

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)

Ageing, Health Status and the Evolution of Future Drugs Expenditures. A Five-Year Micro Simulation from 2004 to 2029

Thomas Barnay, Sophie Thiébaud et Bruno Ventelou



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8487>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 novembre 2012
Pagination : 157-186
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Thomas Barnay, Sophie Thiébaud et Bruno Ventelou, « 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* [En ligne], 24-25 | 2009/1-2, mis en ligne le 01 décembre 2010, consulté le 02 mai 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8487>

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)

Thomas Barnay *

Sophie Thiébaud **

Bruno Ventelou ***

Résumé

Nous proposons une méthode de microsimulation, mise au point par l'Inserm SE4S à partir de la littérature médico-économique, de l'évolution des dépenses de médicaments remboursables (en médecine de ville) sous l'effet du vieillissement et de l'évolution de l'état de santé de la population française à l'horizon 2029. À partir de l'appariement de l'Enquête sur la santé et la protection sociale (ESPS) 2004 de l'Irdes et l'Échantillon permanent d'assurés sociaux (EPAS), nous construisons 3 *scenarii* épidémiologiques. Nous obtenons ainsi pour les 25 ans et plus des taux de croissance annuels de dépenses en médicaments, imputables uniquement au vieillissement de la population et aux évolutions de l'état de santé, situés entre 1,14% et 1,77 %.

*. Erudite, Université Paris-Est Créteil – TEPP (FR CNRS 3126)

**. Inserm U912

***. Inserm U912 – CNRS, Greqam-Idep

Cette étude a reçu un financement de la part du LEEM (Les Entreprises du Médicament). Nous tenons à remercier les deux referees de la *Revue Économie publique - Public economics* pour leurs commentaires. Cette étude a été menée en toute indépendance par les trois auteurs seuls responsables des insuffisances demeurant.

Summary

We propose a method of microsimulation, developed by INSERM SE4S from the medico-economic literature, to estimate the evolution in reimbursable outpatient (non-hospital) drug expenditure by 2029 attributable to the changing age structure and health status of the French population. To this end, three epidemiological scenarios were constructed using matched data from the Health and Social Protection Survey 2004 IRDES and the Permanent Sample of persons insured by the Social Security (EPAS). The resulting estimates, which account for annual growth in drug spending by persons aged 25+, predict an increase in reimbursable drug expenditure between 1.14% and 1.77%, attributable solely to the ageing population and changes in health status.

Mots clés : Dépenses de santé, micro-simulation, vieillissement, épidémiologie

Keywords: Health expenditures, Simulation Method, Ageing, Epidemiology

J.E.L. : C15, D12, I11

1. Introduction

En France, l'espérance de vie à 60 ans augmente en moyenne de deux mois chaque année. Un quart de la population française aura plus de 60 ans en 2030 (WHO, 2006). Cette tendance trouve son origine dans l'évolution épidémiologique de nos populations (Robine, 2007). La France se situe, depuis les années 1950, dans la phase de « l'âge de la conquête de l'étendue de la vie » selon Olshansky et Ault (1986). Elle se caractérise par la chute de la mortalité au grand âge (Vaupel *et al.*, 1998) mais également par l'accroissement de la prévalence de maladies chroniques devenues les principales causes de mortalité (Olshansky and Ault, 1986 ; Robine, 2001). Cette évolution fait craindre une explosion des dépenses de santé consécutive à la déformation de la structure par âge. Ce phénomène de vieillissement démographique est amplifié par l'arrivée à des âges élevés des générations nombreuses d'après-guerre.

Le poste médicament représente 20,5 % de la dépense de santé globale en 2008, soit 544 euros annuels par habitant, ou encore près de 2 % du PIB français. Il constitue la principale contribution à la croissance du volume des dépenses de santé. En effet, l'évolution des dépenses de santé en France connaît un accroissement à un rythme annuel moyen de 3,5 % (en volume) entre 2000 et 2008, tandis que les dépenses de médicaments, sur cette même période, augmentent deux fois plus vite. Les projections de dépenses pharmaceutiques sont donc déterminantes, par leurs enjeux industriels, mais aussi surtout, par leur rôle central dans le financement futur des dépenses de santé dans un contexte de montée en charge des génériques¹ et de moindre prise en charge des médicaments par la Sécurité sociale depuis la réforme de santé publique de 2004. En 2008, les dépenses de médicaments sont remboursées à hauteur de 65 % par la Sécurité sociale.

Il convient alors de s'interroger sur les facteurs d'accroissement des dépenses de médicaments. Généralement, ils sont divisés en deux types : les facteurs démographiques, c'est-à-dire le vieillissement de la population et changements épidémiologiques (Bebbington and Shapiro, 2005) et les facteurs non démographiques composés des effets revenu, prix, technologie et pratiques médicales (Dormont, Grignon and Huber, 2006). Dans le champ spécifique des dépenses de médicaments, les facteurs démographiques sont avancés (Morgan, 2006 ; Palangkaraya and Yong, 2009), mais aussi ceux liés à la morbidité ou à l'offre de produits comme, par exemple, la diffusion de nouveaux médicaments ou encore l'offre croissante de médicaments génériques (Hoffman *et al.*, 2009). Les projections macroéconomiques des dépenses de santé insistent sur la sensibilité de leurs résultats à des évolutions épidémiologiques (Oliveira Martins and De la Maisonnette, 2006). Néanmoins elles ne peuvent en tenir compte qu'à partir d'hypothèses *ad hoc* privilégiant des projections sur les grandeurs agrégées au détriment de l'étude des comportements ou des états de santé individuels. À l'inverse, la méthode de micro-simulation proposée permet d'estimer les dépenses de médicaments en tenant compte à la fois de changements dans la structure de la population et d'évolutions de la morbidité des individus. Il s'agit, par ailleurs, de la première étude à analyser de manière prospective l'évolution des dépenses de médicaments au regard du phénomène massif de vieillissement de la population.

