} et p_{21} (qui permettront donc de déduire p_{12} et p_{22}), grâce à la régression estimée sur la population des survivants seuls :

$$Bonne\ santé_{i,t+1} = \beta * \hat{Age}_{i,t} + \gamma * AFE_i + u_{i,t+1}$$

estimée sur les huit sous-populations obtenues en croisant le sexe, l'âge (seuil 40 ans) et l'état de santé l'année de départ (par exemple : hommes de moins de 39 ans en bonne santé l'année de départ).

Les résultats des paramètres estimés, ainsi que la significativité globale des coefficients sont présentés dans le tableau 7. De même que pour les équations de prévalence, des calages sur marge sont effectués pour correspondre au mieux aux distributions de sexe, d'âge et de taille de ménage de la population française dans son ensemble. En raison de l'attrition due au caractère incomplet du panel mentionné plus haut, le calage est effectué à partir d'une nouvelle population, dont l'effectif est réduit par rapport à l'échantillon initial.

¹³Le choix de ne séparer l'échantillon qu'en deux sous-groupes pour cette étape provient du fait que la variable indicatrice de survie est trop peu discriminante aux bas âges pour les individus en bonne santé, entraînant des résultats de régressions inexploitable. Par ailleurs, toujours à cause de la taille très restreinte des échantillons, certaines tranches quinquennales sont regroupées notamment pour les jeunes en mauvaise santé.

Tableaux 6 : significativité globale des variables explicatives de la première étape de l'équation d'incidence (probabilité de survie)

a – Régression non pondérée

Étape 1 (probabilité de survie)						
Échantillon	Nb. Obs.	Nb. Bonne santé	Nb. Mauvaise santé	Significativité âge	Significativité AFE	Significativité sexe
Bonne santé	12 754	12 620	134	Oui (1 %)	Oui (10 %)	Non
Mauvaise santé	4 731	4 506	225	Oui (1 %)	Oui (5 %)	Oui (1 %)

Source : ESPS 2002-2008.

b – Régression pondérée

Étape 1 (probabilité de survie)						
Échantillon	Somme pondérée des poids	Somme pond. des poids bonne santé	Somme pond. des poids mauvaise santé	Significativité âge	Significativité AFE	Significativité sexe
Bonne santé	13 355	13 210	145	Oui (1 %)	Oui (5 %)	Non
Mauvaise santé	4 130	3 921	208	Oui (1 %)	Oui (1 %)	Oui (1 %)

Source : ESPS 2002-2008.

Tableaux 7 : significativité globale des variables explicatives de la seconde étape de l'équation d'incidence (probabilité d'être en bonne santé)

a – Régression non pondérée

Étape 2 (probabilité d'être en bonne santé)					
Échantillon	Nb. Obs.	Nb. Bonne santé	Nb. Mauvaise santé	Significativité âge	Significativité AFE
Hommes / Bonne santé / Moins de 39 ans	1 143	1 052	91	Non	Oui (1 %)
Hommes / Mauvaise santé / Moins de 39 ans	101	55	46	Non	Non
Femmes / Bonne santé / Moins de 39 ans	1 353	1 229	124	Non	Oui (5 %)
Femmes / Mauvaise santé / Moins de 39 ans	189	99	90	Non	Non
Hommes / Bonne santé / Plus de 40 ans	1 844	1 510	334	Oui (1 %)	Oui (5 %)
Hommes / Mauvaise santé / Plus de 40 ans	750	190	560	Oui (10 %)	Oui (10 %)
Femmes / Bonne santé / Plus de 40 ans	1 945	1 609	336	Oui (1 %)	Oui (10 %)
Femmes / Mauvaise santé / Plus de 40 ans	1 072	295	777	Oui (1 %)	Non

Source : ESPS 2002-2008.

b – Régression pondérée

Étape 2 (probabilité d'être en bonne santé)					
Échantillon	Somme pondérée des poids.	Somme pond. des poids bonne santé	Somme pond. des poids mauvaise santé	Significativité âge	Significativité AFE
Hommes / Bonne santé / Moins de 39 ans	1 803	1 664	139	Non	Oui (1 %)
Hommes / Mauvaise santé / Moins de 39 ans	139	84	55	Non	Oui (1 %)
Femmes / Bonne santé / Moins de 39 ans	2 029	1 873	157	Non	Oui (5 %)
Femmes / Mauvaise santé / Moins de 39 ans	224	132	92	Non	Oui (10 %)
Hommes / Bonne santé / Plus de 40 ans	1 457	1 179	278	Oui (1 %)	Oui (1 %)
Hommes / Mauvaise santé / Plus de 40 ans	667	168	499	Non	Oui (10 %)
Femmes / Bonne santé / Plus de 40 ans	1 287	1 052	234	Oui (1 %)	Non
Femmes / Mauvaise santé / Plus de 40 ans	791	203	588	Oui (1 %)	Non

Source : ESPS 2002-2008.

Tableaux 8 : résultat des paramètres estimés dans la première étape de l'équation d'incidence (probabilité de survie), pour chacun des quatre sous-groupes considérés

a – Régression non pondérée

	Bonne santé	Mauvaise santé
Constante	5,8959 (***)	4,6215 (***)
Âge (référence = 0 à 24 ans ou 0 à 34 ans)		
25 à 29 ans	0,6745	
30 à 34 ans	-0,8825	
35 à 39 ans	-0,4693	0,1524
40 à 44 ans	-0,5424	-0,9879
45 à 49 ans	-1,6204 (**)	-0,7063
50 à 54 ans	-0,9058	-1,2272
55 à 59 ans	-1,7721 (**)	-1,4784 (*)
60 à 64 ans	-2,2252 (***)	-1,6558 (**)
65 à 69 ans	-2,1422 (***)	-2,2378 (***)
70 à 74 ans	-2,1277 (***)	-2,6019 (***)
75 à 79 ans	-3,2354 (***)	-2,6174 (***)
80 ans et plus	-4,1647 (***)	-3,356 (***)
AFE (référence = 1 ^{er} quartile)		
2 ^{ème} quartile	0,0326	0,3129
3 ^{ème} quartile	0,6989 (**)	0,3194
4 ^{ème} quartile	0,3601	1,1147 (***)
Sexe (référence = homme)		
Femme	0,0324	0,5984 (***)

Source : ESPS 2002-2008.

b – Régression pondérée

	Bonne santé	Mauvaise santé
Constante	5,7521 (***)	5,4146 (***)
Âge (référence = 0 à 9 ou 0 à 29 ans)		
25 à 29 ans	1,0454	
30 à 34 ans	-0,5266	
35 à 39 ans	-0,2964	-0,6159
40 à 44 ans	-0,4289	-1,6388
45 à 49 ans	-1,4044 (***)	-1,8016 (*)
50 à 54 ans	-0,7544	-1,9408 (*)
55 à 59 ans	-1,4234 (***)	-2,3287 (**)
60 à 64 ans	-2,0124 (***)	-2,4817 (**)
65 à 69 ans	-1,9135 (***)	-3,033 (***)
70 à 74 ans	-1,898 (***)	-3,4563 (***)
75 à 79 ans	-3,0009 (***)	-3,4261 (***)
80 ans et plus	-4,0991 (***)	-4,1853 (***)
AFE (référence = 1 ^{er} quartile)		
2 ^{ème} quartile	0,1157	0,5203 (**)
3 ^{ème} quartile	0,9266 (***)	0,4457
4 ^{ème} quartile	-0,0292	1,4443 (***)
Sexe (référence = homme)		
Femme	-0,1625	0,6061 (***)

Source : ESPS 2002-2008.

Note : (***) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 % ; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 % ; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

Note de lecture : selon les résultats de la régression non pondérée, la probabilité de survie d'un homme en bonne santé de 70 à 74 ans dont l'âge de fin d'études se situe dans le troisième quartile de l'âge de fin d'études est de $\exp(5,8959 - 2,1277 + 0,6989) / [1 + \exp(5,8959 - 2,1277 + 0,6989)] = 98,86\%$. Un coefficient positif est donc associé à une plus grande probabilité de survie que l'individu de référence.

Tableaux 9 : résultat des paramètres estimés dans la seconde étape de l'équation d'incidence (probabilité d'être en bonne santé l'année d'arrivée), pour chacun des quatre sous-groupes considérés

a – Régression non pondérée

	Hommes	Hommes	Femmes	Femmes	Hommes	Hommes	Femmes	Femmes
	Moins de 39 ans Bonne santé	Moins de 39 ans Mauvaise santé	Moins de 39 ans Bonne santé	Moins de 39 ans Mauvaise santé	Plus de 40 ans Bonne santé	Plus de 40 ans Mauvaise santé	Plus de 40 ans Bonne santé	Plus de 40 ans Mauvaise santé
Constante	1,6595 (***)	0,7089	1,3087 (*)	0,6602	1,9163 (***)	-0,9717 (***)	1,7723 (***)	-0,7291 (***)
Âge (référence = 0 à 20 ou 24, ou 40 à 44 ans)								
20 à 24 ans			0,887					
25 à 29 ans	0,1912	-0,2672	0,887	-0,0115				
30 à 34 ans	0,2004	-0,4457	0,6933	-0,5127				
35 à 39 ans	-0,247	-0,8985	0,3063	-0,5699				
45 à 49 ans					-0,5914 (***)	-0,268	-0,2536	0,2447
50 à 54 ans					-0,6163 (***)	-0,2208	-0,1421	0,1406
55 à 59 ans					-0,2667	0,1086	-0,0354	0,0419
60 à 64 ans					-0,2751	-0,2393	-0,1904	0,0362
65 à 69 ans					-0,6488 (**)	-0,3473	-0,8236 (****)	-0,8397 (**)
70 à 74 ans					-1,2478 (***)	-1,0381 (***)	-1,0667 (***)	-0,6635 (**)
75 à 79 ans					-1,4052 (***)	-0,8854 (**)	-1,5294 (****)	-0,7678 (**)
80 ans et plus					-1,4343 (***)	-0,4334	-0,9001 (**)	-0,6141 (*)
AfE (référence = 1 ^{er} quartile ou manquant)								
2 ^{ème} quartile	0,2136	-0,1142		-0,4704	-0,0439	0,541 (**)	-0,0324	-0,2793
3 ^{ème} quartile	0,9456 (***)	-0,2641	0,368	-0,1723	0,2519	0,3193	0,2768	0,0442
4 ^{ème} quartile	1,5509 (***)	0,7634	0,6541 (***)	0,0849	0,4386 (**)	0,1046	0,3975 (*)	0,1519

Source : ESPS 2002-2008.

b – Régression pondérée

	Hommes	Hommes	Femmes	Femmes	Hommes	Hommes	Femmes	Femmes
	Moins de 39 ans Bonne santé	Moins de 39 ans Mauvaise santé	Moins de 39 ans Bonne santé	Moins de 39 ans Mauvaise santé	Plus de 40 ans Bonne santé	Plus de 40 ans Mauvaise santé	Plus de 40 ans Bonne santé	Plus de 40 ans Mauvaise santé
Constante	2,0658 (***)	-1,0684 (**)	1,9895 (***)	0,8357	1,7003 (***)	-0,8795 (**)	1,6525 (***)	-0,5424 (*)
Âge (référence = 0 à 20 ou 24, ou 40 à 44 ans)								
20 à 24 ans			0,2901					
25 à 29 ans	0,2602	-0,0839	0,2558	-0,0984				
30 à 34 ans	0,1232	0,023	0,0285	-0,4552				
35 à 39 ans	-0,2353	-0,978 (*)	-0,2824	-0,4849				
45 à 49 ans					-0,4578 (*)	-0,2757	-0,1895	0,176
50 à 54 ans					-0,5049 (**)	-0,1931	-0,1813	0,0608
55 à 59 ans					-0,1479	-0,1054	0,0465	-0,1133
60 à 64 ans					-0,1494	-0,3134	-0,1473	-0,1271
65 à 69 ans					-0,3768	-0,4771	-0,7379 (**)	-1,0436 (**)
70 à 74 ans					-1,1197 (****)	-0,9996 (**)	-1,0499 (****)	-0,8067 (**)
75 à 79 ans					-1,2408 (****)	-0,9253 (**)	-1,4171 (****)	-0,9066 (**)
80 ans et plus					-0,9176 (****)	-0,2987	-0,5517 (*)	-1,222 (****)
AfE (référence = 1 ^{er} quartile ou manquant)								
2 ^{ème} quartile	-0,2928	1,7244 (****)		-1,0263	-0,0094	0,5466 (**)	0,1356	-0,2945
3 ^{ème} quartile	0,2158	1,6435 (****)	0,3279	0,0542	0,4268 (**)	0,235	0,3256	0,025
4 ^{ème} quartile	1,5352 (****)	3,7475 (****)	0,5241 (**)	-0,1633	0,5569 (****)	-0,0562	0,5772 (**)	0,1145

Source : ESPS 2002-2008.

