Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2015 / 15

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

Charlotte GEAY, Malik KOUBI Grégoire de LAGASNERIE

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

Institut National de la Statistique et des Études Économiques

Série des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2015 / 15

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

Charlotte GEAY*, Malik KOUBI** et Grégoire de LAGASNERIE***

OCTOBRE 2015

Les auteurs remercient les participants aux séminaires du Département des études économiques de l'Insee et du séminaire Fourgeaud de la DGTrésor, et tout particulièrement Denis Raynaud pour ses commentaires et suggestions. Ils sont également particulièrement reconnaissants à Olivier Vazeille pour ses multiples relectures et ses encouragements.

Cette étude est publiée parallèllement en document de travail de la DG Trésor n° 2015/06.

Département des Études Économiques - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX - France - Tél. : 33 (1) 41 17 60 68 - Fax : 33 (1) 41 17 60 45 - CEDEX - E-mail : d3e-dg@insee.fr - Site Web Insee : http://www.insee.fr

^{*} Direction Générale du Trésor

^{**} Département des Études Économiques - Division « Redistribution et Politiques Sociales » Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

^{***} Était en poste à la Direction Générale du Trésor au moment de la rédaction de ce document

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

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.

Mots-clés: Santé, projections, microsimulation

Evolution of outpatient healthcare expenditure, a dynamic micro-simulation using the Destinie model

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.

Keywords: Health, projections, microsimulation

Classification JEL: C53, C63, I12, I14

Table des matières

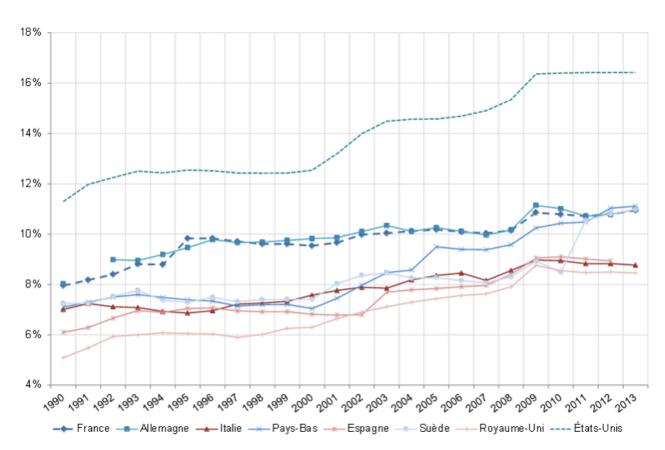
1.Introduction4
2.Le module santé : simulation de l'état de santé de la population8
2.1.Définition d'un état de santé individuel8
2.2. Prévalence, incidence, guérison et décès : les déterminants de l'état de santé11
2.3.La dispersion des trajectoires individuelles : simulation et projection des états de santé20
2.3.1.Évolution de l'état de santé due à la simple déformation de la structure de la population20
2.3.2.Le niveau d'études est discriminant sur l'état de santé21
2.3.3.Une espérance de vie en bonne santé minorée pour les moins diplômés21
2.3.4.Les hypothèses alternatives d'évolution de l'état de santé24
2.3.5.Une approche par cohortes25
3.Le module dépenses : simulation des dépenses de soins de ville au niveau individuel28
3.1.Les déterminants des dépenses de soins de ville28
3.2. Simulation et projections des dépenses de santé34
3.2.1.L'hypothèse d'élasticité des dépenses au PIB joue pour 0,8 point de PIB en 205936
3.2.2.Le vieillissement n'explique qu'une partie de l'augmentation des dépenses de soins de ville36
La dépense observée peut en effet être décomposée de la manière suivante :37
Il s'agit d'une approximation car d'autres facteurs non directement liés au vieillissement peuvent intervenir dans les dépenses moyennes par strate37
3.2.3.Le « coût » de la mauvaise santé37
3.2.4.Une sensibilité différente des types de dépense aux hypothèses de morbidité39
4.Conclusion39

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 efficientes 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





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...).

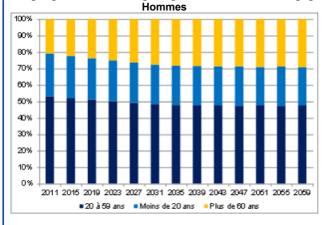
Parmi ces contraintes à respecter en projection, figurent en premier lieu les calages sur les projections démographiques de l'Insee. Chaque année, les naissances et les décès sont alignés sur les flux correspondants, par sexe et tranche d'âge quinquennale, issus de ces projections démographiques. Cet 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 %.

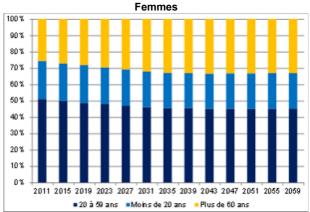
Les évolutions démographiques de l'échantillon

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 1er 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 babyboom. 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 microsimulation. 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 microsimulation 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 macroéconomiques 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 (Échantillon 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 soins de ville (soins ambulatoires et biens médicaux)

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.

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 différentes 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.

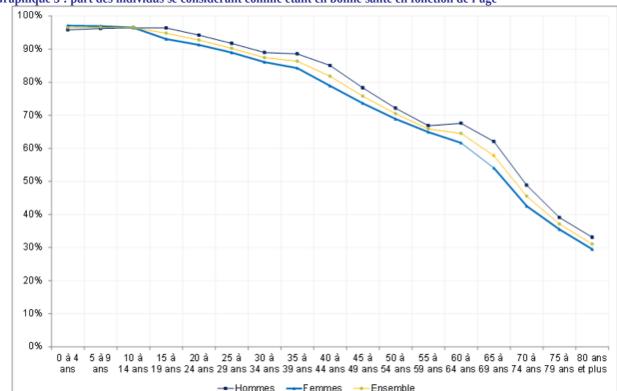
Tableaux 1 : répartition selon la variable d'état de santé et la variable d'ALD

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

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.

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

$$Sant\acute{e}_{i,t} = K + \alpha * Sexe_i + \beta * I (classe d' \hat{a}ge)_{i,t} + \gamma * I (quartile \hat{a}ge fin d' \acute{e}tudes)_i + \delta * Ann\acute{e}_{i,t} + u_i$$

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 :

$$Sant\acute{e}_{i,t} = K + \beta * I(classe\ d'\ age)_{i,t} + \gamma * I(quartile\ fin\ d'\ études)_i + \delta * Ann\acute{e}_{i,t} + u_{it}$$

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

a regreeour non penaero									
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 %.