La micro-simulation va être menée pour trois *scenarii* : un scénario tendanciel, un scénario de *healthy ageing* et un scénario dit de progrès médical. Pour ces trois *scenarii* de vieillissement, l'outil construit permet d'obtenir les dépenses de médicaments remboursables en ville par tranches quinquennales entre 2004 et 2029.

1. Le nombre de classes thérapeutiques comportant des génériques croît significativement passant de 64 en 2002 à 90 en 2008 (soit 25 % des classes thérapeutiques).

Trois étapes vont être nécessaires à la réalisation de cette micro-simulation :

1. la définition de cohortes représentatives à partir de bases de données tirées de larges échantillons,
2. le vieillissement artificiel des individus, réalisé grâce à des taux de transition inter-état de santé,
3. l'estimation du vecteur de dépenses de médicaments et, enfin, la « simulation » de ces dépenses, qui consiste à appliquer le vecteur à la population vieillie.

L'article s'articule autour de cinq parties. Nous décrivons tout d'abord la base de données utilisée pour réaliser la simulation. Puis nous présentons la construction du modèle de micro-simulation (population, état de santé, scénarios retenus). La présentation du modèle économétrique de prévisions des dépenses en pharmacie et la construction d'une variable synthétique d'état de santé sont ensuite exposées avant de décrire et d'analyser les résultats des simulations. Enfin, la discussion permet au lecteur de mettre en perspective les résultats et leur validité.

2. La base de données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'appariement de l'Échantillon permanent d'assurés sociaux (EPAS) et de l'Enquête sur la santé et la protection sociale (ESPS) de l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes) en 2004. Les données 2004 ont été choisies car elles fournissent un indicateur de risque vital et un indicateur d'invalidité qui permettent de construire un indicateur de morbidité agrégé.

L'EPAS est un échantillon d'assurés sociaux des fichiers administratifs des trois principales caisses de l'assurance maladie française (CNAMTS, RSI et MSA) qui représente 95 % de la population française. L'EPAS recense de manière exhaustive les prestations de l'Assurance maladie, c'est-à-dire toutes les dépenses ayant fait l'objet d'un remboursement. Les dépenses d'automédication et les dépenses non portées au remboursement ne sont pas incluses dans cette base. L'avantage majeur de l'EPAS est qu'elle contient l'exacte dépense en ambulatoire, ce qui permet d'éviter de possibles biais de déclaration. En revanche, le schéma de paiement de l'assurance maladie pour les centres hospitaliers est tel que les dépenses (en médicaments) ne sont pas comptabilisées individuellement mais en tant que « dépense collective » (bien public). Cela dit, les dépenses de médicaments en ville représentent environ 82 % des médicaments remboursés par l'assurance maladie et constituent, de ce fait, le moteur de la croissance des dépenses en médicaments remboursables.

L'ESPS est menée par questionnaire auto-administré tous les deux ans depuis 1988 en France métropolitaine par l'Irdes sur un échantillon de 8 000 ménages

d'assurés sociaux (soit 22 000 individus) dont au moins l'un des membres appartient à l'EPAS (soit 10 328 individus), ce qui lui confère une représentativité de la population française de plus de 96 % (Allonier, Dourgnon and Rochereau, 2006). L'avantage majeur de cette base de données dans le cadre de cette étude est qu'elle contient un grand nombre d'informations sur les assurés sociaux : données individuelles et relatives aux ménages, caractéristiques démographiques, données épidémiologiques (notamment plusieurs indicateurs synthétiques d'état de santé), données socio-économiques et informations sur la couverture assurantielle des individus. Un des inconvénients de l'ESPS est qu'elle n'inclut pas les personnes en séjour à l'hôpital ou en institutions ce qui entraîne une sous-représentation des personnes les plus malades. L'ESPS exclut également les habitants des DOM-TOM, de la Corse et les expatriés. Enfin, l'enquête n'étant pas menée au cours d'une année entière, elle peut comporter un biais de saisonnalité.

À l'heure actuelle, en France, l'ESPS appariée avec l'EPAS est l'unique base présentant à la fois les dépenses de santé individuelles exactes et des informations précises sur les assurés. Parmi les 10 328 observations de cette base appariée, 6 996 contiennent toutes les informations nécessaires à l'analyse (certaines observations présentaient des valeurs manquantes sur les variables indispensables de revenu, de risque vital et de degré d'invalidité). Les données sont ensuite redressées par calage sur marges pour obtenir une base représentative de la population métropolitaine globale (calage sur marge réalisé sur les variables âge et sexe croisées et sur le revenu des ménages). Au final, la population redressée comporte 62,4 millions de personnes conformément à la population métropolitaine en 2004.

3. Le modèle de microsimulation

3.1. Vieillesse artificielle de la base de données

Nous mettons au point un algorithme de vieillissement basé sur un processus de Markov (Briggs and Sculpher, 1998). Pour simuler l'état de santé individuel futur, nous construisons des matrices de taux de transition qui contiennent des probabilités de transition d'un état de santé vers un autre. On considère une matrice quinquennale par classe d'âge et par sexe. Nous distinguons ainsi 72 types d'individus soient 19 classes d'âge, 2 sexes et 2 états de santé initiaux (la bonne et la mauvaise santé) ; donc 38 matrices contenant 3 états, la mort étant un état absorbant et la mauvaise santé un état semi-absorbant (le retour en bonne santé n'est pas possible).

La dynamique épidémiologique s'écrit :

$$\vec{e}_{n,t+1} = \vec{e}_{n,t} \left(\dots P_{e_i/e_j}^{\text{sexe}} \dots \right) \quad (1)$$

avec $\vec{e}_{n,t}$ l'état de santé de l'individu n au temps t et P_{e_i/e_j} la probabilité de transition entre l'état i et l'état j . Cette expression signifie que l'état de santé en $t + 1$ d'un individu n est déterminé par son état de santé en t et par les probabilités de passer d'un état à un autre.