Note : (****) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 % ; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 % ; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

Note de lecture : selon les résultats de la régression pondérée, la probabilité d'être en bonne santé l'année d'arrivée d'un homme de 70 à 74 ans en bonne santé l'année de départ dont l'âge de fin d'études se situe dans le premier quartile de l'âge de fin d'études est de $\exp(1,7003 - 1,1197) / [1 + \exp(1,7003 - 1,1197)] = 64,12\%$. Un coefficient positif est donc associé à une plus grande probabilité d'être en bonne santé l'année d'arrivée que l'individu de référence.

2.3. La dispersion des trajectoires individuelles : simulation et projection des états de santé

La dépense de santé dépend, au niveau individuel, d'un certain nombre de facteurs d'ordre démographique, familial, professionnel et social. Elle dépend également de manière prépondérante de l'état de santé. Les dépenses de santé sont en effet très concentrées sur les patients dont l'état de santé est dégradé comme ceux souffrant d'affections graves ou de longue durée.

L'état de santé ne figure pas parmi les variables du module de base du modèle Destinie, au contraire des autres déterminants individuels. Cette variable a donc été construite selon la méthodologie présentée précédemment. En utilisant les estimations pondérées des équations de prévalence, on a affecté un état de santé en 2011 à tous les individus de l'échantillon vivant cette année-là. Puis l'état de santé a été généré de proche en proche pour les années suivantes (par pas de 4 ans), en appliquant les probabilités de transition entre les trois états (bonne santé, mauvaise santé, mort) calculées également dans la partie précédente (à partir de l'échantillon pondéré). Ces probabilités de transition tiennent compte des caractéristiques démographiques (sexe, âge et niveau d'études) des individus de l'échantillon, ainsi que de leur état de santé l'année de départ de la transition. Les décès sont par ailleurs calés sur ceux des projections démographiques de l'Insee.

2.3.1. Évolution de l'état de santé due à la simple déformation de la structure de la population

Dans cette section, on considère que l'impact estimé des différentes variables sur la morbidité reste stable au cours du temps : le lien entre caractéristiques individuelles et probabilités de transition est fixe. Le paragraphe 2.3.4 envisage des hypothèses alternatives. Entre 2011 et 2059, la part de la population en bonne santé diminue, rapidement dans un premier temps jusqu'en 2030, puis plus lentement ensuite, avant de se redresser légèrement après 2040. Elle suit en cela de manière très proche l'évolution de la structure par âge de la population.

Tableau 10 : évolution de l'état de santé moyen sous l'hypothèse de constance des probabilités de transition

	Femmes	Hommes	Ensemble
2011	75,95 %	77,50 %	76,70 %
2015	75,45 %	76,67 %	76,04 %
2019	75,53 %	76,37 %	75,94 %
2023	75,22 %	76,42 %	75,80 %
2027	75,08 %	76,51 %	75,77 %
2031	73,99 %	75,63 %	74,79 %
2035	74,09 %	75,17 %	74,62 %
2039	73,75 %	75,17 %	74,44 %
2043	73,98 %	75,26 %	74,61 %
2047	73,79 %	74,98 %	74,37 %
2051	74,31 %	74,92 %	74,60 %
2055	74,57 %	74,73 %	74,64 %
2059	74,40 %	74,90 %	74,64 %

Source : Destinie, module projections de santé.

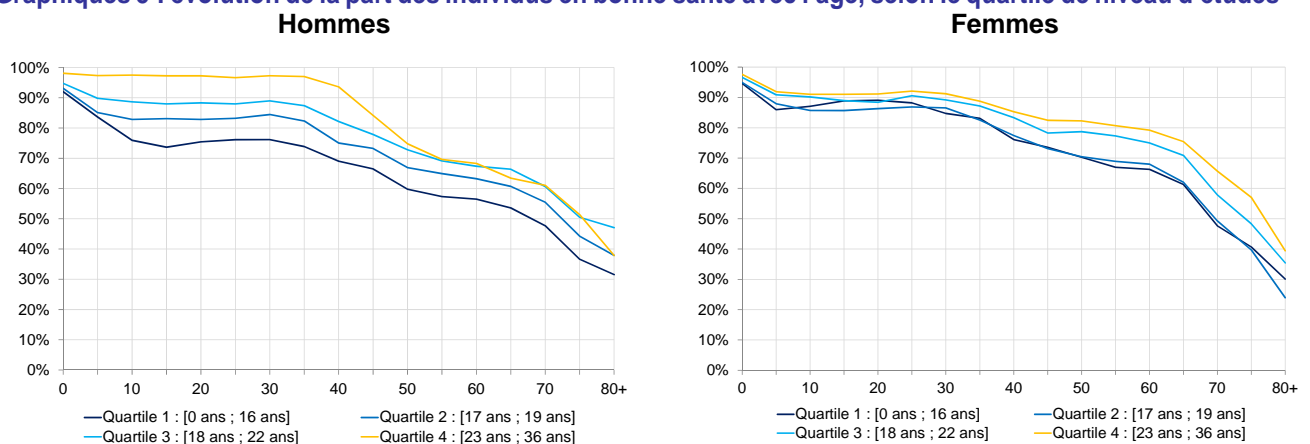
2.3.2. Le niveau d'études est discriminant sur l'état de santé

Comme le notent la plupart des études sur les déterminants individuels de l'état de santé, le niveau socio-culturel et les habitudes comptent au moins autant dans l'état de santé que le niveau de vie. La large couverture assurée par la Sécurité sociale et les assurances santé complémentaires limitent en effet les disparités d'accès aux soins selon le revenu. Néanmoins, des écarts d'accès financiers subsistent entre les assurés, notamment sur certains soins moins bien pris en charge par l'assurance maladie obligatoire et pour lesquels l'intervention des complémentaires est hétérogène, comme les prothèses ou les soins dentaires. Les interventions lourdes et les maladies chroniques sont en revanche très bien prises en charge par l'assurance maladie obligatoire. Les organismes complémentaires (mutuelles, institut de prévoyance, sociétés d'assurance), qui complètent les remboursements de l'assurance maladie obligatoire, couvrent plus de 96 % de la population. Pour assurer une couverture des assurés qui ont de faibles revenus, ont en effet été créés la couverture maladie universelle complémentaire (CMUC) et l'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS). 7 % de la population bénéficie de la CMUC en 2013 et 1,3 % de l'ACS. Il faut noter néanmoins un fort taux de non-recours pour ces deux allocations.

Étant donnée la forte corrélation entre les variables de diplôme, CSP et revenu, nous avons choisi de mener nos travaux à partir de l'exploitation de la seule variable de diplôme.

La part des personnes en bonne santé est très élevée jusqu'à l'âge de 40 ans. À partir de 40 ans, cette part diminue progressivement, avec des rythmes toutefois différents selon le genre et le niveau d'études. Pour un groupe d'âge et de sexe donné, la prévalence de la bonne santé est globalement croissante avec le niveau d'études. L'écart peut toutefois, selon les âges, être faible entre les deux niveaux de diplôme les plus élevés d'une part et les deux niveaux les moins élevés d'autre part. Les écarts entre groupes de niveau scolaire sont marqués après 50 ans pour les femmes et les hommes. Pour ces derniers, ils le sont également avant 50 ans.

Graphiques 5 : évolution de la part des individus en bonne santé avec l'âge, selon le quartile de niveau d'études



Source : Destinie, module projections de santé.

Note : Les quartiles correspondent à l'âge de fin d'études.

2.3.3. Une espérance de vie en bonne santé minorée pour les moins diplômés

Pour une population donnée, l'espérance de vie à un âge donné est la durée moyenne qui reste à vivre aux individus de cette population. Cette durée de vie se calcule facilement à l'aide des probabilités de survie aux âges ultérieurs sur des données permettant d'observer l'ensemble des âges. Plus précisément, on prend comme base l'effectif de la population à l'âge A auquel on veut calculer la durée de vie espérée, et on connaît les effectifs de cette population aux âges ultérieurs

$(\text{eff}_a)_{a > A}$. La probabilité de survie à l'âge a est le ratio $s_{a,A} = \frac{\text{eff}_a}{\text{eff}_A}$. L'espérance de vie à l'âge

A vaut (cf. encadré 4) :

$$E_A = \sum_{a>A} s_{a,A}$$

En pratique, le calcul utilise une fonction de survie de type Kaplan-Meier (KM), afin de tenir compte de la censure à droite. En effet, dans les données en panel, les cohortes ne sont pas toutes observées à tous les âges et la fonction de survie KM permet de contrevenir à cet inconvénient.

On peut de manière presque similaire définir l'espérance de vie en bonne santé, en restreignant la formule aux personnes non seulement vivantes mais également en bonne santé. Dans ce cas, eff_a désigne l'effectif des personnes vivantes et en bonne santé à l'âge a . Une différence avec le calcul d'espérance de vie classique est que l'état de mauvaise santé n'est pas « absorbant » : des passages de mauvaise santé à bonne santé sont possibles. Nous mesurons donc plutôt ici une durée (non nécessairement d'un seul tenant) passée en bonne santé après 60 ans plutôt qu'une espérance de vie en bonne santé.

En pratique, le calcul s'effectue au niveau de chaque cohorte, de sorte que l'on observe bien une décroissance régulière de l'effectif en bonne santé avec le temps (on considère les flux nets entre l'état de bonne santé et celui de mauvaise santé, qui sont positifs à tous les âges). Par ailleurs, comme on n'observe les cohortes qu'avec un pas de 4 ans, l'effectif des cohortes a été interpolé linéairement entre les âges quadriennaux disponibles. Le calcul a été effectué par niveau de diplôme et par sexe. On a choisi comme indicateur l'espérance de vie en bonne santé à 60 ans et on a retenu les cohortes observées entre 60 et 100 ans sur la période d'étude (2011-2059). Il s'agit des cohortes nées entre 1951 et 1959.

Globalement les femmes des générations considérées ont une espérance de vie en bonne santé de 11,8 ans et les hommes de 11,1 ans dans ce scénario de morbidité (qui peut être considéré comme pessimiste puisqu'on considère l'effet des caractéristiques individuelles sur l'état de santé comme stable dans le temps), cet écart s'accroissant dans les autres scénarii. Le niveau d'études joue significativement sur cette durée, à la fois pour les hommes et pour les femmes (cf. tableau 11).

Cette étude complète les études déjà réalisées sur les écarts d'espérance de vie totale et sans incapacité en fonction notamment de la catégorie socioprofessionnelle¹⁴. Ainsi, au cours de la période 2000-2008, les hommes cadres ou exerçant une profession intellectuelle supérieure ont à 35 ans une espérance de vie de 47,2 ans, contre 40,9 ans pour les ouvriers. À 35 ans, les femmes ont une espérance de vie de 51,7 ans quand elles sont cadres et 47,5 ans quand elles sont ouvrières (Drees, 2015). De même, aux inégalités d'espérance de vie liées à la catégorie socioprofessionnelle, viennent s'ajouter de fortes inégalités d'espérance de vie sans incapacité : les ouvriers ont non seulement une espérance de vie plus courte que les cadres, mais ils passent plus de temps qu'eux avec des incapacités. L'analyse de l'espérance de vie à 35 ans selon ces indicateurs d'incapacité montre que les cadres vivent 10 années de plus que les ouvriers sans limitations fonctionnelles, 8 années de plus sans gêne dans les activités et 7 ans de plus sans dépendance (Drees, 2015).

¹⁴ La comparaison des différents résultats de ces études et de l'étude présentée ici est rendue difficile par les définitions de l'état de santé associées à chaque étude. Pour autant, les conclusions sont cohérentes et montrent de fortes inégalités d'espérance de vie en fonction du gradient social.

Encadré 4 : Calcul de l'espérance de vie

Calculer l'espérance de vie d'une population à l'âge A est simple lorsqu'on connaît les effectifs de cette population aux âges ultérieurs à A. Soit $EV_{i,a}$ la variable qui vaut 1 si l'individu i est vivant à l'âge a et 0 sinon. La durée de vie de i est la somme de ces indicatrices :

$$DV_i = \sum_{a>A} EV_{i,a}$$

et la durée de vie moyenne de la population considérée :

$$DV = \frac{1}{eff_A} \sum_i DV_i = \frac{1}{eff_A} \sum_i \sum_{a>A} EV_{i,a}$$

et en inversant la somme sur i et a dans cette formule :

$$DV = \frac{1}{eff_A} \sum_i DV_i = \frac{1}{eff_A} \sum_{a>A} \sum_i EV_{i,a}$$

Pour un âge a fixé, la somme sur i est l'effectif des présents à l'âge a, donc égal à eff_a .