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

	Hommes		Femme	Femmes		Hommes		Femmes	
	Moins de 39 ans		Moins de 39		Plus de 40 ans		Plus de 40	-	
Constante	2.9378	(***)	3.6021	(***)	1.3483	(***)	0.8482	(***)	
Äge (référence = 0 à 4 ans) 5 à 9 ans 10 à 14 ans 15 à 19 ans 15 à 19 ans 20 à 24 ans 25 à 29 ans 30 à 34 ans 35 à 39 ans	0.1133 0.028 -0.27 -0.92 -1.328 -1.6042 -1.5474	(****) (****) (****)	-0.0565 -0.4097 -1.5079 -1.9239 -2.1929 -2.4241 -2.4593	(*) (***) (***) (***) (***)	1,5400	()	0.0402		
Äge (référence = 40 à 44 ans) 45 à 49 ans 50 à 54 ans 55 à 59 ans 60 à 64 ans 65 à 69 ans 70 à 74 ans 75 à 79 ans 80 ans et plus					-0.4138 -0.7285 -0.9479 -0.8862 -1.085 -1.5678 -1.9549 -2.2098	(***) (***) (***) (***) (***) (***) (***)	-0.2319 -0.4154 -0.5597 -0.6668 -0.9164 -1.3153 -1.5861 -1.8528	(***) (***) (***) (***) (***) (***) (***)	
AFE (référence = 1er quartile) Études non achevées 2ème quartile 3ème quartile 4ème quartile	-0.0881 0.1574 0.4588 1.0655	(***) (***)	-0.2181 0.0557 0.525 0.8961	(***) (***)	0.2023 0.5193 0.8224	(***) (***) (***)	0.2578 0.6264 0.8116	(***) (***) (***)	
Année (référence = 2002) 2004 2006 2008	0.2858 0.3487 0.1892	(**) (***) (*)	0.1723 0.0621 0.151	(*)	0.0418 0.0301 -0.0327		-0.0354 0.0766 0.0104		

b – Régression pondérée

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

Source: ESPS 2002-2008.

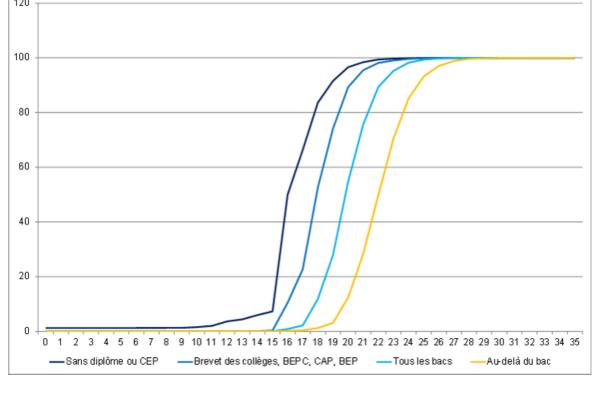
Note: (***) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 %; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 %; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

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'enguête ESPS un âge de fin d'études tenant compte de son année de naissance et de son niveau d'études 12.





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 guestion posée

était « Ouel est votre niveau d'étude ? ». En 2008, la question était posée en deux temps « Ouel 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 :

Survi
$$e_{i,t+1} = \alpha * Sex e_i + \beta * \hat{A}ge_{i,t} + \gamma * AFE_i + u_{i,t+1}$$

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} =
$$\beta * \hat{A}ge_{i,t} + \gamma * AFE_i + u_{i,t+1}$$

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.

¹³ Le 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 inexploitables. 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)

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

b Regression penacree									
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

a – Negression non ponderee									
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	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	Significativit é âge	Significativit é 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

	-				
		Bonne sar	nté	Mauvaise sa	nté
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	(***)
A FE (référence = 1er 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 sante	é	Mauvaise s	anté
Constante	5,7521	(***)	5,4146	(***)
ge (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	-1		-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	(***)
A FE (référence = 1er 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

			u riograe	ololi iloli p								
	Homm	es	Hommes	Fernmes	Fernmes	Homme	s	Homme	s	Fernmes	Femme	s
	Moins de 3	39 ans	Moins de 39 ans	Moins de 39 ans	Moins de 39 ans	Plus de 40	ans	Plus de 40	ans	Plus de 40 ans	Plus de 40	ans
	Bonnes	anté	Mauvaisesanté	Bonne santé	Mauvaise santé	Bonnesa	ınté	Mauvaises	anté	Bonnesanté	Mauvaises	s anté
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	(MA)	-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 = 1ºr quartile ou manquant)												
2 ^{eme} quartile	0,2136		-0,1142		-0,4704	-0,0439		0,541	(**)	-0,0324	-0,2793	
3eme quartie	0,9456	(***)	-0,2641	0,368	-0,1723	0,2519		0,3193		0,2768	0,0442	
4 ^{ène} quartie	1,5509	(***)	0,7634	0,6541 (***)	0,0849	0,4386	(**)	0,1046		0,3975 (*)	0,1519	

Source: ESPS 2002-2008.

b – Régression pondérée

	Homm	es	Homme	s	Fernm	es	Fernmes	Hornm	es	Homme	s	Fernm	÷s	Femme	æ
	Moins de 3	9 ans	Moins de 3	9 ans	Moins de 3	9 ans	Moins de 39 ans	Plus de 4	D ans	Plus de 40	ans	Plus de 40) ans	Plus de 40) ans
	Bonnes	anté	Mauvaises	santé	Bonnes	anté	Mauvaisesanté	Bonnes	anté	Mauvaise	s anté	Bonnes	anté	Mauvaises	s anté
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 = 1ª quartile ou manquant)															
2 ^{ene} quartile	-0,2928		1,7244	(***)			-1,0263	-0,0094		0,5466	(**)	0,1356		-0,2945	
3 ^{eme} quartile	0,2158		1,6435	(***)	0,3279		0,0542	0,4268	(**)	0,235		0,3256		0,025	
4 ^{₽me} 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.

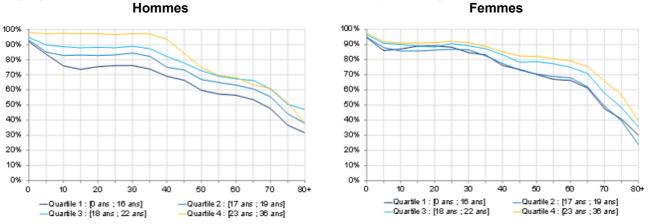
2.3.2. Le niveau d'études est discriminant sur l'état de santé

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

$$(eff_a)_{a>A}$$
 . La probabilité de survie à l'âge a est le ratio $s_{a,A} = \frac{eff_a}{eff_A}$. 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 scenarii. 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 :

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

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.

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

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.

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

¹⁵Kaplan 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		
	1	19,7	9,6
Hommon	2	22,4	10,7
Hommes	3	25,1	12,1
	4	28,2	13,4
	1	24,6	11,1
Femmes	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

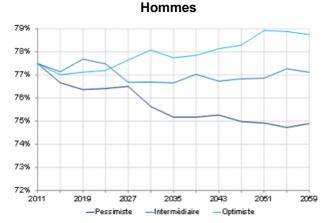
L'hypothèse faite jusqu'ici peut être qualifiée de pessimiste. En effet, elle implique que l'effet des caractéristiques individuelles sur l'état de santé est stable dans le temps. Elle intègre donc de manière maximale l'impact du vieillissement. Cambois et al. (2011) font le constat d'une certaine stagnation 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.

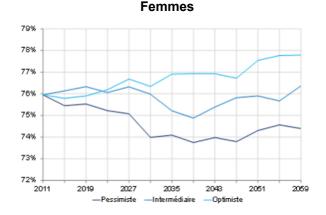
C'est pourquoi il est raisonnable d'envisager des hypothèses alternatives selon lesquelles l'état de santé à âge donné s'améliore dans le temps, et ce de manière corrélée aux gains d'espérance de vie, entraînant une évolution dans l'avenir du lien entre âge et état de santé.

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 fait 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).