Ces probabilités quinquennales sont rangées dans des matrices de taux de transition :

$$\Gamma_t^{\text{sexe}} = \begin{pmatrix} P_t^{\text{sexe}}(e_1 \rightarrow e_1) & P_t^{\text{sexe}}(e_1 \rightarrow e_2) & P_t^{\text{sexe}}(e_1 \rightarrow e_3) \\ P_t^{\text{sexe}}(e_2 \rightarrow e_1) & P_t^{\text{sexe}}(e_2 \rightarrow e_2) & P_t^{\text{sexe}}(e_2 \rightarrow e_3) \\ P_t^{\text{sexe}}(e_3 \rightarrow e_1) & P_t^{\text{sexe}}(e_3 \rightarrow e_2) & P_t^{\text{sexe}}(e_3 \rightarrow e_3) \end{pmatrix} \quad (2)$$

Les notations e_1 , e_2 , e_3 correspondent respectivement à l'état de bonne santé, de mauvaise santé et au décès.

3.2. Construction des *scenarii* épidémiologiques

En 2004, d'après l'Organisation mondiale pour la santé (OMS), les français passent, en moyenne, 7,7 années en mauvaise santé ; ils peuvent espérer rester en bonne santé 90 % de leur vie (OMS/WHO, 2006). La France se trouve ainsi en situation d'« équilibre dynamique » (Manton, 1982 ; Robine and Michel, 2004) qui se caractérise par une augmentation de la prévalence de maladies chroniques, compensée par une sévérité moindre (Robine, Mormiche and Cambois, 1996).

Il faut donc distinguer deux effets épidémiologiques. D'une part, la compression de la morbidité retarde l'apparition des maladies dans le cycle de vie et conduit à allonger l'espérance de vie (Fries, 1980 ; Crimmins, 1990 ; Robine, 1992 ; Khaw, 1997 ; Nusselder, 2002). D'autre part, l'expansion de la morbidité est définie par l'allongement de la durée de vie des malades (Kramer, 1980 ; Fuchs, 1984).

Bien que la durée de vie maximale semble être déterminée par la génétique, l'âge moyen au décès est étroitement lié à l'environnement (médical, sanitaire...) (Khaw, 1997). La compression de la morbidité touche différentes classes d'âge, on parle notamment de *healthy ageing* pour les classes d'âge avancé. Elle résulte à la fois des nouvelles connaissances en pédiatrie (certaines maladies infantiles ont des conséquences notoires sur l'apparition de maladies à l'âge adulte) mais également de changements de comportement alimentaire et sanitaire (exercice physique, hygiène de vie)².

2. Le *healthy ageing* renvoie à un mouvement qui vise à encourager les aînés à avoir une vie active. Pour les seniors, comme pour les plus jeunes, l'exercice est bénéfique pour des raisons physiologiques et psychologiques et contribue à changer leur façon de vieillir. De nombreuses maladies peuvent être contrôlées, voire évitées, par des changements de mode de vie, même à un âge avancé. Par la suite, nous entendons le « *healthy ageing* » dans le sens suivant : une amélioration de l'état de santé des seniors, comparativement aux seniors de même âge à des périodes antérieures (nous retenons donc

Tableau 1 : *Exemple de matrices de taux de transition pour la population des femmes de 50 à 59 ans*

FEMMES	P(e1->e1)	P(e1->e2)	P(e1->e3)	P(e2->e2)	P(e2->e3)
Tendance					
50-54 ans	0,9102	0,0825	0,0072	0,9781	0,0218
55-59 ans	0,8908	0,1001	0,0091	0,9723	0,0277
HA					
50-54 ans	0,9266	0,0661(ajusté ³)	0,0072	0,9781	0,0218
55-59 ans	0,9102	0,0805 (ajusté)	0,0091	0,9723	0,0277
PM					
50-54 ans	0,9266	0,0681	0,0052	0,9843	0,0157
55-59 ans	0,9102	0,0825	0,0072	0,9781	0,0218

L'expansion de la morbidité renvoie à deux explications. De nouvelles pathologies liées au grand âge apparaissent (l'augmentation de la prévalence de la maladie d'Alzheimer, par exemple) et les progrès médicaux (traitements, technologies) transforment des maladies, autrefois mortifères, en maladies chroniques (dans les pays développés, le sida, le cancer et les maladies cardiovasculaires entrent dorénavant dans la classe des maladies chroniques).

Ces deux causes de l'allongement de l'espérance de vie n'auront pas les mêmes conséquences sur le montant des dépenses de santé engagées par les individus le long de leur cycle de vie.

Pour tester les différents aspects de cette évolution épidémiologique, nous proposons trois *scenarii* qui se distinguent par les hypothèses émises sur l'incidence (c'est-à-dire les flux de malades ; par opposition à la prévalence ou stock) :

- un scénario tendanciel,
- un scénario de *healthy ageing* (ou de compression de la morbidité puisque tous les âges bénéficient de la réduction de l'incidence),
- un scénario de progrès médical. Au scénario précédent est ajoutée une hypothèse de recul de l'âge au décès. Il s'agit en fait de « déformer » les matrices de transition calculées précédemment afin d'y intégrer des hypothèses alternatives de vieillissement épidémiologique.

Le tableau 1 est un exemple de lignes des matrices utilisées pour la micro-simulation (les matrices sont par ailleurs intégralement présentées en annexe 6) et illustre la « déformation » réalisée pour obtenir les différents scénarios.

la conséquence en termes de santé du mouvement de *healthy ageing* sur les nouvelles générations de seniors).