Ainsi, si s_a désigne la probabilité de survie à l'âge a,

$$DV = \sum_{a>A} \frac{eff_a}{eff_A} = \frac{1}{s_A} \sum_{a>A} s_a$$

En pratique, afin de tenir compte de la censure à droite (à 110 ans) qui existe dans l'observation de certaines cohortes, on utilise une fonction de survie de type Kaplan-Meier¹⁵. Celle-ci chaîne les probabilités de survie entre âges successifs et ne nécessite donc pas de disposer d'un panel entièrement cylindré. Plus précisément, on a la relation suivante entre les probabilités de survie à l'âge a-1 et a :

$$s_a = (1 - q_{a-1,a}) \cdot s_{a-1}$$

Cette relation fait intervenir la probabilité de décès $q_{a-1,a}$ entre a-1 et a. Dans le cas du calcul d'une espérance de vie en bonne santé, il s'agit de la probabilité de ne plus être en bonne santé en a, sachant qu'on est en bonne santé en a-1.

La probabilité de survie à un âge quelconque supérieur à A s'en déduit.

$$s_a = \prod_{j=A}^{a-1} (1 - q_{j,j+1}) \cdot s_A$$

En remplaçant cette expression dans l'équation donnant l'espérance de vie, on obtient une formule alternative pour celle-ci, qui ne fait intervenir que les probabilités de décès à chaque âge.

$$DV = \sum_{a>A} \prod_{j=A}^{a-1} (1 - q_{j,j+1})$$

¹⁵ Kaplan E. L., Meier P. (1958), "Nonparametric estimation from incomplete observations", J. Amer. Statist. Assn. 53:457-481.

Tableau 11 : espérance de vie et espérance de vie en bonne santé à 60 ans selon le sexe et le diplôme

Sexe	Quartile âge de fin d'études	Espérance de vie	Espérance de vie en bonne santé
Hommes	1	19,7	9,6
	2	22,4	10,7
	3	25,1	12,1
	4	28,2	13,4
Femmes	1	24,6	11,1
	2	26,2	11,2
	3	28,1	12,7
	4	31,8	14,0

Source : Destinie, module projections de santé.

2.3.4. Les hypothèses alternatives d'évolution de l'état de santé

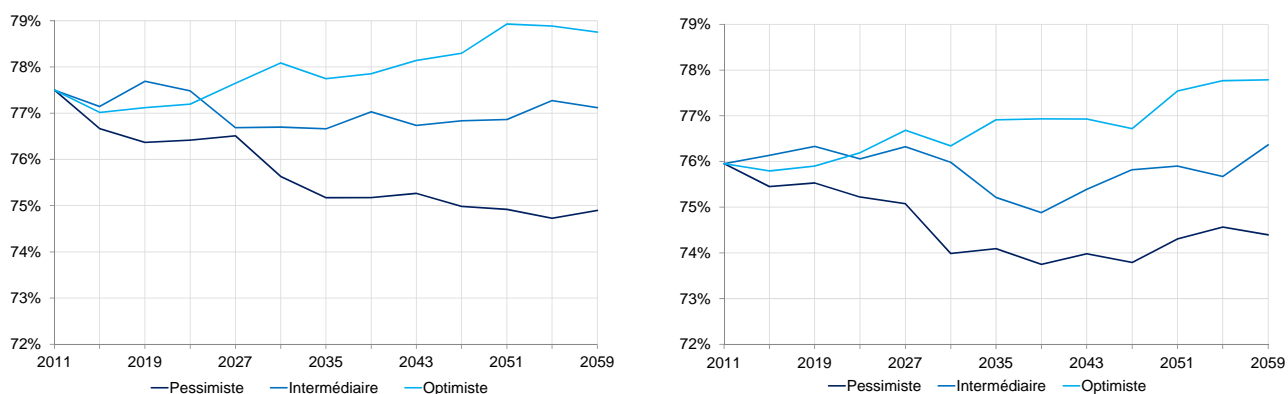
L'hypothèse faite jusqu'ici peut être qualifiée de pessimiste. En effet, elle implique que l'effet des caractéristiques individuelles sur l'état de santé est stable dans le temps. Elle intègre donc de manière maximale l'impact du vieillissement. Cambois *et al.* (2011) font le constat d'une certaine stagnation au fil du temps de la durée de vie sans incapacité mais soulignent les difficultés méthodologiques associées à cette mesure. Le constat est par ailleurs différent pour les femmes et les hommes et dépend également de la notion d'incapacité retenue.

C'est pourquoi il est raisonnable d'envisager des hypothèses alternatives selon lesquelles l'état de santé à âge donné s'améliore dans le temps, et ce de manière corrélée aux gains d'espérance de vie, entraînant une évolution dans l'avenir du lien entre âge et état de santé.

Ces hypothèses alternatives de morbidité sont définies par rapport aux gains d'espérance de vie ressortant des projections de population de l'Insee. L'hypothèse optimiste considère que l'intégralité des gains d'espérance de vie se font en bonne santé. L'hypothèse intermédiaire pose que la moitié des gains d'espérance de vie se font en bonne santé. Si à une date t , le gain d'espérance de vie à la naissance est d'un an par rapport à l'année de départ des projections, on attribue aux individus de l'échantillon la valeur de l'état de santé qu'ils auraient s'ils avaient par ailleurs les mêmes caractéristiques mais un âge inférieur d'un an.

De manière logique, les hypothèses de morbidité ont un impact fort sur l'évolution de l'état de santé. La part des personnes en bonne santé augmente de 1,6 point entre 2011 et 2059 dans le scénario optimiste et diminue de 2,0 points dans le scénario pessimiste. Dans l'hypothèse pessimiste, l'état de santé se stabilise après 2040. Dans l'hypothèse intermédiaire, la baisse est moins rapide et l'état de santé s'améliore après 2040. Dans l'hypothèse optimiste, l'état de santé augmente régulièrement sur l'ensemble de la période.

Graphiques 6 : part des personnes en bonne santé (femmes, hommes) selon l'hypothèse de morbidité



Source : Destinie, module projections de santé.

Ces évolutions résultent comme on l'a vu d'une dynamique complexe. Au sein d'une cohorte, il faut considérer non seulement des passages des individus de la bonne santé vers la mauvaise santé, mais également de tous les autres flux entre les 3 états considérés dans le modèle, en particulier les rémissions (passage inverse de mauvaise santé vers bonne santé) et les décès (plus fréquents toutes choses égales par ailleurs pour les personnes en mauvaise santé). À ces effets observables au sein d'une cohorte s'ajoute un effet de noria lié au fait que le renouvellement des cohortes ne se fait pas à l'identique comme ce serait le cas dans un régime permanent mais inclut au contraire des changements dans les caractéristiques des cohortes (du point de vue des effectifs, des inégalités entre les hommes et les femmes, de l'allongement de l'espérance de vie).

Ainsi, l'espérance de vie en bonne santé à 60 ans, indicateur présenté dans le paragraphe précédent, a été calculée pour les cohortes nées entre 1951 et 1959. Cet indicateur s'améliorerait par la prise en compte des hypothèses alternatives de morbidité. L'hypothèse optimiste conduirait ainsi, en moyenne pour ces cohortes, à un gain d'espérance de vie en bonne santé plus important pour les femmes (+1 an dans l'hypothèse optimiste par rapport à la pessimiste) que pour les hommes (+0,8 an).

Tableau 12 : espérance de vie en bonne santé à 60 ans par sexe selon le scénario de morbidité (en années)

Sexe	Pessimiste	Optimiste
Hommes	11,1	11,8
Femmes	11,8	12,8

Source : Destinie, module projections de santé.

2.3.5. Une approche par cohortes

L'approche par génération permet de décomposer la dynamique de l'état de santé en distinguant d'une part la contribution des situations individuelles au sein d'une génération selon le cycle de vie et d'autre part l'effet correspondant au renouvellement des générations. Durant son cycle de vie, chaque génération voit progressivement les personnes en bonne santé la composant passer de l'état de bonne santé vers celui de mauvaise santé ou vers le décès. Dans un premier temps, aux âges où l'état de santé commence à se dégrader, la cohorte contribue, d'une année sur l'autre, à affecter négativement l'état de santé général. Cet effet négatif diminue progressivement avec l'effectif survivant ; il peut même devenir positif dans les périodes durant lesquelles les décès des personnes en mauvaise santé excèdent les passages de bonne santé vers mauvaise santé.

La succession des générations contribue au contraire à accroître le nombre de personnes en bonne santé, car les générations qui naissent comportent un maximum de personnes en bonne santé (effet de noria).

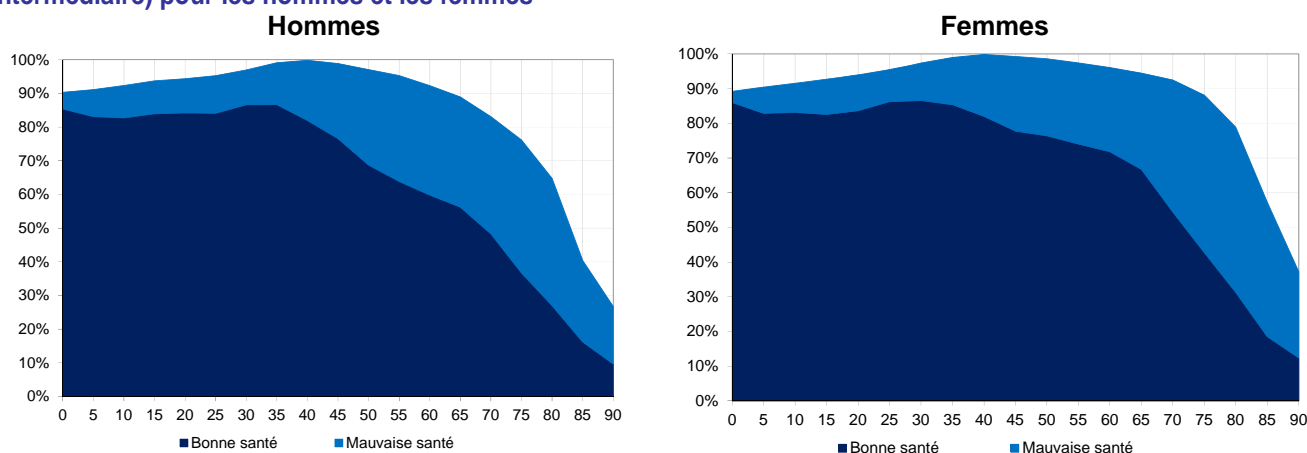
En régime permanent, toutes les générations se ressemblent et l'évolution macro-économique qui résulte du remplacement des générations est relativement progressive. À l'horizon de projection proposée, les générations diffèrent au contraire les unes des autres et l'évolution globale s'écarte de la stationnarité d'un régime permanent. Deux évolutions transitoires provoquent en particulier des irrégularités d'évolution. La première tient au fait que les cohortes diffèrent par la taille, les générations du baby-boom pesant d'un poids plus important que celles qui les précèdent et dans une moindre mesure que celles qui les suivent. La seconde est une conséquence de l'augmentation régulière de l'espérance de vie au fil des générations et résulte des hypothèses faites quant au partage de cette espérance de vie entre années en bonne et en mauvaise santé.

Pour représenter le profil d'évolution moyen d'une cohorte, il est commode de fixer un âge de comparaison¹⁶. L'âge de comparaison doit être fixé de manière à pouvoir observer suffisamment de cohortes, compte tenu de la plage d'observation (2011-2059). Les générations considérées sont celles nées entre 1951 et 1959. Ici, on fixe l'état de référence de la cohorte à 40 ans, avant le début de la baisse significative de l'état de santé qui intervient dans le cycle de vie. L'effectif de la cohorte est donc normalisé à 100. On enregistre ensuite, année après année, la part des décès, celle des membres de la cohorte en bonne santé et celle de ceux qui sont en mauvaise santé.

Le profil diffère de manière assez nette entre les cohortes d'hommes et celles de femmes (cf. graphiques 7). Ces dernières voient leur état de santé se dégrader plus rapidement mais vivent par ailleurs plus longtemps. Le surcroît d'années en mauvaise santé par rapport aux hommes s'avère donc nettement supérieur à l'écart (déjà significatif) d'espérance de vie entre les sexes.