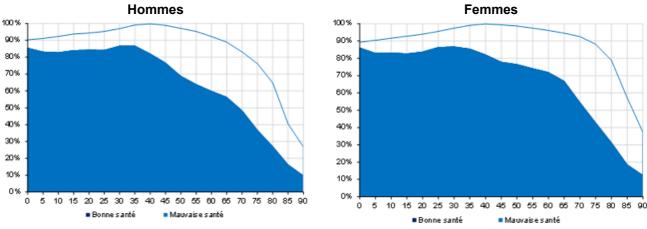
En régime permanent, toutes les générations se ressemblent et l'évolution macro-économique qui résulte du remplacement des générations est relativement progressive. À l'horizon de projection proposée, les générations diffèrent au contraire les unes des autres et l'évolution globale s'écarte de la stationnarité 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 comparaison 16. 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

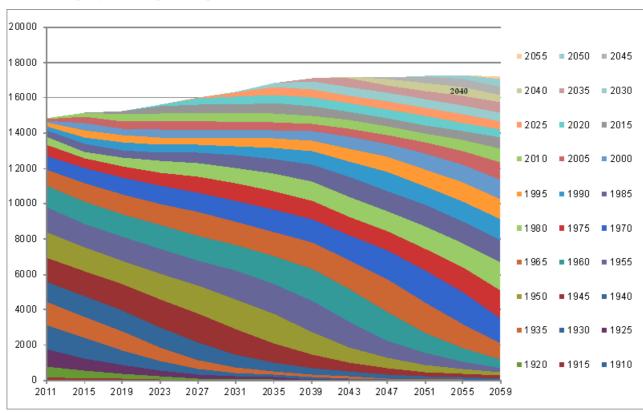


Source : Destinie, module projections de santé.

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 (Mannning 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 consommants sera une fonction gamma généralement mobilisée dans le cas des estimations des dépenses de soins (Dormont, Grignon et Huber, 2006).

On estime puis on prédira 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 :

$$\hat{\mathbb{E}}(P_{\downarrow}i \mid X_{\downarrow}(\mathbf{1}, i)) = \Phi(X_{\downarrow}(i, 1)^{\dagger} \alpha^{\bullet}) +$$

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

$$\hat{\mathbb{E}}(D_{\downarrow}i \mid P_{\downarrow}i = \mathbf{1}; X_{\downarrow}(2, i)) = \exp(X_{\downarrow}(2, i)^{\uparrow \prime} + \beta')$$

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.

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

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.

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 polypathologies.

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 consommants, 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

Age (référence : 00-29) 0,025	Équations de choix	Praticiens	Auxiliaires médicaux	Biologie	Prestations sanitaires diverses
30-39	Âge (référence : 00-29)				
40-49		0.025	0.129 ***	0.098 ***	0.094 ***
50-59				·	
80-98					
70-79					
Etat de santé (référence : mauvaise santé)					
Sexe (référence : homme)					
Sexe (référence : homme)	État de santé (référence : mau	vaise santé)			
Age de fin d'étude (référence : 1" quartile) Couvertier du la court de la	·		-0,450 ***	-0,341 ***	-0,353 ***
Age de fin d'étude (référence : 1" quartile) Couvertier du la court de la	Sexe (référence : homme)				
Zerme quartile 0,043 0,016 -0,029 -0,093 **** 3 demic quartile -0,040 -0,016 -0,005 -0,009 *** 4 demic quartile -0,095 *** -0,014 0,055 *** -0,095 *** Indépendant 0,128 *** -0,013 -0,058 0,030 0,175 Employé secteur privé 0,416 *** -0,157 0,068 0,175 Employé secteur privé 0,416 *** -0,115 *** 0,068 0,175 Employé secteur privé 0,416 *** 0,157 0,068 0,175 Employé secteur privé 0,416 *** 0,115 *** 0,068 0,175 Employé secteur privé 0,416 *** 0,157 0,068 0,115 *** 0,068 *** 0,116 *** 0,229 *** 0,220 *** 0,220 *** 0,220 *** 0,220 *** 0,028 *** 0,028 *** 0,028 *** 0,016 *** <td< td=""><td></td><td>0,323 ***</td><td>0,228 ***</td><td>0,513 ***</td><td>0,373 ***</td></td<>		0,323 ***	0,228 ***	0,513 ***	0,373 ***
Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant					
Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant		•			-0,093
Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant 0,128 ** -0,013 -0,058 0,175 Autre 0,767 *** 0,157 0,068 0,175 Employé secteur privé 0,416 **** 0,157 0,116 **** 0,116 **** 0,358 *** Statut d'activité (référence : en emploi) Retraité 0,163 **** 0,233 **** 0,299 **** 0,202 **** 0,116 **** 0,159 **** 0,040 -0,138 **** Autres inactif -0,161 **** 0,159 **** 0,040 -0,423 **** 0,026 0,066 -0,423 **** 0,026 0,006 0,006 0,042 *** 0,022 0,042 0,066 0,042 **** 0,026 0,042 0,042 0,066 Chômeur -0,117 **** -0,029 0,042 -0,061 0,066 0,006 0,042 0,006 0,042 0,006 0,042 0,006 0,042 0,006 0,049 0,006 0,049 0,006 0,049 0,006 0,049 0,006 0,049 0,006 0,049 0,006 0,049 0,007 0					
Indépendant	4 ^{eme} quartile	-0,095 **	-0,014	0,055 **	-0,095 **
Autre Employé secteur privé 0,416 *** 0,157 0,068 0,175 0,358 *** Statut d'activité (référence : en emploi) Retraité 0,163 *** 0,233 *** 0,299 *** 0,202 *** 0,138 *** Letudiant 0,106 0,006 0,006 0,042 *** 0,026 0,006 0,006 0,042 *** 0,026 0,006 0,006 0,042 *** 0,026 0,006					
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) *** -0,107 *** -0,194 **** -0,162 *** 3 personnes 0,068 *** -0,013 *** -0,015 *** -0,015 *** 0,065 *** 4 personnes 0,051 *** -0,062 *** -0,129 **** -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 **** 2004 0,010 *** -0,097 **** 0,036 *** 0,001 **** CSP (référence : cadre) Agriculteur -					