3.2.1. Scénario tendanciel

Nous conservons les taux d'incidence et de décès de 2004, calculés par classe d'âge et par sexe. Le risque de tomber malade est donc fixé en référence à l'année 2004 et on ne prend en compte que l'accroissement de la durée de vie d'ores et déjà constaté en 2004. Les matrices correspondent donc aux taux de morbidité actuels, directement issus de l'analyse en coupe de la base ESPS2004 (on attribue à une différence d'âge les différences observées de morbidité de deux cohortes quinquennales consécutives dans la base 2004 – ce qui revient à faire l'hypothèse implicite que les effets générations sont négligeables³). Ainsi, après simulation des dépenses de médicaments, nous obtiendrons l'ampleur de la hausse des dépenses liée aux seuls effets démographiques de déformation de la pyramide des âges. Les dépenses projetées dans le cadre de ce scénario résultent alors de prolongations de tendances uniquement.

3.2.2. Scénario de healthy ageing

Ce scénario est fondé sur l'hypothèse de moindre morbidité, les taux de mortalité restant constants (les mêmes que pour le scénario tendanciel). Pour obtenir les matrices du scénario *healthy ageing*, nous avons appliqué aux probabilités de devenir malades une translation de deux tranches d'âge pour les hommes et d'une tranche d'âge pour les femmes (un homme de 55 ans se retrouve avec la même probabilité de tomber malade qu'un homme de 45 ans). De cette manière est traduit un « rajeunissement » par un décalage de l'âge biologique et de l'âge chronologique et, par conséquent, l'amélioration des états de santé des populations futures. Ce choix de différencier hommes et femmes correspond au phénomène de rattrapage de l'espérance de vie masculine. En effet, en 1990, l'écart d'espérance de vie à la naissance était de 8,2 ans en 1990 au détriment des hommes, il est en 2008 égal à 6,7 années. En jouant sur le décalage des probabilités, nous redéfinissons l'ampleur de la part du gain de vie à répartir en bonne et en mauvaise santé. Cette hypothèse traduit la théorie de Robine (2007) sur le vieillissement et la rectangularisation de la courbe de survie : l'accroissement de la durée de vie s'accompagnant trait pour trait d'une amélioration des états de santé.

3. Cette hypothèse ne nous semble pas très forte. En 2004, les cohortes des plus de 60 ans étaient toutes nées avant la fin de la guerre 1939-45. On peut penser que les effets de générations commencent après cette période, avec l'arrivée des baby-boomers. C'est d'ailleurs ce que nous estimons dans les scénarii 2 et 3.

3.2.3. Scénario de progrès médical

Dans ce scénario, l'hypothèse de *healthy ageing* est conservée ; on lui ajoute une hypothèse de moindre mortalité. Nous supposons une baisse future des taux de mortalité des malades (par la transformation en maladies chroniques de maladies mortelles). Ici, la translation évoquée dans le scénario de *healthy ageing* est également appliquée aux taux de mortalité. Il s'agit d'un scénario extrême de *healthy ageing* caractérisé par un rajeunissement parfait des classes d'âge qui intègre une plus forte espérance de vie. Ce scénario correspond à la formalisation d'un progrès technique médical qui prolonge la durée de vie des personnes malades. Le progrès médical est compris uniquement pour ses impacts démographique et épidémiologique, aucun scénario d'évolution des prix n'est, par exemple, testé.

4. L'estimation des dépenses de médicaments

4.1. Le modèle économétrique

Pour projeter les dépenses de médicaments, nous avons recours à un modèle économétrique sur données individuelles. De façon générale, le traitement économétrique des dépenses de santé requiert la prise en compte de caractéristiques particulières, notamment la présence d'individus qui n'ont aucune consommation de médicaments durant une année entière. Le modèle en deux parties (*two parts*) semble le plus approprié⁴ au problème de dépense nulle, en séparant les comportements de consommation en étapes successives. Dans un premier temps, l'individu décide ou non de consommer puis, dans un second temps, il décide de son niveau de consommation. Le modèle global (à savoir l'espérance mathématique conditionnelle des dépenses) est obtenu par multiplication de la probabilité de la décision de consommer estimée en première partie et des dépenses conditionnelles estimées en seconde partie :

$$E(y_i/x_i^{p1}, x_i^{p2}) = Pr(y_i > 0/x_i^{p1})E(y_i/x_i^{p2}, y_i > 0) \quad (3)$$

y_i est le niveau individuel des dépenses et $x_i^{p1, p2}$ le vecteur des co-variables explicatives de la de la décision de consommer (partie 1) et de la dépense (partie 2).

4. Il existe « potentiellement » trois autres solutions pour traiter le problème des réponses zéro : i) modèle avec sélection d'échantillon ou Heckit (Heckman, 1979) ; ii) modèle à obstacle ou *hurdle model* (Mullahy, 1986) ; iii) modèle à mélange fini (*finite-mixture model*) (Deb et Trivedi, 2002). Voir Jones, A. (2000). Health Econometrics. Handbook of Health Economics. Newhouse. 1: 285-299 et Deb, P. and P. K. Trivedi (2006). Empirical models of health health care use. The Elgar Companion to Health Economics. A. Jones, Edward Elgar Publishing, pour une comparaison de ces spécifications.

Le choix d'une telle modélisation est justifié également par la flexibilité qu'elle apporte au modèle en divisant le mécanisme de consommation en parties quasiment indépendantes. La première partie du modèle, la probabilité de consommer, est estimée par un Logit.

Pour la partie positive des dépenses de santé, le choix réside essentiellement entre deux grandes familles de modèles : les modèles linéaires généralisés de quasi-vraisemblance (GLM) et les moindres carrés ordinaires avec transformation de la variable dépendante (MCO) (voir Manning and Mullahly, 2001 ; Buntin and Zaslavsky, 2004, pour un algorithme de détermination de la méthode appropriée). Nous avons testé plusieurs cas et notamment éliminé le GLM parce qu'il présentait des résidus dont le coefficient de Kurtosis était très élevé. À l'issue de cette procédure, le modèle le plus approprié pour réaliser les projections des dépenses de médicaments sur la base EPAS-ESPS2004 est une régression par moindres carrés ordinaires sur les dépenses transformées par une fonction log et re-transformées par un facteur de grippage (Duan *et al.*, 1983) (cf. annexe 3 pour une comparaison des estimateurs testés).