L'effet du renouvellement des générations s'observe quant à lui en stratifiant l'effectif annuel des personnes en mauvaise santé selon la génération (cf. graphique 8). On observe une rupture dans le rythme de progression de cet effectif après 2035, sous l'effet conjugué, d'une cohorte à l'autre, de la diminution de la taille des cohortes (ce qui ralentit le vieillissement global) et de l'allongement de l'espérance de vie.

Graphiques 7 : profil d'évolution moyen d'une cohorte (effectif de référence à 40 ans, scénario de morbidité intermédiaire) pour les hommes et les femmes



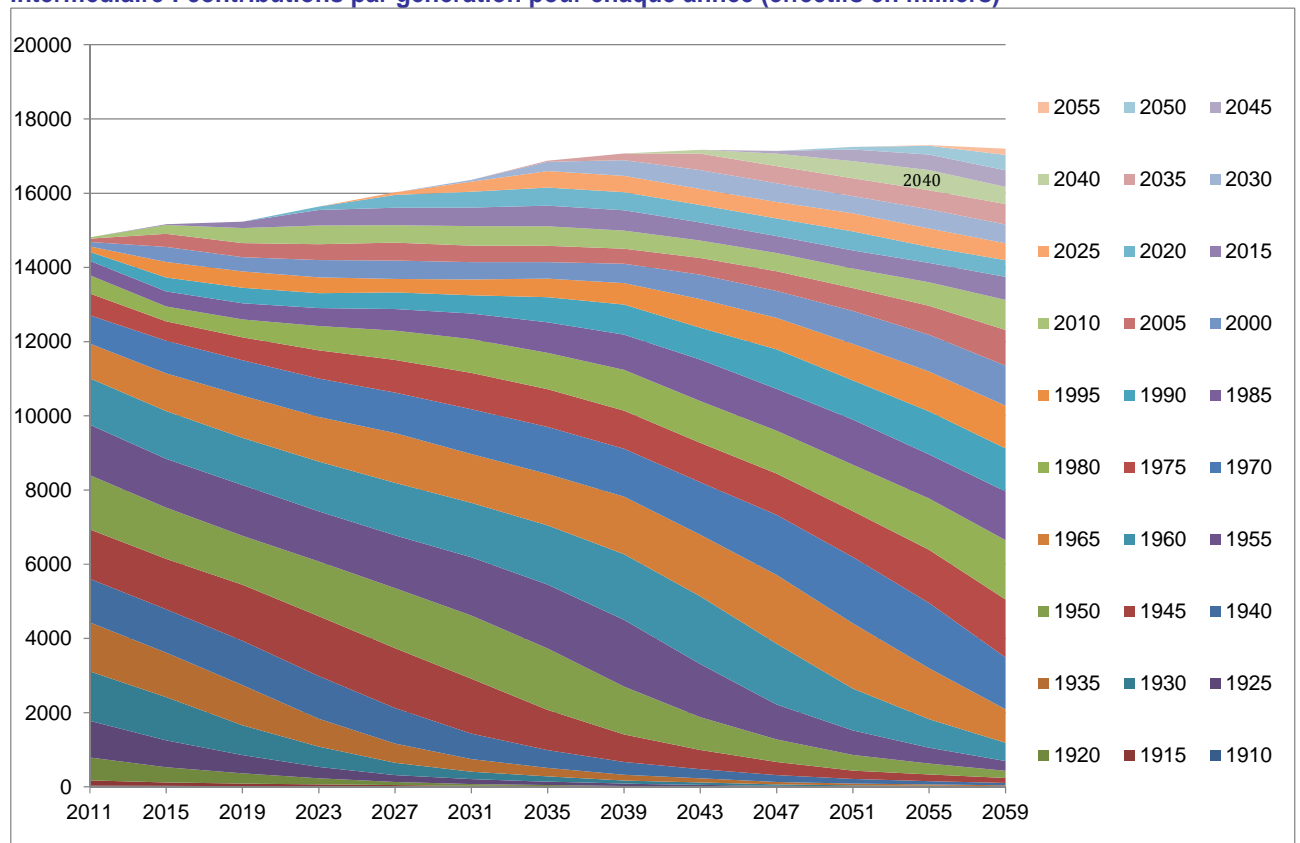
Source : Destinie, module projections de santé.

Note de lecture : ces aires représentent la part de survivants parmi les individus d'une cohorte observée à 40 ans. Les générations considérées sont celles nées entre 1951 et 1959. Cette part est décomposée selon deux sous-populations : en bonne et en mauvaise santé. À 65 ans, 95 % de la cohorte (femmes uniquement) observée à 40 ans est encore vivante, dont 28 % en bonne santé et 67 % en mauvaise santé.

Note : l'aire blanche située en haut à gauche du graphique correspond aux arrivées de migrants aux âges avant 40 ans.

¹⁶ Par exemple, C. Baudelot et Gollac M. (1997), « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération ? », *Économie et Statistique*, Volume 304, Numéro 1, Pages 17-3) comparent le salaire des trentenaires d'une génération à l'autre.

Graphique 8 : nombre de personnes en mauvaise santé dans la projection du scénario de morbidité intermédiaire : contributions par génération pour chaque année (effectifs en milliers)



Source : Destinie, module projections de santé.

Note de lecture : l'axe des abscisses représente les années et la courbe globale l'effectif en mauvaise santé (dans l'échantillon). Chaque aire représente la contribution d'une génération à cet effectif. Une génération comporte un faible nombre de personnes en mauvaise santé l'année de sa naissance. Ce nombre augmente progressivement chaque année tant que le flux de personnes dont l'état de santé se dégrade est supérieur au nombre de décès de la génération. Ce nombre diminue ensuite lorsque la mortalité progresse et que la génération s'éteint progressivement. La succession des générations aux profils décalés détermine l'évolution globale du nombre de personnes en mauvaise santé. L'inflexion qui se produit après 2035 correspond à l'arrivée sur la partie décroissante du profil des générations les plus nombreuses.

3. Le module dépenses : simulation des dépenses de soins de ville au niveau individuel

3.1. Les déterminants des dépenses de soins de ville

Projeter les dépenses de santé à l'horizon 2060 nécessite d'estimer les effets de différents paramètres influençant la demande de soins : ainsi, en fonction des impacts des différentes caractéristiques individuelles sur la dépense de soins de ville, il sera possible d'imputer une dépense future à chaque individu composant la population projetée. L'enquête ESPS-EPAS fournit sur une partie de l'échantillon (environ 60 %) les données relatives à la dépense individuelle de soins, en distinguant les dépenses prises en charge par la sphère publique et les acteurs privés (assurance complémentaire et ménages).

Comme pour l'estimation des probabilités de transition, l'analyse et l'interprétation des déterminants de la demande de soins ne sont pas les points centraux de l'étude. Il s'agit surtout d'obtenir les valeurs des paramètres associés à des variables explicatives de la dépense de soins de ville afin de pouvoir associer un niveau de dépenses à la population projetée. C'est pour cette raison que nous n'avons pas ici cherché à mener des tests d'endogénéité des différentes variables (on peut par exemple supposer que la CSP et la situation d'emploi sont des variables corrélées). Les coefficients estimés sur les données ESPS-EPAS permettent d'imputer une dépense de soins de ville à la population projetée par le modèle Destinie. S'inspirant des divers éléments de la littérature présentés (*cf.* encadré 5), un modèle en deux parties est estimé. L'analyse consiste à considérer dans un premier temps les résultats de la régression d'un modèle Probit (*cf.* tableau 13) pour étudier la probabilité de consommer et, dans un second temps, les résultats d'une régression par GLM (*cf.* tableau 14) pour estimer le montant des dépenses. Les variables sélectionnées pour expliquer le niveau des dépenses de soins sont uniquement des variables de demande et non d'offre. Ainsi, le modèle estimé explique la décision individuelle de consommer des soins mais pas le rôle de l'offre dans la dépense de soins. En effet, le modèle Destinie est un modèle centré sur les individus en simulant l'évolution de leurs caractéristiques sociodémographiques. Il ne contient donc pas de projections de l'évolution de l'environnement économique notamment en termes d'offre de soins.

Encadré 5 : Le modèle d'estimation des dépenses de soins de ville, une analyse de la littérature

Les distributions des dépenses de santé présentent des caractéristiques particulières rendant leur estimation complexe. Outre le fait que les dépenses de soins sont toutes positives ou nulles, elles présentent également un nombre important de valeurs nulles. En effet, une partie non négligeable de la population n'engage pas de dépenses de soins certaines années. Parallèlement, la distribution de ces dépenses est fortement asymétrique et étalée vers la droite, une faible partie de la population ayant des dépenses de soins élevées.

Dans le cadre d'une estimation économétrique, ces caractéristiques doivent être traitées afin d'estimer un modèle explicatif du niveau de dépense individuelle. Tout d'abord, il convient de rapprocher la distribution des dépenses de la loi normale via une transformation de la distribution des dépenses de soins. Cette transformation doit notamment permettre de réduire la *skewness* (moment d'ordre 3, degré d'asymétrie d'une distribution) mais également la *kurtosis* (moment d'ordre 4, degré d'écrasement d'une distribution). La transformation log est alors souvent retenue pour les estimations des dépenses de santé. Une telle transformation permet de plus (Manning, 1998) d'interpréter rapidement les résultats des estimations en termes d'élasticité et d'estimer des fonctions classiques d'utilité, de demande ou de coûts, telles que les fonctions Cobb-Douglas.

Pour autant, la nécessaire transformation des résultats obtenus à partir du logarithme de la dépense afin de prédire une dépense en euros s'avère complexe. Ainsi, une littérature abondante s'est intéressée aux biais liés à la transformation de l'estimation en log vers l'échelle d'origine des observations (Duan, 1983, Duan *et al.*, 1983, Manning et Mullahy, 2001). Duan (1983) a mis au point, sous certaines conditions, une méthode robuste permettant de retransformer les dépenses estimées en logarithme vers l'échelle d'origine des données. Cependant, cette méthode présente des restrictions qui ont mené à privilégier dans la littérature une autre méthode afin d'estimer les dépenses de santé (Mullahy, 1998).

L'emploi d'un autre type de modèle, les GLM (Generalized Linear Model), permet alors de prendre en compte certaines caractéristiques des dépenses de santé comme l'asymétrie de la distribution des dépenses et les distributions à queue épaisse sans avoir recours à la transformation de la variable dépendante en logarithme (Manning et Mullahy, 2001). Dans le cas de ce modèle, la variable dépendante peut suivre une loi quelconque et le lien entre la variable expliquée et les variables explicatives ne se limite pas au cas linéaire comme c'est le cas dans l'estimation par moindres carrés ordinaires. Puisque la relation entre la variable dépendante et les variables explicatives n'est pas spécifiée, il convient de choisir une fonction dite « lien » qui spécifie cette relation. Le lien *log* est le plus souvent utilisé en économie de la santé car la variable dépenses de santé est soit positive ou nulle. Ce lien permet de plus de réduire la *skewness* de la variable dépendante.

On estime alors avec y la dépense de soins de ville et X un ensemble de variables explicatives regroupant les caractéristiques sociodémographiques et d'état de santé des individus (âge, sexe, statut vis-à-vis de l'emploi, état de santé, statut professionnel...) :

$$\ln[E(y|X)] = X'\beta$$

ainsi :

$$E(y|X) = e^{(X'\beta)}$$

Ce qui s'estime par :

$$\hat{E}(y) = e^{(X'\hat{\beta})}$$

Deuxième écueil lié à l'estimation des dépenses de santé, la distribution de la dépense de soins présente un nombre significatif de valeurs nulles. Afin de traiter cette particularité, différents modèles ont été étudiés dans la littérature sur l'estimation des dépenses de soins (Jones, 2000). Ces modèles cherchent à caractériser la relation entre la décision de consommer et le montant de la consommation. Trois possibilités permettent de traiter cette particularité de la distribution des dépenses de santé :

- La décision de consommation est complètement indépendante du niveau de consommation. Dans ce cas, un modèle estimant séparément la décision de consommer puis le montant de consommation est le plus approprié (modèle en deux parties ou *two-part model*).
- La décision de consommation et le niveau de consommation se rapportent à une unique décision. Dans ce cas, l'individu choisit son niveau de consommation (y compris zéro) qui maximise son bien-être (modèle Tobit ou *Tobit model*). Les décisions sont interdépendantes.
- La décision de consommer et le choix du montant de la consommation s'expliquent par des variables corrélées. Le lien entre ces deux décisions est implémenté en contrôlant dans l'estimation du montant des dépenses par le résultat

de l'estimation de la probabilité de consommer à travers l'inclusion dans la régression de l'inverse du ratio de Mills¹⁷ (modèle de sélection d'échantillon ou *sample selection model*).