Statut d'activité (référence : en emploi)		•	The state of the s	·	·
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) -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 *** -0,162 *** 4 personnes 0,051 -0,062 ** -0,129 *** -0,165 *** 4 personnes 0,051 -0,062 *** -0,129 *** -0,076 **** 2002 -0,040 -0,202 *** -0,124 *** -0,076 **** 2004	Employé secteur privé	0,416 ***	0,115 ***	0,116 ***	0,358 ***
Autres inactif					
Etudiant Chômeur 0,106 -0,117 **** 0,006 -0,029 -0,423 **** 0,026 -0,061 Taille du ménage (référence : 2 personnes) -0,117 **** -0,029 -0,042 -0,061 1 personne -0,162 **** -0,107 **** -0,194 **** -0,162 **** 3 personnes 0,068 *** -0,013 -0,015 -0,065 ** 0,065 ** 4 personnes 0,051 -0,062 *** -0,129 *** -0,129 **** -0,055 * Année (référence : 2008) -0,040 -0,022 *** -0,124 *** -0,124 *** -0,076 *** -0,076 *** -0,007 *** -0,007 *** 2002 -0,04 -0,010 -0,121 *** -0,067 *** -0,067 *** -0,007 *** -0,007 *** -0,004 ** -0,001 *** -0,007 *** -0,007 *** -0,007 *** -0,004 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,008 *** -0,008 *** -0,008 *** -0,008 *** -0,008 *** -0,008 *** -0,008 *** -0,008 *** -0,006 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,001 *** -0,006 *** -0,001 *** -0,0		0,100			0,202
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) -0,062 *** -0,022 *** -0,124 *** -0,076 *** 2002 -0,040 -0,202 *** -0,124 *** -0,076 *** 2004 0,010 -0,121 *** -0,067 *** -0,004 2006 0,049 * -0,097 *** 0,006 *** -0,004 2006 0,049 * -0,097 *** 0,067 *** -0,004 *** Agriculteur -0,033 0,212 *** -0,054 0,010 <td< td=""><td></td><td></td><td>0,100</td><td></td><td>-0,130</td></td<>			0,100		-0,130
Taille du ménage (référence : 2 personnes) 1 personne -0,162 ***				0,420	·
1 personne	Chômeur	-0,117 ***	-0,029	0,042	-0,061
3 personnes 0,068 ** 0,051 -0,013 -0,015 -0,029 *** 0,065 ** 0,055 * Année (référence : 2008) -0,040 -0,202 *** -0,124 *** -0,076 *** -0,004 2006 -0,040 -0,121 *** -0,067 *** -0,004 2006 -0,010 -0,121 *** -0,067 *** -0,004 * 0,001 CSP (référence : cadre) -0,049 * -0,097 *** -0,097 *** -0,036 * 0,001 -0,004 * 0,001 * 0,001 Agriculteur Artisan -0,083 -0,022 -0,054 -0,054 -0,010 Autre -0,802 *** -0,280 * -0,281 * -0,084 -0,010 -0,015 -0,028 ** -0,036 -0,121 *** -0,084 -0,015 -0,028 ** -0,036 -0,121 *** -0,017					
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 ***		-0,102			-0,102
Année (référence : 2008) 2002		0,000		•	
2002 2004 2006 -0,040 0,010 -0,121 *** -0,067 *** -0,004 2006 CSP (référence : cadre) Agriculteur Artisan -0,083 -0,022 -0,054 -0,010 Autre -0,802 *** -0,802 *** -0,280 * -0,081 -0,083 -0,022 -0,054 -0,010 Autre -0,802 *** -0,280 * -0,081 * -0,083 -0,022 -0,054 -0,010 Autre -0,802 *** -0,280 * -0,081 * -0,083 -0,011 *** -0,084 -0,015 -0,028 -0,157 *** -0,017 -0,017 -0,105 ** -0,065 ** -0,060 * -0,013 Constante 1,080 *** -0,407 *** -0,021 0,833 ***	4 personnes	0,051	-0,062 **	-0,129 ***	0,055 *
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 ***	Année (référence : 2008)				
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 ***	2002	-0.040	-0.202 ***	-0.124 ***	-0.076 ***
CSP (référence : cadre) Agriculteur -0,033 0,212 *** -0,079 0,173 ** -0,010 Artisan -0,083 -0,022 -0,054 0,010 Autre -0,802 *** -0,280 * -0,281 * -0,281 * -0,084 -0,084 -0,015 0,028 *** -0,036 0,121 *** -0,017 Ouvrier -0,173 *** -0,028 -0,157 *** -0,017 -0,015 ** -0,065 ** -0,060 * -0,013 -0,013 Constante 1,080 *** -0,407 *** -0,021 0,833 ***					
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 ***					
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 ***	CSP (référence : cadre)				
Autre -0,802 *** -0,280 * -0,084 Employé -0,015 0,028 *** -0,036 0,121 *** Ouvrier Profession intermédiaire -0,173 *** -0,028 -0,157 *** -0,017 -0,065 ** -0,060 * 0,013 Constante 1,080 *** -0,407 *** -0,021 0,833 ***		-0,033	0,212 ***	-0,079	0,173 **
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 ***	Artisan	-0,083	-0,022	-0,054	0,010
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 ***	Autre	-0,802 ***	-0,280 *	-0,281 *	-0,084
Ouvrier Profession intermédiaire -0,173 *** -0,028 -0,157 *** -0,017 -0,065 ** -0,065 ** -0,060 * 0,013 Constante 1,080 *** -0,407 *** -0,021 0,833 ***	Employé	-0,015	0,028 ***	-0,036	0,121 ***
Profession intermédiaire -0,105 ** -0,065 ** -0,060 * 0,013 Constante 1,080 *** -0,407 *** -0,021 0,833 ***	Ouvrier	-0,173 ***		-0,157 ***	-0,017
7,000 0,107 0,000	Profession intermédiaire		-0,065 **		0,013
		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