4.2. La variable de morbidité

Il nous faut déterminer l'indicateur d'état de santé permettant de modéliser l'évolution de la morbidité. La littérature sur les déterminants des dépenses de santé mentionne une forte corrélation entre les dépenses individuelles de soins et la période précédant le décès (Stearns and Norton, 2004) ainsi qu'une corrélation avec l'état de santé perçu de l'individu après contrôle de l'effet d'âge (Shang and Goldman, 2008). La base de données contient des indicateurs d'incapacité et de risque vital – construits par l'Irdes – permettant notamment d'associer aux espérances de vie une notion qualitative comme l'incapacité et/ou de la présence de pathologies mettant en jeu un risque vital (Mizrahi and Mizrahi, 1985). Ces indicateurs sont des scores attribués par des médecins à chaque individu de la base de données sur la foi de leur questionnaire de santé ; ils prennent en compte les maladies de l'individu et ses comportements à risque. Le risque vital se présente sous la forme d'une échelle de Likert en 6 modalités (de « aucun risque vital » à un « pronostic vital surement mauvais » (qui correspond à 80 % du risque de décès à l'échéance de cinq ans). L'indicateur d'invalidité comprend huit classes de sévérité allant d'aucune gêne à l'alitement permanent.

Nous créons un indicateur agrégé de morbidité, destiné à capturer une espérance de vie en bonne santé à partir de la définition des neuf classes de sévérité des pathologies (Perronnin, Rochaix and Tubeuf, 2006 ; Saliba and Ventelou, 2007) croisant les indicateurs « risque vital » et « invalidité ». Deux modalités caractérisent l'état de santé : état de bonne santé e_1 et état de mauvaise santé e_2 . L'état de

mauvaise santé fait référence à des pathologies graves ou à des maladies chroniques (type diabète) pour lesquelles, en général, la rémission complète n'est pas possible. De ce fait, dans le modèle, l'état e_2 est semi-absorbant (il n'est pas possible de passer de e_2 à e_1).

Cet indicateur donne une information agrégée des maladies de l'individu au moment de l'enquête. Il n'est plus nécessaire de projeter l'ensemble de la gamme des maladies pour prédire les futures dépenses mais simplement d'obtenir une dynamique prévisible des individus à partir de cet indicateur de morbidité agrégée. En outre, le problème des poly-pathologies (co-morbidités, très fréquentes après 60 ans) est d'emblée traitée par l'indicateur synthétique⁵.

Les seuils choisis dans les échelles de risque vital et d'invalidité pour définir la variable binaire de bonne/mauvaise santé sont présentés en annexe 2.

5. Résultats

5.1. Les prévisions du modèle économétrique

Conformément à la méthodologie présentée, nous procédons à la mise en œuvre de deux modèles de régression, d'abord en population générale puis au sein de la population consommant. Le résultat de ces régressions est présenté dans les annexes 4 et 5. Ces estimations révèlent l'importance de l'indicateur d'état de santé comme variable explicative des dépenses en pharmacie. En effet, son coefficient est non seulement significatif à 99 % dans les deux parties du modèles mais, de plus, il s'avère être le plus fort déterminant de la dépense (partie 2). En revanche, l'âge ne joue qu'un rôle très faible, voire nul en tant que prédicteur des dépenses. De ce fait, la variable d'état de santé joue le même rôle pour les dépenses en ambulatoire que celui joué par la variable « temps précédant la mort » pour les dépenses à l'hôpital.

La figure 1 permet d'évaluer la qualité des prévisions en établissant la comparaison entre les « vraies » dépenses (celles issues de la base de données) et celles que le modèle prédit pour 2004. Nous estimons le modèle sur ESPS-EPAS 2004 et re-simulons les dépenses en pharmacie pour 2004. Le modèle respecte particulièrement bien le profil des dépenses, en particulier, il restitue le fléchissement des dépenses après 80 ans.

5. La présence d'une ou de plusieurs maladies (ou troubles) peut être associée à une maladie primaire (co-morbidité). Pour prendre en compte précisément l'état de santé des personnes, il faudrait créer un état de transition épidémiologique pour chacune des combinaisons de pathologies.

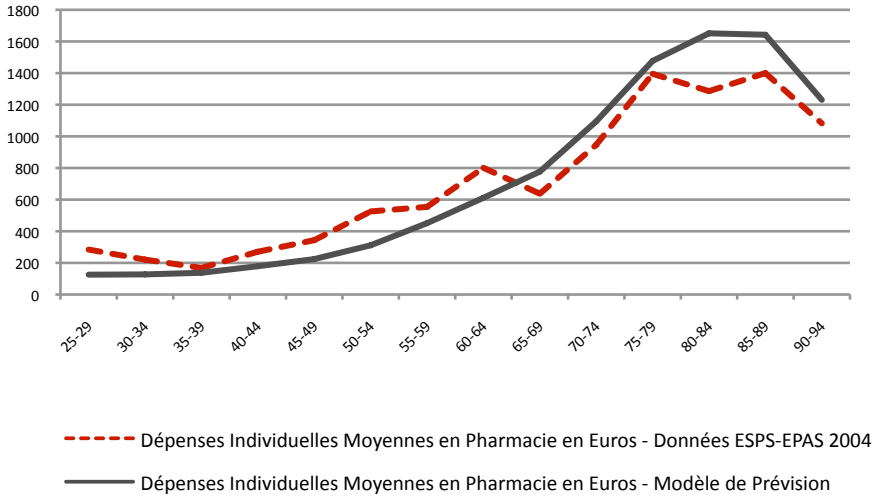


Figure 1 : Comparaison dépenses réelles/dépenses prédites

5.2. Populations et dépenses de médicaments projetées

Les simulations des différents *scenarii* de vieillissement des individus permettent d'apprécier les effets de changements épidémiologiques sur la structure démographique de la population. Le tableau 2 confirme un accroissement significatif de la population des plus de 60 ans, qui double pratiquement dans le scénario de progrès médical. Ce modèle de vieillissement artificiel est par ailleurs conforme aux prévisions de l'Insee (19,7 millions de plus de 60 ans en 2030 : Léon and Godefroy, 2006).