Le choix entre ces différents modèles a suscité de nombreux débats dans la littérature (Manning *et al.*, 1987, Leung *et al.*, 1996). Manning *et al.* (1987) ont notamment montré la supériorité des modèles en deux parties par rapport aux autres modèles évoqués. Pour autant, Leung *et al.* (1996) ont affiné les résultats de Manning *et al.* (1987) en prouvant que la pertinence du *sample selection model* était fonction de la corrélation entre l'inverse du ratio de Mills introduit dans l'équation de consommation et les variables explicatives utilisées. Ils montrent alors que dans le cas d'une forte corrélation entre l'inverse du ratio de Mills et les variables de la seconde étape, l'estimation d'un modèle en deux parties est plus robuste qu'un *sample selection model*.

Dans le cas de notre modèle, les variables explicatives utilisées pour estimer les dépenses de soins sont fortement corrélées à l'inverse du ratio de Mills. Le coefficient de corrélation est de 0,96. D'après les critères élaborés par Leung *et al.* (1996), il apparaît donc plus robuste d'utiliser dans le cadre de notre estimation un modèle en deux parties. L'utilisation de ce modèle permet de plus de ne pas avoir à utiliser la transformation de la dépense de soins en *log*. En effet, il est possible d'utiliser, dans ce cas, le *modified two-part model* de Mullahy (1998) qui suppose l'indépendance entre les deux équations du modèle, et permet d'utiliser un GLM pour l'estimation de seconde étape. La fonction lien sera la fonction log et la distribution utilisée pour estimer la dépense de soins de ville des consommateurs sera une fonction gamma généralement mobilisée dans le cas des estimations des dépenses de soins (Dormont, Grignon et Huber, 2006).

On estime puis on prédit dans un premier temps la décision de consommer d'un individu par un estimateur Probit avec P_i la variable dichotomique codant la participation et Φ la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite et $X_{1,i}$ les variables explicatives utilisées dans l'estimation. La décision de consommer sera prédite par :

$$\hat{E}(P_i | X_{1,i}) = \Phi(X'_{1,i} \hat{\alpha})$$

Puis, on estime et on simule la dépense conditionnelle à l'aide d'une spécification GLM avec D_i la dépense de soins et $X_{2,i}$ les variables explicatives utilisées dans l'estimation. Le montant de consommation sera prédit par :

$$\hat{E}(D_i | P_i = 1; X_{2,i}) = \exp(X'_{2,i} \hat{\beta})$$

La dépense de soins de ville a été divisée en quatre postes principaux de consommation afin d'estimer les déterminants des caractéristiques sur chacune de ces consommations particulières. Le premier poste de dépense est la « dépense de praticien ». Ce poste regroupe les dépenses d'omnipraticiens, de spécialistes, de dentistes et de sages-femmes. Le deuxième poste contient les auxiliaires médicaux notamment les infirmiers et les kinésithérapeutes. Les analyses biologiques constituent le troisième poste. Enfin, les dépenses de médicaments, de matériels médicaux, d'optique, les prothèses et orthèses sont regroupées dans le dernier poste intitulé « prestations sanitaires diverses ».

Ces dépenses diffèrent tout d'abord par la fréquence de leur consommation dans la population. Ainsi, selon l'enquête ESPS, 92 % de la population présente au moins une dépense de praticien dans l'année contre 35 % pour les dépenses d'auxiliaires médicaux, 54 % pour les examens de biologie et 89 % pour les dépenses en prestations sanitaires diverses. La dépense annuelle moyenne par type de soins diffère également. Ainsi, la dépense moyenne en prestations sanitaires diverses s'élève à 554 € contre 396 € pour les soins de praticiens, 104 € pour les soins d'auxiliaires médicaux et enfin 58 € pour les actes de biologie. Sur la sous-population consommante pour chaque type de soins, la dépense en prestations sanitaires diverses atteint 634 € contre 441 € pour la dépense de praticien, 334 € pour les dépenses en auxiliaires médicaux et enfin 123 € pour les examens de biologie.

¹⁷ Le ratio de Mills d'une variable aléatoire X est défini par $\frac{1 - F(x)}{f(x)}$ avec F la fonction de répartition de X et f sa densité.

Selon le type de dépense considérée, l'âge ne semble pas avoir la même influence sur la probabilité de consommer. Ainsi, l'âge n'est significatif pour expliquer la probabilité de consommer qu'à partir de 50 ans pour les soins de praticiens. Il est significatif pour expliquer la probabilité de consommer à tout âge pour l'ensemble des autres soins (sauf pour les prestations sanitaires diverses entre 40 et 49 ans). Pour les individus présentant une dépense non nulle de soins de ville, le niveau de consommation augmenterait avec l'âge, sauf pour la biologie. Pour autant, pour les dépenses d'auxiliaires médicaux, il n'existe pas de différences significatives de niveau de dépense jusqu'à 60 ans. L'âge a ensuite un impact positif sur la dépense en auxiliaires médicaux. La croissance des dépenses de soins avec l'âge s'explique notamment par celle de la complexité de certaines situations pathologiques, en particulier liées à de l'apparition de polyopathologies.

Le fait d'être une femme affecte positivement la probabilité d'avoir une consommation de soins non nulle quel que soit le type de dépense. Les femmes, lorsqu'elles consomment, consomment plus que les hommes uniquement pour les soins de praticiens. Ce résultat est cohérent avec la littérature récente (Dormont *et al.*, 2006), et s'explique logiquement par des dépenses de praticiens plus élevées, en particulier de spécialistes (gynécologues-obstétriciens), ainsi que des dépenses de sages-femmes.

Le fait d'être retraité a un impact positif sur la probabilité de consommer des soins par rapport aux actifs (même lorsque l'on contrôle par l'âge et l'état de santé). L'arbitrage entre temps de travail et temps de loisir est probablement crucial pour expliquer ce phénomène. Toutefois, sur la population des consommateurs, les retraités ne consomment pas significativement plus que les actifs occupés des soins de praticiens ou d'auxiliaires médicaux. Ils dépensent plus en revanche que les actifs en examens de biologie et en prestations sanitaires diverses. Parmi les actifs occupés, le fait d'appartenir au secteur privé augmente la probabilité d'avoir recours au système de soins par rapport aux salariés du secteur public sans pour autant expliquer une différence de consommation lorsqu'une dépense est engagée.

La taille du ménage explique également des différences dans la probabilité de consommer l'ensemble des soins. Ainsi, une personne seule a systématiquement moins de chance de consommer qu'une personne appartenant à un ménage d'au moins deux personnes. En ce qui concerne le niveau de dépenses, il n'existe pas de différence de consommation en fonction de la taille du ménage pour les soins d'auxiliaires médicaux. En revanche, la consommation de prestations sanitaires diverses notamment décroît avec le nombre de personnes dans le ménage. Ceci peut être lié à des contraintes budgétaires ou également à une utilisation plus efficiente des boîtes de médicaments ou du matériel en les mutualisant entre les membres du ménage.

En dernier lieu, le fait d'être en bonne santé d'après l'indicateur agrégé décrit dans la partie précédente est logiquement négativement corrélé à la probabilité d'avoir des dépenses de santé non nulles, ainsi qu'avec le niveau de dépenses lorsqu'elles sont strictement positives. L'effet de cette variable est très significatif et le coefficient associé est élevé pour tous les types de dépense.

Tableau 13 : résultat des paramètres estimés dans l'équation des déterminants de la probabilité de consommer des soins

Équations de choix	Praticiens	Auxiliaires médicaux	Biologie	Prestations sanitaires diverses
Âge (référence : 00-29)				
30-39	0,025	0,129 ***	0,098 ***	0,094 ***
40-49	-0,024	0,124 ***	0,161 ***	-0,045 ***
50-59	0,135 ***	0,254 ***	0,383 ***	0,255 ***
60-69	0,226 ***	0,263 ***	0,506 ***	0,346 ***
70-79	0,379 ***	0,514 ***	0,619 ***	0,480 ***
80 et plus	0,535 ***	0,773 ***	0,575 ***	0,763 ***
État de santé (référence : mauvaise santé)				
Bonne santé	-0,273 ***	-0,450 ***	-0,341 ***	-0,353 ***
Sexe (référence : homme)				
Femme	0,323 ***	0,228 ***	0,513 ***	0,373 ***
Âge de fin d'étude (référence : 1^{er} quartile)				
2 ^{ème} quartile	0,043	0,016	-0,029	-0,093 ***
3 ^{ème} quartile	-0,040	-0,016	-0,005	-0,009
4 ^{ème} quartile	-0,095 **	-0,014	0,055 **	-0,095 **
Statut professionnel (référence : employé secteur public)				
Indépendant	0,128 **	-0,013	-0,058	0,030
Autre	0,767 ***	0,157	0,068	0,175
Employé secteur privé	0,416 ***	0,115 ***	0,116 ***	0,358 ***
Statut d'activité (référence : en emploi)				
Retraité	0,163 ***	0,233 ***	0,299 ***	0,202 ***
Autres inactif	-0,161 ***	0,159 ***	0,040	-0,138 ***
Etudiant	0,106	0,006	-0,423 ***	0,026
Chômeur	-0,117 ***	-0,029	0,042	-0,061
Taille du ménage (référence : 2 personnes)				
1 personne	-0,162 ***	-0,107 ***	-0,194 ***	-0,162 ***
3 personnes	0,068 **	-0,013	-0,015	0,065 **
4 personnes	0,051	-0,062 **	-0,129 ***	0,055 *
Année (référence : 2008)				
2002	-0,040	-0,202 ***	-0,124 ***	-0,076 ***
2004	0,010	-0,121 ***	-0,067 ***	-0,004
2006	0,049 *	-0,097 ***	0,036 *	0,001
CSP (référence : cadre)				
Agriculteur	-0,033	0,212 ***	-0,079	0,173 **
Artisan	-0,083	-0,022	-0,054	0,010
Autre	-0,802 ***	-0,280 *	-0,281 *	-0,084
Employé	-0,015	0,028 ***	-0,036	0,121 ***
Ouvrier	-0,173 ***	-0,028	-0,157 ***	-0,017
Profession intermédiaire	-0,105 **	-0,065 **	-0,060 *	0,013
Constante	1,080 ***	-0,407 ***	-0,021	0,833 ***

Source : ESPS 2002-2008.

Note : (***) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 % ; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 % ; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

Tableau 14 : résultat des paramètres estimés dans l'équation des déterminants du niveau de dépenses de soins

Équations de dépenses	Praticiens	Auxiliaires médicaux	Biologie	Prestations sanitaires diverses
Âge (référence : 00-29)				
30-39	0,280 ***	-0,025	-0,030	0,246 ***
40-49	0,392 ***	0,101	-0,190 ***	0,506 ***
50-59	0,477 ***	0,194	-0,257 ***	0,777 ***
60-69	0,499 ***	-0,102	-0,283 ***	0,777 ***
70-79	0,732 ***	0,468 ***	-0,183 ***	0,917 ***
80 et plus	0,513 ***	1,249 ***	-0,197 ***	0,969 ***
État de santé (référence : mauvaise santé)				
Bonne santé	-0,304 ***	-0,852 ***	-0,413 ***	-0,882 ***
Sexe (référence : homme)				
Femme	0,198 ***	0,074	0,005	-0,038
Âge de fin d'étude (référence : 1^{er} quartile)				
2 ^{ème} quartile	0,082 **	-0,010	0,018	0,025
3 ^{ème} quartile	0,042	-0,081	0,076 **	-0,092 **
4 ^{ème} quartile	0,074	-0,077	0,068 *	0,000
Statut professionnel (référence : employé secteur public)				
Indépendant	-0,047	0,591 ***	0,080	0,078
Autre	-0,457	0,676	-0,249	-0,059
Employé secteur privé	-0,025	-0,157 *	0,039	-0,029
Statut d'activité (référence : en emploi)				
Retraité	0,076	0,018	0,175 ***	0,331 ***
Autres inactif	0,318 ***	0,444 ***	0,306 ***	0,564 ***
Étudiant	0,564 ***	0,375 *	-0,377 ***	0,095
Chômeur	0,109 *	-0,115	0,024	0,085
Taille du ménage (référence : 2 personnes)				
1 personne	-0,063 *	0,073	-0,106 ***	0,004
3 personnes	-0,096 **	0,072	-0,061 ***	-0,147 ***
4 personnes	-0,102 **	0,060	-0,227 ***	-0,214 ***
Année (référence: 2008)				
2002	-0,001	-0,251 ***	-0,131 ***	-0,178 ***
2004	-0,043	0,061	-0,039	0,066 *
2006	0,022	0,000	0,008	0,015
CSP (référence: cadre)				
Agriculteurs	-0,267 **	-0,804 ***	-0,205 ***	-0,383 ***
Artisan	0,026	-0,657 ***	0,013	-0,204 **
Autre	0,054	-1,056 **	0,126	-0,303
Employé	-0,174 ***	-0,107	-0,074 **	-0,111 **
Ouvrier	-0,197 ***	-0,095	-0,117 ***	0,132 **
Professions intermédiaires	-0,084	-0,158	-0,047	-0,109 **
Constante	5,961 ***	5,968 ***	5,291 ***	6,561 ***

Source : ESPS 2002-2008.