Age (reference : 00-29) 0,280	Équations de dépenses	Praticiens	Auxiliaires médicaux	Biologie	Prestations sanitaires diverses
30-39	Âge (référence : 00-29)				
40.49		0.280 ***	-0.025	-0.030	0.246 ***
50-99			·		· ·
60-69					
70-79 80 et plus 80 et					
Etat de santé (référence : mauvaise santé)					0,111
Etat 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" quartile) 2"" quartile 0,082 ** -0,010 0,018 0,076 ** -0,092 ** 4"" quartile 0,042 -0,081 0,076 ** -0,092 ** 4"" quartile 0,074 -0,077 0,068 ** 0,000 Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant -0,47 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 *** 0,366 *** 0,375 ** Chômeur 0,109 ** -0,115 0,024 0,085 Taille du ménage (référence : 2 personnes) 1 personne -0,063 * 0,072 -0,061 *** 0,045 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,047 ** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,096 *** 0,072 -0,061 *** 0,041 *** Année (référence: cadre) Agriculteurs -0,267 *** -0,804 *** 0,158 *** 0,103 -0,004 *** -0,178			0,400		0,917
Bonne santé	80 et plus	0,513 ***	1,249 ***	-0,197 ***	0,969 ***
Sexe (référence : homme)	·				
Age de fin d'étude (référence : 1" quartile) 2**** quartile 0,082 ** -0,010	Bonne santé	-0,304 ***	-0,852 ***	-0,413 ***	-0,882 ***
Age de fin d'étude (référence : 1" quartile) 2"m quartile 0,082 ** -0,010 0,018 0,025 3*m quartile 0,042 -0,081 0,076 ** -0,092 ** 4"m quartile 0,074 -0,077 0,068 * 0,000 Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant -0,047 0,591 ** 0,080 0,078 -0,059 Employé secteur privé -0,0457 0,676 -0,249 -0,059 Employé secteur privé -0,025 -0,157 * 0,039 -0,029 Statut d'activité (référence : en emploi) Retralté 0,076 0,018 0,175 ** 0,331 *** Autres inactif 0,318 *** 0,444 ** 0,306 ** 0,564 *** Etudiant 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 *** 0,085 Taille du ménage (référence : 2 personnes) -0,096 ** 0,072 -0,061 *** -0,147 *** 4 personnes -0,102 *** 0,066 -0,227 *** -0,214 *** Année (référence: 2008) 2002 -0,001 -0,251 *** -0,131 *** -0,178 *** -0,178 *** -0,214 *** Année (référence: cadre) Agriculteurs -0,043 0,061 -0,039 0,066 * 0,022 0,000 0,008 0,015 CSP (référence: cadre) Agriculteurs -0,043 0,061 -0,039 0,066 ** -0,206 *** -0,303 0,015 *** CSP (référence: cadre) Agriculteurs -0,043 0,061 -0,039 0,066 ** -0,178 *** -0,178	Sexe (référence : homme)				
Zémic quartile 0,082 *** -0,010 0,018 0,025 3*me quartile 0,042 -0,081 0,076 *** -0,092 4*me quartile 0,074 -0,077 0,068 ** 0,000 Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant -0,457 0,676 -0,249 -0,059 Employé secteur privé -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) Rétraité 0,076 0,018 0,175 *** 0,331 *** Autres inactif 0,318 *** 0,444 *** 0,306 *** 0,564 *** Etudiant 0,564 *** 0,375 -0,377 *** 0,095 Taille du ménage (référence : 2 personnes) 1 personne -0,063 * 0,072 -0,061 *** -0,147 *** <	Femme	0,198 ***	0,074	0,005	-0,038
Zémic quartile 0,082 *** -0,010 0,018 0,025 3*me quartile 0,042 -0,081 0,076 *** -0,092 4*me quartile 0,074 -0,077 0,068 ** 0,000 Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant -0,457 0,676 -0,249 -0,059 Employé secteur privé -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) Rétraité 0,076 0,018 0,175 *** 0,331 *** Autres inactif 0,318 *** 0,444 *** 0,306 *** 0,564 *** Etudiant 0,564 *** 0,375 -0,377 *** 0,095 Taille du ménage (référence : 2 personnes) 1 personne -0,063 * 0,072 -0,061 *** -0,147 *** <	Âge de fin d'étude (référence : 1	^{er} quartile)			
Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant -0,047 0,591 *** 0,088 ** 0,000 *** 1,005 *** 1,	2 ^{ème} quartile		-0,010	0,018	0,025
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 0,331 0,664 0,666 0,666 0,666 0,666 0,666 0,	3 ^{ème} quartile		-0.081		
Statut professionnel (référence : employé secteur public) Indépendant					
Indépendant				3,000	0,000
Autre	•				
Statut d'activité (référence : en emploi) -0,025 -0,157 * 0,039 -0,029 Retraité 0,076 0,018 0,175 *** 0,331 *** Autres inactif 0,318 *** 0,444 0,306 *** 0,564 *** Etudiant 0,564 *** 0,375 * -0,377 *** 0,085 Chômeur 0,109 * 0,115 0,024 0,085 Taille du ménage (référence : 2 personnes) 1 personne -0,063 * 0,073 -0,106 *** 0,044 3 personnes -0,096 * 0,072 -0,061 *** 0,147 *** 4 personnes -0,102 * 0,060 -0,227 *** 0,147 *** Année (référence: 2008) 2002 -0,001 -0,251 *** 0,131 *** 0,178 *** 2004 -0,043 0,061 -0,039 0,066 * 2004 -0,043 0,061 -0,039 0,066 * CSP (référence: cadre) Agricult			0,001	·	
Statut d'activité (référence : en emploi) Retraité 0,076 0,018 0,175					
Retraité	Employé secteur privé	-0,025	-0,157 *	0,039	-0,029
Autres inactif	Statut d'activité (référence : en	emploi)			
Etudiant Chômeur 0,564 *** 0,375 * -0,377 *** 0,095 0,004 0,095 Chômeur 0,109 * -0,115 * 0,024 * 0,085 0,024 * 0,085 Taille du ménage (référence : 2 personnes) -0,063 * 0,073 * -0,106 *** 0,004 * 0,004 * 0,004 * 0,006 * 0,0072 * -0,061 *** 0,147 *** 0,060 * -0,227 *** 0,147 *** 0,060 * -0,227 *** 0,214 *** Apersonnes -0,102 ** 0,060 * 0,022 * 0,060 * 0,027 *** 0,131 *** 0,178 *** 0,126 * 0,004 *** 0,004 * 0,008 * 0,015 *** Apriculteurs -0,043	Retraité	0,076	0,018	0,175 ***	0,331 ***
Etudiant Chômeur 0,564 *** 0,109 ** 0,375 * -0,115 ** -0,377 *** 0,095 0,085 Taille du ménage (référence : 2 personnes) *** 0,073 0,073 0,066 *** 0,004 *** 0,006 *** 0,004 0,006 *** 0,072 0,061 *** 0,061 *** 0,047 *** *** 0,004 0,047 *** *** 3 personnes -0,096 *** 0,072 0,060 *** 0,060 0,061 *** 0,022 *** -0,010	Autres inactif	0,318 ***	0,444 ***	0,306 ***	0,564 ***
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 **** -0,333 **** 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 **	Etudiant				
1 personne	Chômeur				
1 personne	Taille du ménage (référence : 2	personnes)			
3 personnes			0.073	-0.106 ***	0.004
4 personnes -0,102 *** 0,060 -0,227 **** -0,214 **** Année (référence: 2008) -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 **			·		
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 **		-,			
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 **	Année (référence: 2008)				
2004 -0,043 0,061 -0,039 0,066 * 2006 0,022 0,000 0,008 0,015 CSP (référence: cadre) Agriculteurs -0,267 **		-0.001	-0.251 ***	-0 131 ***	-0 178 ***
CSP (référence: cadre) Agriculteurs -0,267 ** -0,804 *** -0,205 *** -0,383 *** -0,204 ** -0,204 ** -0,0657 *** -0,013 -0,204 ** -0,054 -1,056 ** -0,126 -0,303 -0,204 ** -1,056 ** -0,126 -0,303 -0,204 ** -0,174 *** -0,107 -0,074 ** -0,111 ** -0,111 ** -0,117 ** -0,117 ** -0,117 ** -0,111 ** -0,117 ** -0,11					
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 **		·		·	
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 **	CSP (référence: cadre)				
Artisan 0,026 -0,657 ***		_0.267 **	_0 204 ***	_0 205 ***	U 383 ***
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 **	_	0,207	-0,004	0,200	-0,505
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 **			0,007	·	-0,204
Ouvrier -0,197 *** -0,095 -0,117 *** 0,132 ** Professions intermédiaires -0,084 -0,158 -0,047 -0,109 **					
Professions intermédiaires -0,084 -0,158 -0,047 -0,109 **					
3,00					
	Professions intermédiaires	-0,084	-0,158	-0,047	-0,109 **
Constante 5,961 *** 5,968 *** 5,291 *** 6,561 ***	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 :