Les *scenarii* se différencient nettement au regard de la répartition des personnes âgées entre les populations de « malades » et de « non-malades ».

Quel que soit le scénario retenu, la proportion de malades augmente en population générale. 27 % des personnes âgées de 25 ans et plus sont en mauvaise santé en 2004. En 2029, ce chiffre atteint 36 % dans le scénario tendanciel, 29 % dans le scénario de *healthy ageing* et 33 % dans celui de progrès médical. L'examen d'une population plus âgée accroît la prévalence de la maladie mais uniquement dans le scénario tendanciel et de progrès médical. En 2004, 51 % de la population des plus de 60 ans sont en mauvaise santé ; cette proportion, en 2029, est de 58 % dans le scénario tendanciel, 48 % dans le scénario de *healthy ageing* et 54 % dans celui de progrès médical.

Tableau 2 : Population en 2004 et en 2029 selon les 3 scénarii (en millions) et répartition entre malades et non malades

	ESPS 2004	Scénario tendanciel	Scénario <i>healthy ageing</i>	Scénario de Progrès Médical
Population des 25 ans et plus	42,62	49,38	49,93	53,46
<i>Dont non malades</i>	30,98	31,75	35,45	35,68
<i>Dont malades</i>	11,65	17,63	14,47	17,77
Population des 60 ans et plus	12,66	20,87	21,41	24,83
<i>Dont non malades</i>	6,16	8,84	11,21	11,44
<i>Dont malades</i>	6,50	12,02	10,20	13,39

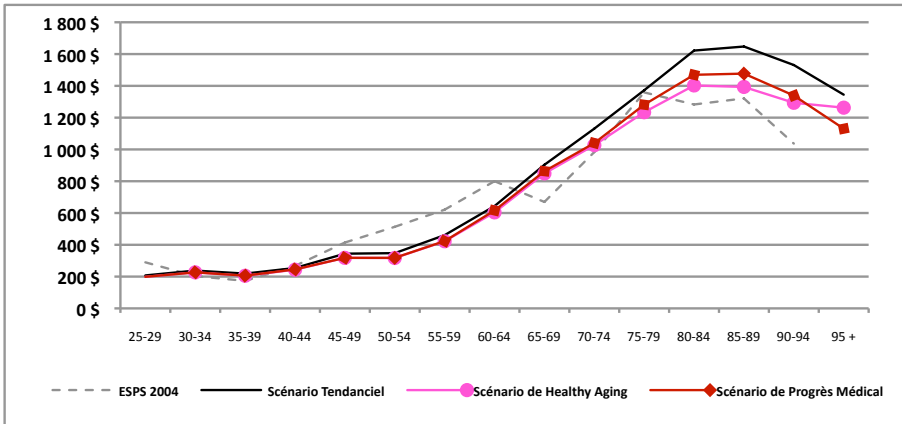


Figure 2 : Dépenses individuelles moyennes en pharmacie selon l'âge et les scénarii

La figure 2 montre l'impact des hypothèses de compression de la morbidité (allongement de la durée de vie en bonne santé) sous-tendues par les scénarii de *healthy ageing* et de progrès médical. Comme la population est en meilleure santé que dans le scénario tendanciel, les dépenses moyennes par classe d'âge sont plus faibles. Les dépenses moyennes sous le scénario de progrès médical, qui intègre un allongement de la durée de vie des malades et des non malades, sont néanmoins supérieures à celle du scénario de *healthy ageing*. En effet, le scénario de progrès médical se caractérise par un nombre accru de survivants en mauvaise santé.

Le vieillissement de la population, même avec un *healthy ageing*, semble être responsable d'une hausse non négligeable des dépenses de médicaments (tableau 3). L'effet pur du vieillissement de la population en France devrait engendrer une hausse des dépenses de médicaments des 25 ans et plus de 43 % dans le scénario tendanciel. L'hypothèse de *healthy ageing* ne fait que limiter légèrement l'accroisse-

Tableau 3 : *Dépenses en pharmacie en 2004 et en 2029 selon les 3 scenarii et répartition entre malades et non malades (en milliards d'euros)*

	ESPS 2004	Scénario tendanciel	Scénario de <i>healthy ageing</i>	Scénario de Progrès Médical
Dépenses totales des 25 ans et plus	22,66	32,41	30,10	35,15
<i>Dont non malades</i>	8,25	9,19	10,81	10,92
<i>Dont malades</i>	14,41	23,19	19,28	24,22
<i>Taux de croissance entre 2004 et 2029 (%)</i>		43,00%	32,83%	55,10%
<i>Taux de croissance annuelle entre 2004 et 2029 (%)</i>		1,44%	1,14%	1,77%
	Les 60 ans et plus			
Dépenses totales des 60 ans et plus	12,40	23,87	22,15	27,14
<i>Dont non malades</i>	3,50	4,35	5,69	5,80
<i>Dont malades</i>	8,90	19,48	16,46	21,34
<i>Taux de croissance entre 2004 et 2029 (%)</i>		92,41%	78,55%	118,76%
<i>Taux de croissance annuelle entre 2004 et 2029 (%)</i>		2,65%	2,35%	3,18%

ment ; les dépenses de médicaments continuent de croître substantiellement, avec une hausse de 33 %. Le scénario de progrès médical anticipe une hausse nettement plus forte. Les dépenses de médicaments d'ici 2029 pourraient atteindre plus de 35 milliards d'euros contre 22 en 2004.