Note : (***) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 % ; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 % ; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

3.2. Simulation et projections des dépenses de santé

Parmi les facteurs contribuant à l'évolution des dépenses de santé mis en avant dans la littérature (cf. encadré 6), on retient pour modéliser la dépense de santé les caractéristiques démographiques, l'état de santé, le niveau d'études, les caractéristiques du poste occupé (sauf les revenus) et un facteur macroéconomique retraçant pour partie le progrès technique. Si le revenu n'a pas d'effet avéré au niveau individuel, il possède en revanche dans la plupart des études un effet significatif au niveau macroéconomique, effet dont l'ampleur ne fait pas consensus.

L'éventail de valeurs estimées dans les nombreuses études relatives à cette question s'avère très large comme le montre la revue de littérature réalisée par Getzen (2006) : l'élasticité-revenu est comprise entre 1,2 et 1,6 dans les études à l'échelle de pays. Pour autant, des études plus récentes ont estimé des élasticités plus faibles, notamment en traitant de façon plus précise dans leurs estimations certains facteurs tels que l'effet prix ou l'effet progrès technique. Il se pourrait en effet que l'élasticité revenu capte d'autres phénomènes (le rôle de la technologie, un éventuel effet prix ou les changements de comportement des consommateurs en lien avec le PIB). Ainsi, Olivera-Martins *et al.* (2011) ont estimé des élasticités inférieures ou environ égales à 1 selon les méthodes d'estimation retenues. Dybczak et Przywara (2010) ont, quant à eux, estimé une élasticité de 0,8 pour la France. Dans cette étude, nous avons choisi une modélisation de l'élasticité-revenu pouvant varier entre une valeur basse (+1,1) et une valeur haute (+1,3).

L'équation de dépense est donc spécifiée de la façon suivante :

$$dep_{it} = 1_{\{Z_{it}\hat{\alpha} + u_{it} > 0\}} * \exp(X_{it}\hat{\beta}) * f(t)$$

où :

- dep_{it} est la dépense de l'individu i à la date t (en € de l'année de base).
- $1_{\{Z_{it}\hat{\alpha} + u_{it} > 0\}} * \exp(X_{it}\hat{\beta})$ est la partie microéconomique de l'équation : Z_{it} sont les caractéristiques déterminant le fait de consommer, u_{it} un aléa tiré dans une loi normale, X_{it} les caractéristiques déterminant le niveau de consommation.
- $f(t)$ représente l'effet de l'élasticité des dépenses au PIB par habitant (+ 1,1 ou + 1,3 selon les deux valeurs retenues). Autrement dit $\log\left(\frac{f(t)}{f(t-1)}\right) = \text{Élasticité} * \log\left(\frac{Pibh(t)}{Pibh(t-1)}\right)$, où $Pibh$ représente le PIB par habitant.

Encadré 6 : les déterminants de l'évolution sur longue période des dépenses de santé

Sur longue période, de multiples facteurs expliquent la croissance des dépenses de santé, phénomène commun à l'ensemble des pays développés. Leurs contributions respectives ne sont pas faciles à évaluer empiriquement et leurs estimations ne font pas toutes consensus parmi les économistes, car d'une part ces facteurs sont imbriqués les uns avec les autres et d'autre part leur importance respective varie d'une période à l'autre. De plus, certains paramètres comme le progrès technique sont difficiles à mesurer autrement que par une mesure indirecte (voir par exemple Mahieu, 2000). La démographie, notamment le vieillissement de la population, est relativement facile à anticiper mais son impact sur la dépense de santé serait modeste. B. Dormont (2006) note que le profil croissant des dépenses avec l'âge observé en coupe s'explique en partie par le vieillissement mais principalement sous l'effet du progrès technique qui relève l'ensemble du profil de dépenses par âge.

Le rôle du progrès technique est ambigu. D'une part, il contribue à une baisse de coût par un mécanisme classique de gains d'efficacité des procédés. D'autre part, il entraîne une augmentation de la dépense par les volumes à travers la diffusion des innovations (effet quantité et effet qualité, tous deux considérés comme des effets de volume). Le progrès technologique permettrait ainsi à l'offre de rencontrer une demande latente non assouvie en raison de la limitation de l'offre (notamment en qualité) à la date courante. L'exemple souvent donné est celui du traitement de la cataracte. La mise au point d'un nouveau procédé très simplifié (opération en ambulatoire) a entraîné à la fois une baisse du coût unitaire et une explosion des quantités.

L'état de santé de la population ou morbidité est un facteur prépondérant d'après toutes les études et en particulier celle de Dormont (2006). C'est pourquoi nous avons choisi de microsimuler cette variable-clé. L'effet de la morbidité intègre également l'effet de la dernière année de vie, non pris en compte ici.

Le revenu ne semble pas jouer de rôle au niveau micro-économique. On n'observe pas d'effet massif de celui-ci sur la consommation de soins mais plutôt sur la composition de ce panier de consommation, hormis pour les personnes à très bas revenus pour lesquelles le renoncement aux soins reste important. En raison d'une prise en charge largement socialisée, le consommateur ne fait en effet face qu'à une partie limitée du coût réel. Dans les estimations sur données micro-économiques, le revenu n'apparaît pas significatif lorsqu'on tient compte par ailleurs du niveau de diplôme et des caractéristiques socioprofessionnelles de l'emploi occupé.

La couverture assurantielle devrait jouer un rôle moins important à l'avenir. L'organisation du financement des soins a joué un rôle primordial dans la solvabilisation de la demande de santé. La mise en place de la Sécurité sociale et son développement surtout dans les années 1960 et 1970, puis l'intervention des organismes complémentaires à partir des années 1980 ont indéniablement facilité l'accès aux soins du plus grand nombre. Aujourd'hui, nous serions plutôt dans une phase de stabilisation car, en France, 95 % de la population est couverte par un contrat complémentaire (au plan international, les situations sont bien plus contrastées et les écarts de couverture expliquent une partie des différences de consommation entre les pays). Les gains pouvant se produire dans ce domaine tiennent donc essentiellement à la *qualité* des contrats, qui est encore relativement hétérogène, investigation qui va au-delà de la portée de cette étude.

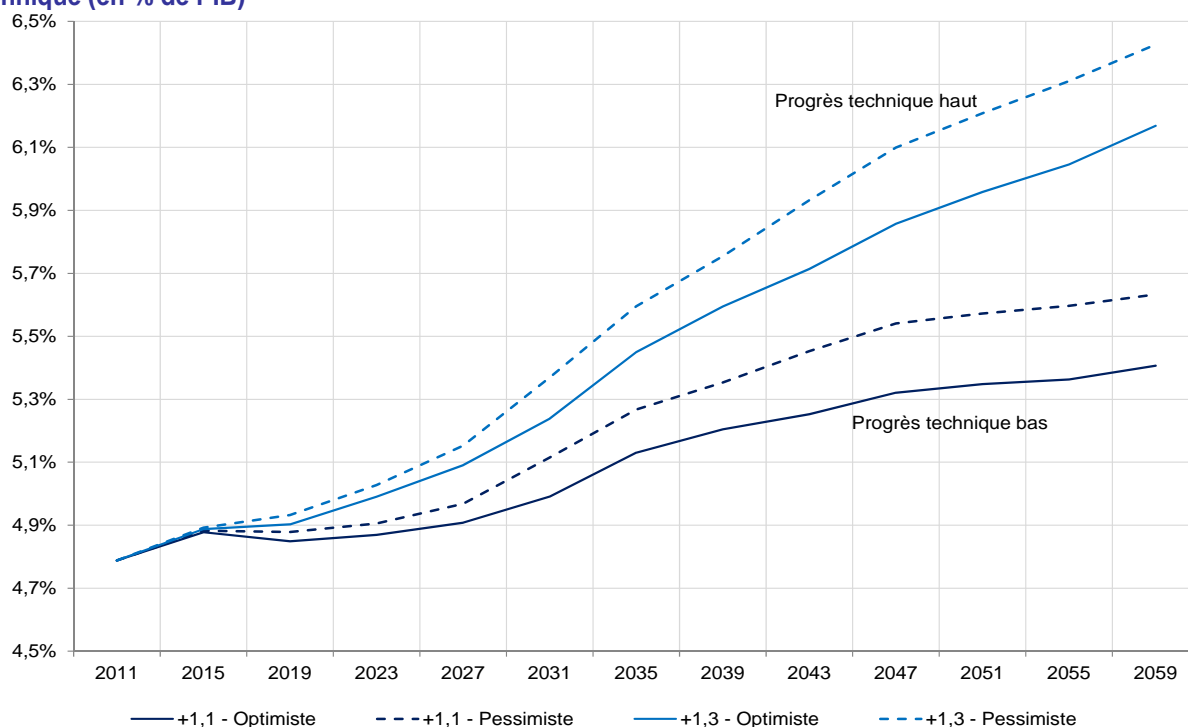
Le prix relatif de la santé est un déterminant des dépenses de santé souvent mis en avant dans la littérature. Il s'agit de l'écart entre d'une part le prix des biens et services de santé et d'autre part l'indice des prix à la consommation ou le prix du PIB selon les études. Si ce paramètre est bien corrélé négativement à la demande de soins, son utilisation comme variable explicative ne fait pas consensus et il n'est pas utilisé dans la présente étude. En effet, outre le fait qu'il n'est pas « exogène » au système de santé, il n'est qu'imparfaitement micro-fondé, le prix réellement payé par le consommateur étant très décorrélé du prix global en raison du caractère fortement socialisé des dépenses de santé. Par ailleurs, le prix relatif de la santé est très lié au progrès technologique qui a pour effet des gains de productivité (et également un effet d'induction de la demande par diffusion des innovations, déjà évoqué).

3.2.1. L'hypothèse d'élasticité des dépenses au PIB joue pour 0,8 point de PIB en 2059

Les deux hypothèses d'élasticité des dépenses au PIB entraînent un écart d'évolution marqué à l'horizon de la projection, de plus de 10 % de l'ensemble des dépenses de soins de ville. Selon les hypothèses de morbidité, la part des dépenses de soins de ville dans le PIB se situerait dans l'intervalle [5,4 % ; 5,6 %] en 2060 avec une élasticité de 1,1 contre un intervalle de [6,2 % ; 6,4 %] avec une élasticité de 1,3.

Dans la suite, par souci de simplification, on se place dans le cadre de l'hypothèse « haute » de l'élasticité. Les résultats sous cette hypothèse sont assez proches des résultats macroéconomiques publiés dans un document de travail de la DG Trésor¹⁸. Les résultats dans l'hypothèse basse de progrès technique sont pour leur part plutôt en ligne avec l'hypothèse dite « démographique » du même modèle.

Graphique 9 : évolution des dépenses de soins de ville selon les hypothèses de morbidité et de progrès technique (en % de PIB)



Source : Destinie, module projections de santé.

Note : ce graphique représente l'évolution des dépenses de soins de ville (en pourcentage du PIB) selon différentes hypothèses de progrès technique (haut : élasticité par rapport au PIB de +1,3 ; bas : élasticité de +1,1) et de morbidité (pessimiste, optimiste).

3.2.2. Le vieillissement n'explique qu'une partie de l'augmentation des dépenses de soins de ville

Les évolutions démographiques affectent les dépenses, à la fois par l'augmentation globale de la population et par sa structure selon le sexe et surtout l'âge. En effet, on constate, à la fois sur des données en coupe ou en étudiant le cycle de vie des individus, que les dépenses de santé croissent avec l'âge. Toutefois, à âge donné, l'augmentation au fil du temps n'est pas plus marquée pour les tranches d'âges élevées que pour les tranches d'âge plus jeunes. Il y aurait plutôt une tendance générale à l'augmentation des dépenses entraînée par divers facteurs (Dormont, 2006).

¹⁸ Geay C. et de Lagasnerie G. (2013), « Projection des dépenses de santé à l'horizon 2060, le modèle PROMEDE », Documents de travail de la DG-Trésor, numéro 2013/08, décembre.