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

où:

- dep_{ii} est la dépense de l'individu i à la date t (en € de l'année de base).
- $1_{[Z_u a + u_u > 0]} * \exp(X_{it} \widehat{\beta})$ 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.
- $f(t) \quad \text{représente l'effet de l'élasticité des dépenses au PIB par habitant (+ 1,1 ou + 1,3 selon les deux valeurs retenues). Autrement <math display="block"> \operatorname{dit} \quad \log \left(\frac{f(t)}{f(t-1)}\right) = \operatorname{\acute{E}lasticit\acute{e}} * \log \left(\frac{Pibh(t)}{Pibh(t-1)}\right) \quad \text{, où } \quad PIBh \quad \text{représente le PIB par habitant.}$

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'efficience 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.

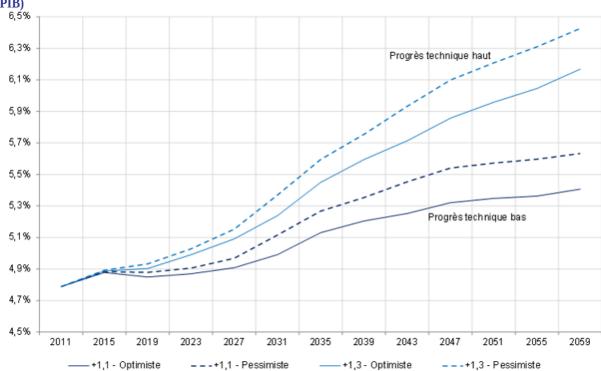
La couverture assurantielle devrait jouer un rôle moins important à l'avenir. L'organisation du financement des soins a joué un rôle primordial dans la solvabilisation de la demande de santé. La mise en place de la Sécurité sociale et son développement surtout dans les années 1960 et 1970, puis l'intervention 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 :

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

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 $\overline{D}_t^{a,s}$ 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.

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

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 morbidité											
Hypothèse de progrès technique	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 limité ¹⁹, cet indicateur donne un ordre d'idée de l'importance des hypothèses de morbidité dans la dynamique des dépenses de santé.

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.

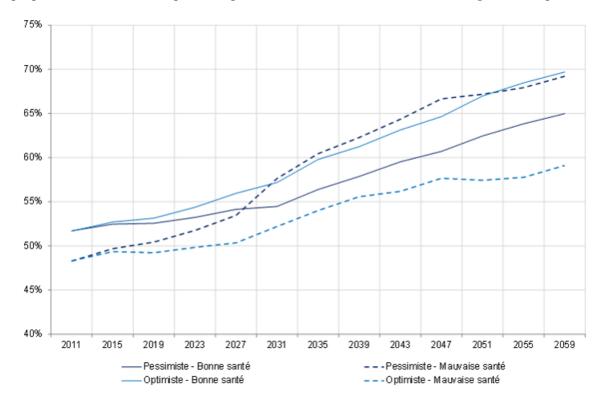
Globalement, avec une hypothèse haute d'élasticité, les dépenses exprimées en part du PIB augmentent de 34,2 % dans le scénario de morbidité pessimiste, de 31,1 % dans le scénario intermédiaire et de 28,8 % dans le scénario optimiste. Dans le scénario de morbidité pessimiste, l'essentiel de l'accroissement 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
Dont personnes en bonne santé	0,86	0,77	0,64
Dont personnes en mauvaise santé	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)

Tableau 17 . Evolution des depenses	de sante (soms de	c vilic) iciative au	TID (buse 100 cm	2011)	
	2011	2023	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	e		
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., Thiébaut 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 salutaire ? », 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), « Vieillissement 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 Commssion 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*, edition 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 agrégeant 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.

Thiébaut 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", <u>Health, Econometrics and Data Group (HEDG) Working Papers</u> 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.

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

analyse économique des politiques française et allemande J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de linvestissement	b. DOZWONN IN PADOLINE L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend- elle des structures de qualification ? I. KABLA Le Choix de breveter une invention	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting? L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique D. GOUX - E. MAURIN	Les utilisation en France Une étude sur la période 1970-1993 N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qua- lifications et emploi : une étude empirique sur	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de sa- laires: un réexamen sur données françaises D. GOUX - E. MAURIN	Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113 G. CETTE - S. MAHFOUZ	Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro- économiques français	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995 J. BOURDIEU - A. DRAZNIEKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires	A. I OPTOL-BENAAID Les implantations japonaises en France P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? Une modélisation microéconométrique empirique	C. DOZ - F. LENGLART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9412	G 9414	G 9502 G 9502 G 9503	G 9504	G 9505 G 9505	Bis Pis	G 9507	G 9601	G 9602 G 9603	G 9605	G 9607
J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théo- ries de la structure optimale du capital L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers. Anadaus (INSEE) Banque de France	equipes Antadeus (INSEE), banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public B. CREPON - E. DUGUET Research & Develorment competition and	nesseau a Developirent, competitudi and innovation B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ? D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	Repartition du travail dans une population hétérogène : deux notes D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G. CET IE - Pri. CONEC - D. ETSSAR IER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes D. BLANCHET	Les structures par âge importent-elles ? J. GAUTIÉ Le chônnage des jeunes en France : problème de formation ou nationale de formation ou nationale de formation ou nationale de formation ou page 180 de 180 de 180 de 180 de	formation ou pnenoment de fine d'attente ? Quelques éléments du débat P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et éconquiques	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	P. KOSENWALD La décision d'investir S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour dé- finir la stratégie économique de l'hôpital public	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du délaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impadats macro-économiques de mesures d'aide	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une
G 9311 G 9312		G 9315 G 9316	934	G 9401	G 9402		G 9404 G 9405	G 9406	G 9408 G 9409	G 9410
Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilaterales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles- temporelles. Une note introductive temporelles. Une note introductive le commarce extérieur et l'anvironnement in-	ternational dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992) N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for	the major five industrialized countries B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life B. CREPON et E. DUGUET	Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	J. TOUAS-ERNAN I. Commerce international et concurrence impar- faite : développements récents et implications pour la politique commerciale	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat	economique N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises P. JAILLARD	Le traite de Maasrifont : presentation juridique et Listorique J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés J.L. BRILLET	Micro-DMS - variantes : les tableaux S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une prespective européenne L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et	transmission des chocs financiers J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère
G 9203	G 9204	G 9206 G 9207	G 9208 G 9209	2020	5 5 5 7 7	G 9302 G 9303	G 9304 G 9305	G 9306 G 9307	G 9308	G 9310
J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de SELEY, KUH et WELSCH P. P. ALL E. F. I. TOLLIA SERENATE	P. NALLE et J U.O.JAS-DENNATE D. Gewation des salaries : la rupture de 1983 D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE	Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires Équipe AMADEUS . Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Le modèle AMADEUS - Deuxième	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement	international H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux demières décennies	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979	à 1989 P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées J.L. BRILLET Micro-DMS Nicro-DMS	A. MAGNIER Effets accélerateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement :	analyse de causalités dans un modèle d'accélé- rateur généralisé J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS- France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE
G 9001 G 9002	G 9004 G 9005	G 9101	G 9103	G 9105	G 9106	G 9107	G 9109	G 9111 G 9112	G 9113	G 9201