6. Discussion

L'allongement de la durée de vie fait débat parmi les épidémiologistes : relèvera-t-il, à l'avenir, d'une compression de la morbidité liée à une amélioration des comportements individuels (meilleure hygiène de vie et nouvelles connaissances en terme de médecine préventive) (Fries, 1980 ; Crimmins, 1990 ; Robine, 1992 ; Nusselder, 2002) ou de l'évolution des progrès médicaux et de la nature des pathologies des personnes âgées, avec de ce fait une augmentation mécanique du nombre de personnes vivant avec des maladies chroniques (Kramer, 1980 ; Fuchs, 1984) ?

Dans le premier cas, la hausse de l'espérance de vie sera le résultat d'une hausse de l'espérance de vie en bonne santé, tandis que dans le second, c'est la durée de vie en présence de maladies qui sera prolongée.

En tant qu'économistes, nous ne choisissons pas entre ces deux thèses ; mais nous donnons les moyens d'en évaluer les conséquences. Nous proposons des *scenarii* reflétant ces deux perspectives afin d'évaluer leur impact différentiel par micro-simulation. Nos résultats indiquent qu'en dépit de l'amélioration de l'état de santé des personnes âgées, leurs dépenses ne sont pas considérablement réduites

en 2029, en raison d'un effet volume des classes d'âge « âgées », particulièrement nombreuses à partir de 2010 (les baby-boomers). De plus, les dépenses de médicaments des individus « non malades » restent croissantes avec l'âge, le profil de dépenses par âge ne dépendant pas uniquement de l'état de santé des personnes : en retardant le moment de la maladie chronique, les dépenses ne sont pas totalement reportées. Le *healthy ageing* ne serait donc pas si « économique », il ne compense pas l'accroissement du nombre de personnes âgées prévu en France pour 2029.

Plusieurs hypothèses ont du être réalisées afin de rendre possible le traitement technique de la micro simulation. L'état de santé est conditionné dans notre modèle à une variable binaire qui ne rend pas compte des différents niveaux de gravité de l'état de maladie ni de la progressivité du volume de médicaments consommés par les malades, ce qui constitue une limite de l'outil. Cependant, il relève du croisement de deux mesures de l'état de santé diagnostiqué par le corps médical et non auto-déclaré, ce qui limite les biais d'hétérogénéité individuelle. Par ailleurs, l'état de maladie est supposé absorbant, c'est-à-dire qu'aucune rémission n'est possible, cette hypothèse, imposée par la complexité des matrices de transition, tend à surévaluer le nombre de malades et le volume de médicaments consommés. Nous avons tenté de limiter les conséquences de cette contrainte en considérant comme « malades » des personnes dont le pronostic vital présentait un niveau de gravité élevé.

Le choix des *scenarii* détermine bien entendu la nature des résultats. Un scénario global d'expansion de la morbidité ne nous paraît pas vraisemblable ; même si, ponctuellement, il semble nécessaire de suivre l'augmentation de la prévalence de l'obésité et du diabète susceptibles d'engendrer de nouvelles dépenses de médicaments. En outre, pour construire le scénario de *healthy ageing*, nous avons choisi de décaler de deux tranches d'âge pour les hommes et d'une tranche d'âge pour les femmes. Un décalage plus fort pourrait évidemment accroître les effets du scénario sur la dépense. Néanmoins, cette hypothèse nous semble déjà relativement optimiste et nous place dans une situation où les différences mesurées sont *a priori* magnifiées.

En dépit de ces limites, les taux d'accroissement des dépenses de médicaments semblent relativement cohérents avec les éléments de littérature. Sur données françaises, deux études peuvent être citées. Azizi and Pereira (2005) estiment qu'entre 1970 et 1979 le vieillissement de la population a été à l'origine de 0,82 % d'augmentation annuelle moyenne du volume des dépenses de santé dont 0,65 % due à la taille de la population et 0,17 % généré par les changements de structure d'âge. Dormont, Grignon and Huber (2006) estiment, qu'entre 1992 et 2000, l'ensemble des changements démographiques a été responsable d'une hausse des dépenses en médicaments remboursables de 7,63 %, soit 0,92 % annuel. Nos résultats permettent également d'isoler les effets du vieillissement sur la dépense pour le futur (jusqu'en 2029), en intégrant l'arrivée de cohortes de plus de 60 ans

particulièrement nombreuses. Ils semblent indiquer que le rythme de croissance des dépenses de médicaments en raison des changements démographiques s'accroît fortement (1,44 % en croissance annuelle), le rôle de la morbidité apparaissant relativement négligeable.

7. Conclusion

Les résultats présentés montrent la sensibilité des projections de dépenses de médicaments aux hypothèses épidémiologiques et démographiques. L'hypothèse de *healthy ageing* s'accompagne finalement de peu d'effets au regard de l'évolution due au vieillissement des populations (1,14 % de croissance annuelle contre 1,44 % dans le scénario tendanciel). Nous constatons, à l'inverse, que l'allongement de la durée de vie, notamment pour les personnes malades (scénario de progrès médical), accroît encore la croissance des dépenses de médicaments associée au vieillissement (1,77 % de croissance annuelle). Bien sûr, ces évaluations constituent une prévision *ceteris paribus* de l'évolution des dépenses pharmaceutiques en France – autrement dit, sous le seul effet « mécanique » du vieillissement et des changements dans la morbidité.

D'autres facteurs peuvent intervenir : virage thérapeutique vers le médicament (substitution à la chirurgie ou à d'autres actions thérapeutiques, innovations dans les molécules disponibles) ; modification des prix relatifs ; intensification de la demande de santé (raisons culturelles). Les comportements de recours aux soins seront aussi dictés par les niveaux de remboursements des médicaments et par la part prise en charge par les assurances complémentaires santé.