Le vieillissement de la population peut être contrebalancé ou au moins atténué par une amélioration possible de l'état de santé à âge donné. L'effet du vieillissement peut être mesuré par microsimulation par écart à un scénario contrefactuel où la structure de la population par âge et par sexe n'aurait pas varié tout au long de la période étudiée.

La dépense observée peut en effet être décomposée de la manière suivante :

$$D_t = n_t \cdot \sum_{a,s} \bar{D}_t^{a,s} \cdot p_t^{a,s}$$

Où n_t est l'effectif de la population à la date t, $p_t^{a,s}$ la part des individus dont l'âge et le sexe sont respectivement (a, s) à la date t et où la somme est prise sur l'ensemble des strates (a, s) et $\bar{D}_t^{a,s}$ la dépense moyenne des individus de la strate (a, s) à la date t.

La dépense contrefactuelle s'écrit de manière analogue en substituant à la structure démographique courante celle de l'année de base (ici 2011). L'effet du vieillissement est mesuré par l'écart entre les deux dépenses.

$$V = n_t \cdot \sum_{a,s} \bar{D}_t^{a,s} \cdot (p_t^{a,s} - p_{2011}^{a,s})$$

Il s'agit d'une approximation car d'autres facteurs non directement liés au vieillissement peuvent intervenir dans les dépenses moyennes par strate.

Dans toutes les variantes étudiées (de progrès technique et de morbidité), le vieillissement de la population expliquerait entre 0,7 et 0,9 point d'augmentation des dépenses de santé dans le PIB (cf. tableau 15). Cette contribution du vieillissement est moins élevée dans le scénario de morbidité optimiste que dans le scénario pessimiste, l'effet du vieillissement étant alors atténué par l'amélioration de l'état de santé. Elle est un peu plus élevée dans l'hypothèse élevée d'élasticité du progrès technique au PIB que dans l'hypothèse basse.

Tableau 15 : contribution du vieillissement à l'augmentation de la part des dépenses de soins de ville dans le PIB, dans les différentes hypothèses de progrès technique et de morbidité

En point de PIB

Hypothèse de progrès technique	Hypothèse de morbidité		
	Intermédiaire	Optimiste	Pessimiste
+1,1	0,7	0,7	0,8
+1,3	0,8	0,8	0,9

Source : Destinie, module projections de santé.

3.2.3. Le « coût » de la mauvaise santé

L'état de santé de la population est une variable clé déterminant l'évolution des dépenses, comme cela a été souligné à plusieurs reprises. Il n'est donc pas étonnant que l'évolution des dépenses de santé soit sensible aux hypothèses de morbidité qui ont été retenues. L'indicateur le plus simple que l'on puisse imaginer consiste à calculer plus spécifiquement la contribution des personnes en mauvaise santé à l'accroissement des dépenses à l'horizon 2059. Bien que limité¹⁹, cet indicateur

¹⁹ Cet indicateur prend en effet d'une part l'ensemble des dépenses des personnes en mauvaise santé, alors qu'il ne faudrait considérer que le « surcoût » lié à la mauvaise santé. En effet, ces personnes auraient « toutes choses égales par ailleurs » une dépenses de santé non nulle, si elles étaient en bonne santé. D'autre part, en ne considérant que la dépense de soins, il néglige d'autres coûts sociaux importants liés à la mauvaise santé et qui ont été évoqués : perte de productivité et de salaire sur le marché de l'emploi, perte de « bien-être social », non évalué dans le PIB, etc.

donne un ordre d'idée de l'importance des hypothèses de morbidité dans la dynamique des dépenses de santé.

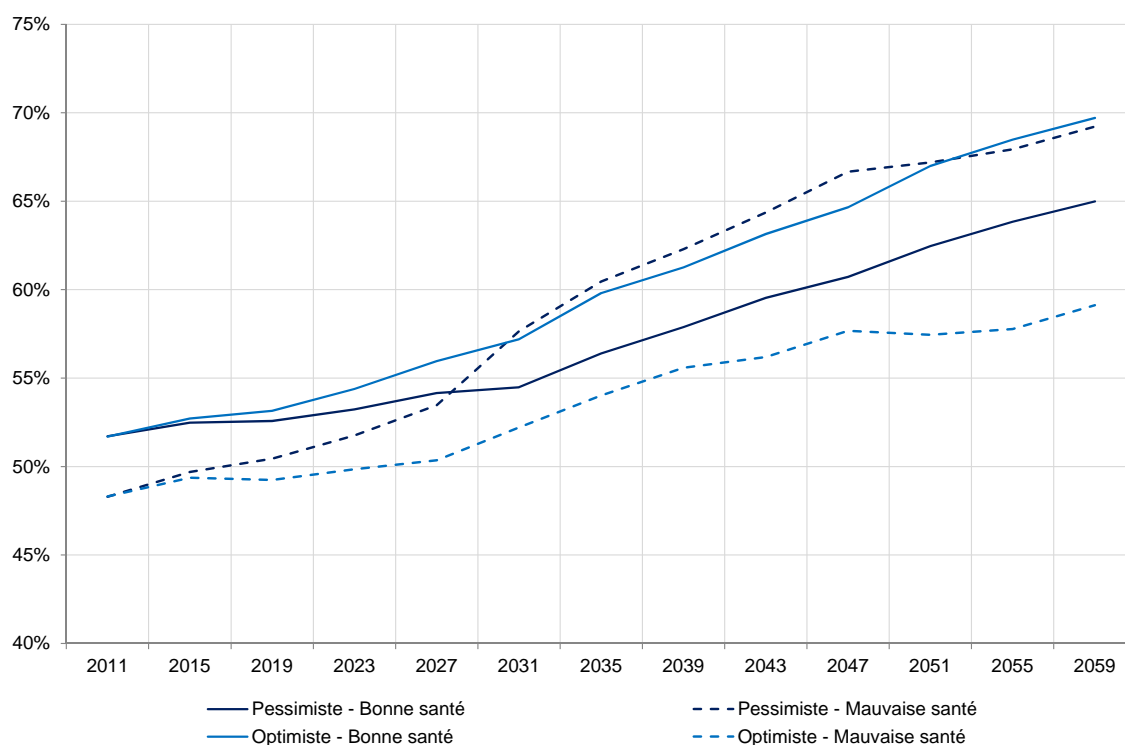
Globalement, avec une hypothèse haute d'élasticité, les dépenses exprimées en part du PIB augmentent de 34,2 % dans le scénario de morbidité pessimiste, de 31,1 % dans le scénario intermédiaire et de 28,8 % dans le scénario optimiste. Dans le scénario de morbidité pessimiste, l'essentiel de l'accroissement des dépenses en part de PIB est imputable aux personnes en mauvaise santé (20,9 points sur les 34,2 points d'accroissement). C'est l'inverse dans le scénario optimiste : 10,8 points sur les 28,8 points sont imputables aux personnes en mauvaise santé.

Tableau 16 : variation du poids des dépenses de santé dans le PIB dans les différents scénarios

(en points de %)	Optimiste	Intermédiaire	Pessimiste
Variation du poids des dépenses dans le PIB	1,38	1,49	1,64
<i>Dont personnes en bonne santé</i>	0,86	0,77	0,64
<i>Dont personnes en mauvaise santé</i>	0,52	0,72	1,00

Source : Destinie, module projections de santé.

Graphique 10 : contribution des dépenses des personnes en mauvaise santé à l'accroissement global des dépenses



Source : Destinie, module projections de santé.

Note de lecture : ce graphique donne l'évolution en % du PIB de la dépense de santé, répartie entre personnes en bonne et mauvaise santé. Cette évolution est calculée à partir de la dépense totale en 2011. En 2011, pour le scénario pessimiste, les dépenses se répartissent entre les deux sous populations de la manière suivante 100 = 52 (bonne santé) + 48 (mauvaise santé). En 2059, le niveau global de la dépense est à 134 = 65 (bonne santé) + 69 (mauvaise santé), à rapporter au niveau de base de 100 en 2011.

3.2.4. Une sensibilité différente des types de dépense aux hypothèses de morbidité

L'âge et l'état de santé de la population conditionnent également en partie l'évolution de la structure de consommation de soins. Les personnes âgées font par exemple plus souvent appel à des auxiliaires médicaux que les jeunes, etc. C'est pourquoi la dynamique générée par les équations de dépense a été déclinée par grand types de dépense, en utilisant des équations de dépense pour chaque type de soins.

L'hypothèse de morbidité a un effet différencié selon le type de dépense. Les postes « Prestations sanitaires diverses » et « Auxiliaires » sont les plus sensibles aux hypothèses de morbidité. Ce sont les postes les plus spécifiquement mis à contribution par les personnes en mauvaise santé, au contraire des consultations chez les praticiens et de la biologie, qui semblent moins sensibles à l'état de santé général et peuvent correspondre plus fréquemment à des épisodes de maladie ou d'accident dits « aigus » ou de simples examens de routine sans lien avec une dégradation générale de l'état de santé.

Les écarts générés par les hypothèses de morbidité à l'horizon 2059 sont loin d'être négligeables. Ils ont des implications sur les politiques publiques visant à réguler l'offre, aussi bien en ce qui concerne les négociations avec les producteurs de service que la politique de formation et de « *numerus clausus* » régulant les effectifs des professions sanitaires. Ils invitent également à une réflexion prospective en termes de risques sanitaires (négatifs comme la multiplication de certaines maladies liées au vieillissement, ou positifs, comme certaines pistes de recherche prometteuses de traitement de pathologies lourdes).

Tableau 17 : évolution des dépenses de santé (soins de ville) relative au PIB (base 100 en 2011)

	2011	2023	2035	2047	2059
Scénario pessimiste					
Dépense totale	100,0	105,0	116,8	127,4	134,2
Praticiens	100,0	103,5	111,2	120,0	126,6
Produits sanitaires divers	100,0	103,9	115,8	124,8	131,5
Biologie	100,0	102,9	112,6	122,0	128,7
Auxiliaires	100,0	116,5	144,0	168,7	177,1
Scénario optimiste					
Dépense totale	100,0	104,2	113,8	122,3	128,8
Praticiens	100,0	103,5	110,1	118,2	124,7
Produits sanitaires divers	100,0	103,2	112,1	118,7	124,4
Biologie	100,0	102,2	111,0	118,8	126,0
Auxiliaires	100,0	112,9	136,4	156,0	165,6

Source : Destinie, module projections de santé.

4. Conclusion

Le poids de la couverture du risque maladie dans les dépenses sociales est élevé. Représentant 3,4 % du PIB en 1960, les dépenses de santé ont presque atteint 12 % du PIB en 2011, soit un poids comparable à celui des dépenses de retraites. De par son poids dans la richesse nationale, la dépense de santé revêt une importance cruciale pour appréhender la soutenabilité financière de la protection sociale. Ce document de travail donne un premier aperçu des enjeux et des paramètres minimaux à prendre en compte dans un tel exercice. Il souligne en particulier le rôle clé de l'état de santé, et propose différentes hypothèses pour prendre en compte son évolution. Il aborde également la question des inégalités de santé, notamment entre hommes et femmes et par niveau d'études et documente ces inégalités sur le cycle de vie.

Cette étude propose une première modélisation complète de la projection de ces dépenses (soins ambulatoires et biens médicaux) sur une base micro-économique. Un tel modèle permet de compléter les analyses macroéconomiques et micro-économiques en anticipant les évolutions des dépenses de santé en fonction des changements sociodémographiques en France à l'horizon 2060 et, ainsi, d'éclairer des arbitrages importants en termes de politiques publiques. L'accroissement de la dépense de soins de ville à l'horizon 2060 est sensible aux hypothèses retenues sur l'élasticité des dépenses de soins de ville au PIB et de l'état de santé de la population. Selon les hypothèses de morbidité, la part des dépenses de soins de ville dans le PIB se situerait dans l'intervalle [5,4 % ; 5,6 %] en 2060 avec une élasticité au PIB de 1,1 contre un intervalle de [6,2 % ; 6,4 %] avec une élasticité de 1,3 (4,8 % en 2011). Dans toutes les variantes étudiées (de progrès technique et de morbidité), le vieillissement de la population expliquerait environ la moitié de l'augmentation des dépenses de soins de ville dans le PIB. Les dépenses d'auxiliaires médicaux connaîtraient la plus forte croissance des dépenses de soins de ville. En effet, la dépense en auxiliaires médicaux est croissante avec l'âge et le vieillissement de la population aura donc un impact plus élevé sur ces dépenses. Dernier enseignement principal de cette étude, les écarts de durée de vie passée en bonne santé après 60 ans sont plus importants selon les niveaux d'études qu'entre hommes et femmes. Après 60 ans, les femmes et, surtout, les catégories plus diplômées, passent plus d'années en mauvaise santé que les autres, du fait d'une espérance de vie plus importante.