:=

•	$\overline{}$	

	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des paneis et des variables qualitatives	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level	on sometary in Logarity of Production Foodschild of Production and evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par quali- fication entre 1982 et 1996	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET	The real exchange rate as the relative price of nonrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data	JY. FOUKNIEK L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald	Bilan des activités de la DESE - 1999 B. CREPON - F. ROSFNWALD	Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait	R. MAHIEU - B. SEDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées			G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	
.≥	G 9913	G 9914	G 9915	G 9916	G 9917	0 0 0 0	G 9919	G 2000/01	G 2000/02		5 2000/03	G 2000/04		G 2000/06	G 2000/07	G 2000/08	G 2000/09	0 2000	G 2000/11	G2000/12	
	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accomodative Monetary Policy?	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande	elastique C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions	noviduelles sur la periode 1979-1994 ? B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en compa-	raison internationale Ch. COLIN	Modélisation des carrières dans Destinie Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai	de prospective par microsimulation B. CREPON - N. IUNG Innovation amplai at performances	intovation, emptor et performances B. CREPON - Ch. GIANELLA Waces inequalities in France 1969-1992	An application of quantile regression techniques C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-	generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la dé- dision d'investissement	Bilan des activités de la DESE - 1998 J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI	Evaluation des effets d'une politique sociale Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de	retraite du secretui prive et de la fortotion publique G. LAROQUE - B. SALANIÉ	Une décomposition du non-emploi en France B. SALANIÉ Une macuette analytique de long terme du	marché du travail Ch. GlANELLA Llos codencies de l'étodicité de l'onnelei pour	une esumation de l'elastricte de l'emploi peu qualifié à son coût
	G 9808	G 9809	G 9810	G 9811	G 9812	G 9813	G 9814	G 9901	G 9902	G 9903	G 9904	G 9905	9066 9		G 9907	6 9908 G 9909	G 9910	G 9911	G 9912	G 9912 Bio	ខ្ន
	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Over- state Inflation?	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	une enue sur querques grains pays de l'OCDE N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique	français E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use	the patent system in France - An econometric analysis at the firm level L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du ré-	gime général ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois,	crintots-français M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la locali-	sation des entreprises A. MOUROUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire	Une revue de la littérature P. AUGERAUD - L. BRIOT	Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National	Accounts: the French Experience P. AUGERAUD	Les comptes d'entreprise par activites - Le pas- sage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	X. BONNET - S. DUCHÊNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An acronomatic analysis at the firm layel in	French manufacturing P. CAHUC - Ch. GIANELLA -	D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence form a Panel of French Firms	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997
⊞	G 9714	G 9715	G 9716	G 9717	G 9718	G 9719	G 9720	G 9721	G 9722		G 9723	G 9724		G 9801	G 9802	G 9803	G 9804	G 9805		9806	G 9807
:=	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essar de modélisation	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la producti- vité apparente du travail	A. BONNET - S. MANTHOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seule- ment conjoncturelles ?	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	J.L. SCHWEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to En- courage Firms to Train their Workers?	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	M. HOUDEBINE Polarisation des activités et spécialisation des	départements en France E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur don-	nées individuelles J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et proces- sus de déclassement	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an in-	sufficient Credibility of Monetary Authorities? Bilan des activités de la Direction des Études	et Syntheses Economiques - 1996
	G 9608	6096 S	G 9610	5 6 1 1	G 9612	G 9613	G 9614		20 %	G 9703	G 9704	G 9705	G 9706	G 9707	G 9708	G 9709	G 9710	G 9711	G 9712	G 9713	

8	32002/15 P
	~
~	HEDINGE!
IEDINGER	Z - Z
RP - N. RIEDINGER	
BISCOURP - N. RIEDINGER	- 2
BISCOURP -	C. AUDEN
C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER	_

.<u>۲</u>

VGER G200% ission du	O. THESMAR de PIB par	iat. une G2000	les : y a- G2003		Comptes (GFCF) G2000's on the G2000's heets	KEL - N. mputers?	G200;	JADE lies de G2003 ion sur	macro-	ET Général G2003 odèle de	(S200)	aux prix l'année G2000	nieux les êtes de		analyse G200v		G2004 Is sur les	G2004
C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	F. MAGNIEN - JL. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB pa	nabitant en stanbard de pouvoir d'acriat : une analyse des résultats Bilan des activités de la DESE - 2001	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y t-il interdépendance des choix ?	G. BRILHAULT - Rétroplation des séries de FBCF et calcul du constitut de calcul du constitut de calcul du constitut de calcul	nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers?	a production function approach	a ∰ Z	l'economie française - un bouclage macro- économique	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de	microsimulation DESTINIE JP. BERTHIER Définions que los différentes positions de volume	variazionis sur es uniferentes indicis de volunte dans les comptes nationaux: comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjondure?	ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des comparaison des estimations issues des comparaison des Carrighos, 1907, et historian	Fanguage 3 octains of Carinova 1537 of Trisona 1549 JP. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	E. WALRAET - A. VINCENT
G2001/17	G2002/01	G2002/02	G2002/03	G2002/04		G2002/05		97/07		G2002/07	G2002/08		G2002/09	G2002/10	G2002/11	G2002/12	G2002/13	G2002/14
B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles	Computerization in France: an evaluation based on individual company data	r. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance de PIB The conoccion de la PIB	ment of GDP growth S. AUDRIC	La reprise de la croissance de l'emploi profite-t- elle aussi aux non-diplômés ? I, BRAUN-LEMAIRE	Evolution et répartition du surplus de productivité A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe? Une étude de l'hétérogénéité des com-	portements d'investissement à partir de données de bilan agrégées C. AUDENIS - P. BISCOURP -	Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	Bilan des activités de la DESE - 2000	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allégements	de charges sociales sur les bas salaires JY. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	JP. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale	et de Comptabilite nationale P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis, at the firm level in the French	uring industry {T-BOBEE	Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	JP. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de
G2000/13	50	0/10025	G2001/02	G2001/03	G2001/04	G2001/05		G2001/06	G2001/07	G2001/08	G2001/09	G2001/10	G2001/11	G2001/12	G2001/13	G2001/14		G2001/15

J.-Y. FOURNIER.- P. GIVORD
La réduction des taux d'activité aux âges
extrêmes, une spécificité française?

G2001/16

G2002/16 G2003/01

c	. <u>:</u>	ᠵ	ý		Φ	v ⊕ ⊂	c	é a	⊂ ගු			* *	, c
 N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale? 	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER Wew Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT	Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels: un réexamen	a pariil de lenquete « REFONDE » ** RONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consomment - Vers une équation de consommention des ménages plus robuste en prévision neur la France.	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières	/ALRAET : projections ı modèle c	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974 C. AFSA - S. RI JEFETEAU	L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE	Performances a lexportation de la France de de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004	S. RASPILLER La concurrence fiscale: principaux enseignements de l'analyse économique C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2004/05	G2004/06	G2004/07	G2004/08	G2004/09 G2004/10	G2004/11	G2004/12	G2004/13	G2004/14	G2005/01 G2005/02	G2005/03	G2005/04 G2005/05	G2005/06	G2005/07
P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : inter- prétation et limites	REDINGER - E.HAUVY Le coût de dépolution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles	rrançaises : une analyse sur la periode 1980- 1992 Bilan des activités de la DESE - 2002 PO. BEFFY - J. DEROYON -	N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020 P. AUBERT	La situation des salaries de plus de ciriquarite ans dans le secteur privé P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU An elemissement de la productivité du travail au	P.O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles? Le cas de la France à la fin des années 90	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les fermes? P.O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ- PARIES - B. MONFORT	MZE: a small macro-model for the euro area P. AUBERT - M. LECLAIR La competitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives	dans l'industrie M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2002/15	G2002/16	G2003/01	G2003/02	G2003/03 G2003/04	G2003/05	G2003/06	G2003/07	G2003/08	G2003/09	G2003/10 G2003/11	G2004/01	G2004/02	G2004/03
C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants?	F. MAGNIEN - JL. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitent en standard de pouvoir d'achat: une analyse des résultats	anayse des resultatas Bilan des activités de la DESE - 2001 B. SÉDILLOT - E. WALRAET I a reseation d'artivité au sein des comples : v. a-	t-il interdépendance des choix ? G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du	capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA of English for the Found hallong should	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconometric evidence for France based on a production function approach	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro- économique	 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE 	JP. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année	precedente, series chainees F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture?	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une compararison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	JP. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	r. ni.c. Prévisions d'inflation pour la France M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach
G2001/17	G2002/01	G2002/02 G2002/03	G2002/04		G2002/05	G2002/06	G2002/07	G2002/08	G2002/09	G2002/10	G2002/11	G2002/13	G2002/14