Bien que le modèle permette en théorie d'étudier les interactions entre marché du travail et état de santé, cette question n'est que peu abordée dans cette étude. C'est pourtant une piste prometteuse et indispensable à développer à l'avenir. Ce développement pourrait s'appuyer sur la nouvelle version du questionnaire de l'enquête Emploi. En effet, l'adaptation du questionnaire en 2013 a permis d'enrichir la connaissance du marché du travail avec l'introduction de nouvelles questions sur la santé et le handicap. De plus, la restriction du champ aux seuls soins de ville est une limite qu'il serait appréciable de dépasser. Les données ESPS depuis 2010 présentent des données hospitalières plus fiables. Pour autant, le renouvellement de l'échantillon en 2010 ne permettait pas encore de disposer des données de panel, ce qui implique d'attendre la production de plusieurs vagues avant de pouvoir exploiter ces nouvelles données dans le cadre de l'amélioration du module de dépenses de santé du modèle Destinie créé dans cette étude. Enfin, ce type de modèle pourrait permettre de simuler des études d'impact de politiques de santé publique telles que des politiques de prévention ou de mesures liées au financement des soins, notamment l'articulation entre l'assurance publique et privée en France, ou encore de « valoriser » plus globalement les bénéfices attribuables à un bon état de santé de la population.

Bibliographie

AHCPR (1997), "Trends in Personal Health Care Expenditure, Health Insurance and Payment Sources, community based population, 1987–1995", Agency for Health Care Policy and Research, Center for Cost and Financing Studies, National Medical Expenditure Survey data, March 1997, Table 8.

Albouy V., Bretin E., Carnot N. et Deprez M. (2009), « Les dépenses de santé en France : déterminants et impact du vieillissement à l'horizon 2050 », *Document de travail de la DGTPE*, n° 2009/11.

Astolfi R., Lorenzoni L. et Oderkirk J. (2012), "A comparative analysis of health forecasting methods", *OECD health working paper*, n°59.

Bagod'Uva T., Van Doorslaer E., Lindeboom M. et O'Donnell O. (2008), "Does reporting heterogeneity bias the measurement of health disparities?", *Health Economics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 17(3), pp. 351-375.

Barnay T., Thiébaud S. et Ventelou B. (2009), « L'effet du vieillissement et de l'évolution de la morbidité sur les dépenses de médicaments remboursables en ville. Une micro simulation quinquennale (2004-2029) », *Économie Publique/Public Economics*, pp. 24-25.

Blanchet D. et Debrand T. (2007), « Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible : santé, satisfaction au travail et facteurs monétaires », *Économie et statistique*, N°403-404, pp. 39-62.

Blanchet D., Buffeteau S., Crenner E. et Le Minez S. (2011), « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *Économie et Statistique*, n° 441–442.

Blanpain N. et Chardon O. (2010), « Projections de population à l'horizon 2060 », *Insee Première*, n°1320.

Bound J., Schoenbaum M., Stinebrickner T.R. et Waidmann T. (1999), "The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers", *Labour Econ.*, vol. 6, pp. 179-202.

Breuil-Genier P., Flipo A. et Mahieu R. (1998), « Applications des méthodes de microsimulation dans les domaines de la santé et de la dépendance », Rapport pour le Commissariat Général au Plan coordonné par Didier Blanchet.

Cambois E., Robine J.-M. et Sieurin A. (2011), « Les espérances de santé en France : une tendance récente moins favorable que dans le passé », *Document de travail INED n° 170*.

Com-Ruelle L., Lecomte T., Le Fur P., Mizrahi A., Mizrahi A. et Sermet C. (1997), « Un indicateur de gravité des maladies – Enquête sur la santé et les soins médicaux », *Documents de travail du CREDES n°1189*.

Devaux M., Jusot F., Sermet C. et Tubeuf S. (2008), « Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé », *Revue française des Affaires Sociales*, n°1, pp. 29-47.

Disney R., Emmerson C. et Wakefield M. (2006), "Ill-health and retirement in Britain: a panel data-based analysis", *Journal of Health Economics*, vol. 25, pp. 621-649.

Duan N. (1983), "Smearing estimate: a nonparametric retransformation method", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 78, pp. 605-610.

Duan N., Manning W.G., Morris C.N. et Newhouse J.P. (1983), "A comparison of alternative models for the demand for medical care", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 1 (2), pp. 115-126.

Dormont B., Grignon M. et Huber H. (2006), "Health expenditure growth: reassessing the threat of ageing", *Health Economics*, vol. 15, n°9.

- Dormont B. (2009)**, « Les dépenses de santé : une augmentation salubre ? », Opuscules du CEPREMAP, CEPREMAP, n°15.
- Dormont B., Oliveira-Martins J., Pelgrin F. et Suhrcke M. (2011)**, “Health Expenditures, Longevity and Growth”, *Ageing, Health and Productivity*, Oxford University Press.
- Dormont B. et Huber H. (2012)**, « Vieillesse de la population et croissance des dépenses de santé », Rapport pour l’Institut Montaigne, http://www.institut-montparnasse.fr/wp-content/files/Collection_recherches_n_2.pdf.
- Drees (2015)**, « L’état de santé de la population en France, Edition 2015 », http://www.drees.sante.gouv.fr/IMG/pdf/rappeds_v7_05022015.pdf
- Duée M. et Rebillard C. (2004)**, « La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040 », *Document de travail Insee*, Insee.
- Dybczak K. et Przywara B. (2010)**, “The role of technology in health care expenditure un the EU”, *European Commission Economic Papers*, 400, European Commission.
- EC (2012)**, “The 2012 Ageing Report”. Joint Report prepared by the European Commission (DGECFIN) and the Economic Policy Committee (AWG).
- Etilé F., Milcent C., (2006)**, “Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health: evidence from France”, *Health Economics*, vol. 15, pp. 965-981.
- Fries J. (1980)**, “Aging natural death and the compression of morbidity”, *New England Journal of Medecine*, vol. 303.
- Geoffard P.-Y. (2000)**, « Dépenses de santé: l’hypothèse d’aléa moral », *Économie et Prévision*, n°142.
- Getzen T.-E. (2006)**, “Aggregation and the Measurement of Health Care Costs”, *Health Services Research*, vol. 41, pp. 1938-1954.
- Greene W. (2003)**, “A Interpreting Estimated Parameters and Measuring Individual Heterogeneity in Random Coefficient Models”, *Working Papers 03-19*, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics.
- Grignon M. (2002)**, « Impact macro-économique du vieillissement de la population sur les dépenses d’assurance maladie en France », *Santé, Société et Solidarité*, 2002/12, n° 2, pp.135-154.
- Gruenberg E.M. (1977)**, “The failures of success”, *Milbank Memorial Foundation Quarterly, Health and Society*, vol. 55.
- Hagan R., Jones A.M. et Rice N. (2009)**, “Health and Retirement in Europe”, *Int. J. Environ. Res. Public Health*, vol. 6, n°10, pp. 2676-2695.
- Hahn B. et Lefkowitz J. (1992)**, “Annual expenses and sources of payment for health care services”, *National Medical Expenditure Survey Research Findings 14*, AHCPR Pub 93-0007, Public Health Service, Rockville, MD.
- HCAAM (2011)**, Rapport annuel pour 2011, <http://www.securite-sociale.fr/Rapport-annuel-du-HCAAM-pour-2011>.
- van Imhoff E. et Post W. (1998)**, “Microsimulation methods for population projection”, *Population: An English Selection*, vol. 10.
- Jones A. M. (2000)**, “Health econometrics”, in Culyer A. J. et Newhouse J. P. (ed.), *Handbook of Health Economics*, édition 1, volume 1, chapter 6, pages 265-344 Elsevier.
- Jones A. M., Rice N. et Roberts J. (2010)**, “Sick of work or too sick to work? Evidence on self-reported health shocks and early retirement from the BHPS”, *Economic Modelling*, vol. 27 (4), pp. 866-880.

- Leung S.F. et Yu S. (1996)**, "On the choice between sample selection and two-part models", *Journal of Econometrics*, vol. 72, pp. 197-229.
- Maddala GS. (1985)**, "A survey of the literature on selectivity bias as it pertains to health care markets", *Adv Health Econ Health Serv Res.*, vol. 6, pp. 3-26.
- Mahieu R. (2000)**, « Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique », *Série des documents de travail de la Direction des études et synthèses économiques, G2000/01*, Insee.
- Marbot C. et Roy D. (2012)**, « Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie », *Document de travail Insee G 2012/10*, Insee.
- Manning W.G., Duan N. et Rogers W.H. (1987)**, "Monte Carlo evidence on the choice between sample selection and two-part models", *Journal of econometrics*, vol. 35 (1), pp. 59-82.
- Manning W.G., Mullahy J. (2001)**, "Estimating log models: to transform or not to transform?", *Journal of Health Economics*, vol. 20, pp. 461-494.
- Manton K.G. (1982)**, "Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population", *Milbank Memorial Fund Quarterly, Health and Society*, vol. 60, no. 2.
- Mizrahi An. et Mizrahi Ar. (1985)**, « Indicateurs de morbidité et facteurs sociodémographiques », CREDES. 657.
- Mizrahi An., Mizrahi Ar, Com-Ruelle L., Lecomte T., Le Fur P. et Sermet C. (1997)**, « Un indicateur de gravité des maladies : enquête sur la santé et les soins médicaux, France 1991-92 », *Document de travail du CREDES n° 1189*.
- Mullahy J. (1998)**, "Much ado about two: reconsidering retransformation and the two-part model in health econometrics", *Journal of health Economics*, vol. 17, pp. 247-281.
- Mundlak Y. (1978)**, "On the pooling of time series and cross sectional data", *Econometrica*, vol. 46 (1).
- Murphy, K. M. et Topel R. H. (2006)**, "The Value Of Health And Longevity", *Journal of Political Economy*, 2006, v114 (No. 5, Oct), 871-904.
- Van Praag B., Frijters P. et Ferrer-i-Carbonell A. (2002)**, "The anatomy of subjective well-being", *Journal of economic behavior & organization*, vol. 1493, pp. 1-21.
- Paret A.C. (2012)**, « Estimations des dépenses de santé à l'horizon 2028 : Modèle Linéaire Généralisé », Mémoire de Master Economics and Public Policy sous la direction de Lise Rochaix et Koen Jochmans.
- Robine J-M. et Mormiche P. (1993)**, « L'espérance de vie sans incapacité augmente », *Insee Première*, n°281.
- Rochaix L., Tubeuf S. et Perronnin M. (2006)**, « Construction d'un indicateur continu d'état de santé agréant risque vital et incapacité », *Question d'économie de la santé*, n°107, IRDES.
- Simon, T. et Tallet F. (2009)**, « Dynamique des dépenses de santé en période de crise économique », *Les Comptes de la Santé en 2009*, Drees 2009.
- Spielauer M. (2007)**, "Dynamic microsimulation of health care demand, health care finance and the economic impact of the health behaviours: survey and review", *International Journal of Microsimulation*, vol. 1(1), pp. 35-53.
- Thiébaud S., Barnay T. et Ventelou B., (2013)**, "Aging, chronic conditions and the evolution of future drugs expenditures: A five-year micro simulation from 2004 to 2029", *Applied Economics*, n°45, 13, 1663-1672.

Yang Z., Norton E.C. et Stearns S.C. (2003), "The real reasons older people spend more", *Journal of Gerontology Science*, vol. 58B (1).

Wagstaff A., van Doorslaer E. et Paci P. (1991), "Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons", in McGuire A., Fenn P., Mayhew K. eds., *Providing Health Care*, Oxford, 1991.

Willekens F. (2009), "Continuous-time microsimulation in longitudinal analysis", in Zaidi A., Harding A. et Williamson P. (dir.), *New frontiers in microsimulation modeling*, Farnham, Ashgate, pp. 353-376.

Wooldridge J. M. (2002), "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, pp. 39–54.

Zucchelli E., Harris M. et Zhao X. (2012), "Ill-health and transitions to part-time work and self-employment among older workers", *Health, Econometrics and Data Group (HEDG) Working Papers 12/04*, HEDG, c/o Department of Economics, University of York.

Zucchelli E., Jones A.M. et Rice N. (2012), "The evaluation of health policies through dynamic microsimulation methods", *International Journal of Microsimulation*, International Microsimulation Association, vol. 5(1), pp 2-20.