S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménages en 2013		lency Data RHARDT - D. OT	Discrimination a refineducire : confinent exploiter les procédures de testing? Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par dennés expressions en la confinencia de la confinencia del confinencia del confinencia de la confinencia de la confinencia del confinenc	unified miscoeconomy as Inches Inches Inches Inches Inches Inches Inches Inches Intensive and Extensive Margins of Trade	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs	ice	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data	Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Toma I – Version avoidmes à prix constants	ME. CLERC - E. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel	N. CECTANENADO T. T. A. CHIENAL LES Seulis de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises R. AEBERHARDT - J. POUGET	National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	P.GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2009/07	G2009/08	G2009/09	G2009/10	G2009/11	G2009/12	G2009/13	G2009/14	G2009/15	G2010/01		G2010/02		62010/04	G2010/05		G2010/07	G2010/08
P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence form the Loi Galland	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles	françaises D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux		cycle de vie active : quelles relations ? M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	IN - L. JANIN ss Really Affected by Mergers? ET - A. BRIANT - L. CRUSSOI	Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France: une approche par un indicateur en continu M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT	Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	Une approche empirique sur données individuelles M. BARLET - D. BLANCHET - T. I. E. PANDEMICHON	I. LE BARDANGTION Microsimuler le marché du travail : un prototype PA. PIONNIER	Le parage de la valeur ajouree en France, 1949-2007 Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER Al Monthly Indicator of the French Business Al Monthly Indicator	Univare H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth?	A Real-Time Analysis on French Data P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied varer i jemnolis stahle?	G. LALANNE ALANNE O. SIMON G. LALANNE Puris, de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ? Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2008/02	G2008/03	G2008/04	G2008/05	G2008/06	G2008/07	G2008/08 G2008/09	G2008/10		G2008/11	G2008/12	G2008/13	G2009/01	G2009/02	G2009/03	G2009/04	G2009/05	G2009/06
C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique?	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	A KOUBI - S. ROUX Une reinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les	entreprises R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	D. SKAEK Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale V. ALBOUY - L. LEQUIEN	Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au	travail : une comparaison européenne M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur	la croissance française ? C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un	C. TAVAN	Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in	France: a DSGE type approach T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Conorate Investment	Evidence from the French Real Estate Market J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines: quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements?	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	C. PICART Les PME françaises: rentables mais peu dynamiques
G2006/10	G2006/11	G2006/12	G2006/13	G2006/14	G2006/15	G2007/01 G2007/02	G2007/03	G2007/04	G2007/05	G2007/06	G2007/07	G2007/08	G2007/09	G2007/10	G2007/11	G2007/12	G2008/01
stissement des entreprises Ir des révisions dans l'enquê	conjoncture sur les investissements dans l'industrie. PO. BEFFY - C. L'ANGEVIN	Chómage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés » B. HEITZ	A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral opening in France in France	O. BIAU - T. ERKAEL-ROUSSE - N. FERKARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOUGROND - P. POLLET L'Enquête SIARE: présentation et premiers résultats de l'édition française	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions?	C. PICART Les gazelles en France	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	JF. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconometric models predict?	D. BLANCHET - JF. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs	démographiques types G. BIAU - D. ROUVIERE Nonparametric Porceasting of the Manufacturing	CARSA P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une methodologie d'valuation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2005/09	G2005/10	G2005/11	0,70000	G2005/12	G2005/13	G2005/14	G2005/15	G2005/16	G2006/01	G2006/02	G2006/03	G2006/04	G2006/05	G2006/06	G2006/07	G2006/08	G2006/09

viii

P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data	C. GRISLAIN-LETRÉMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance PY. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. I FI ARGE - M. SICSIC	French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of	domestic production G. CLÉAUD - M. LEMOINE - PA. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection	B. GARBINITI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension C. GRISLAIN-LETRÉMY - A. KATOSSKY	The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models JM. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX	Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not? C. GRISLAIN-LETRÉMY et C. TREVIEN	The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example M. LEQUIEN et A. MONTAUT	Croissance potentielle en France et en zone euro: un tour d'horizon des méthodes d'estimation B. GARBINTT - P. LAMARCHE	Les hauts revenus épargnent-ils davantage ? D. AUDENAERT - J. BARDAJI - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIC Wage Resilience in France since the Great Recession	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly	aggregates H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows
G2013/11	G2013/12 G2013/13	G2013/14	G2013/15	G2014/01	G2014/02	G2014/03	G2014/04 G2014/05	G2014//06		G2014/07 G2014/08	G2014/09	G2014/10	G2014/11	G2014/12	G2014/13
A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en	USUR ET ZUTU O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent- ils certains jeunes de travailler? Une analyse sur	les jeunes autour de 25 ans C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	A MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	V. COTTET - S. QUANTIN - V. REGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Manacement	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French	reforms T. DEROYON - A. MONTAUT - PA PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle: apport d'une	modélisation espace-état C. TREVIEN Habiter en HLM: quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement?	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G. LAME - M. LEQUIEN - PA. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitiviré: quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	PY. CABANNES - A. MONTAUT - PA. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years J-B. BERNARD - G. CLÉAUD	Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy G.LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2012/08	G2012/09	G2012/10	G2012/11	G2012/12	G2012/13	G2012/14	G2013/01- F1301	G2013/02- F1302	G2013/03	G2013/04	G2013/05	G2013/06	G2013/07	G2013/08 G2013/09	G2013/10
M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entre- prises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	A. SCHREIBER A. A. VICARDIBER A. A. VICARDIBER A. A. VICARDIBER A. A. VICARDIBER A. B. STORNIE française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	ME. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby- boom C. MARBOT - D. ROY	Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	P. GIVORP - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V.LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence form French	Firms C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	D. TEVRIER - L. WILM. D. COnsumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the	Dusiness cycle in France M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	A VODEN 1- W. BACHELLE Dispatifies de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français R. AEBERHARDT - P GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach
G2011/07	G2011/08	G2011/09	62011/10	G2011/11 G2011/12		G2011/13	G2011/14	G2011/15	G2011/16	G2011/17	G2012/01	G2012/02	G2012/04	G2012/05	G2012/07
PY. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la	crise ? I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarfis douaniers étrangers	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraité - Le cas des ensainmants du second denré nutilie	S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2:	principales caracteristiques et premiers resultats D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : quide de l'utilisateur	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échan-	geables : une application sur données françaises M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	PY. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de	I'hêtérogénéité dans le cas de données groupées M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	JC. BKICONONE. V. LAPEGUE. O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et Construction aur la croissance de sept pays	Reconstruction (Complete of the Complete of th
G2010/09	G2010/10	G2010/11	G2010/12	G2010/13	G2010/14	G2010/15	G2010/16	G2010/17	G2010/18	G2011/01	G2011/02	G2011/03	G2011/04	62011/05	G2011/06

G 2015/15 C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE
--