Références

Allonier, C., Dourgnon, P., *et al.* 2006. « L'Enquête santé protection sociale 2004, un outil d'analyse pluridisciplinaire de l'accès aux soins, de la couverture maladie et de l'état de santé des Français », *Questions d'Économie de la Santé* 105 : 1-4.

Azizi, K. et C. Pereira. 2005. « Comparaison internationale des dépenses de santé : une analyse des évolutions dans sept pays (1970-2002) », *Dossiers Solidarité et Santé* 1 : 43-60.

Bebbington, A. and J. Shapiro. 2005. "Aging, Health Status and Determinants of Health Expenditure (A.H.E.A.D.)", Personal Social Services Research Unit, University of Kent, PSSRU Discussion Paper 2219.

- Briggs, A. and M. Sculpher. 1998. "An Introduction to Markov Modelling for Economic Evaluation", *Pharmacoeconomics* 13: 397-409.
- Buntin, M.B. and A.M. Zaslavsky. 2004. "Too Much ado About Two-Part Models and Transformation? Comparing Methods of Modeling Medicare Expenditures", *Journal of Health Economics* 23: 525-542.
- Crimmins, E.M. 1990. "Are Americans Healthier as Well as Longer-Lived?", *Journal of Insurance Medicine* 22: 143-166.
- Deb, P. and P.K. Trivedi. 2006. "Empirical Models of Health Care use", *The Elgar Companion to Health Economics*. Chapter 14 A. Jones ed., Edward Elgar Publishing.
- Dormont, B., Grignon, M. *et al.* 2006. "Health Expenditures Growth: Reassessing the Threat of Aging", *Health Economics* (15): 947-963.
- Duan, N., Manning, W.G. *et al.* 1983. "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care", *Journal of business & economic statistics* 1(2): 115-126.
- Fries, J.F. 1980. "Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity", *New England Journal of Medicine* 303: 130- 135.
- Fuchs, V.R. 1984. "'Though Much is Taken': Reflections on Aging, Health and Medical Care", *Milbank Mem Fund Q Health Soc* 62: 143- 166.
- Hoffman, J.M., Shah, N.D. *et al.* 2009. "Projecting Future Drug Expenditures-2009", *American Journal of Health-System Pharmacy* 66(3): 237-257.
- Jones, A. 2000. *Health Econometrics*, Handbook of Health Economics. Newhouse. 1: 285-299.
- Khaw, K.T. 1997. "Healthy Aging", *British Medical Journal* 315: 1090-6.
- Kramer, M. 1980. "The Rising Pandemic of Mental Disorders and Associated Chronic Diseases and Disabilities", *Acta Psychiatrica Scandinavica* 62 (Suppl. 285): 282-297.
- Léon, O. et P. Godefroy. 2006. « Projections régionales de population à l'horizon 2030 », *INSEE première* 1111.
- Manning, W.G. and J. Mullahly. 2001. "Estimating Log Models: To Transform or not to Transform?", *Journal of Health Economics* 20: 461-494.
- Manton, K.G. 1982. "Changing Concepts of Morbidity and Mortality in the Elderly Population", *Milbank Mem Fund Q Health Soc* 60: 183-244.
- Mizrahi, An. et Ar. Mizrahi. 1985. « Indicateurs de morbidité et facteurs socio-démographiques », *CREDES*, 657.

Morgan, S.G. 2006. "Prescription Drug Expenditures and Population Demographics", *Health Services Research* 41(2): 411-428.

Nusselder, W.J. 2002. "Compression of Morbidity", *Determining Health Expectancies*, Chichester: John Wiley: 35-58.

Oliveira Martins, J. and C. De la Maisonneuve. 2006. "The Drivers of "Public Expenditure on Health and Long-Term Care: An Integrated Approach", *OECD Economic Studies* n° 43/2.

Olshansky, S.J. and A. B. Ault. 1986. "The Fourth Stage of The Epidemiologic Transition: The Age of Delayed Degenerative Diseases", *The Milbank Quarterly* 64(3): 355- 391.

OMS/WHO. 2006. "Highlights on Health in France 2004", *Highlights on Health*, from <http://www.euro.who.int/document/E88547.pdf>.

Palangkaraya, A. and J. Yong. 2009. "Population Ageing and its Implications on Aggregate Health Care Demand: Empirical Evidence from 22 OECD Countries", *International Journal of Health Care Finance & Economics* 9(4): 391-402.

Perronnin, M., Rochaix, L. *et al.* 2006. "Building a Continuous Indicator of State of Health Aggregating Vital Risk and Disability (Construction d'un indicateur continu d'état de santé agrégeant risque vital et incapacité)", *Questions d'Économie de la Santé* (107).

Robine, J.-M. 2001. « Redéfinir les phases de la transition épidémiologique à travers l'étude de la dispersion des durées de vie : le cas de la France », *Population (French Edition)* 56(1-2) : 199-222.

Robine, J.-M. 2007. *Research Issues on Human Longevity. Human Longevity, Individual Life Duration, and the Growth of the Oldest-Old Population*, Springer. **Chapter 1**: 7-42.

Robine, J.-M. and J.-P. Michel. 2004. "Looking Forward to a General Theory on Population aging", *Journal of Gerontology* 59A: 590-597.

Robine, J., Mormiche, P. *et al.* 1996. « Évolution des courbes de survie totale, sans maladie chronique et sans incapacité en France de 1981 à 1991 : application d'un modèle de l'OMS », *Annales Démographie Historique* : 99-115.

Robine, J.M. 1992. *Disability-Free Life Expectancy*. London, HMSO.

Saliba, B. and B. Ventelou. 2007. "Complementary Health Insurance in France Who Pays? Why? Who will Suffer from Public Disengagement?", *Health Policy* 81: 166-182.

Shang, B. and D. Goldman. 2008. "Does Age or Life Expectancy Better Predict Health Care Expenditures?", *Health Economics* 17(4): 487-501.

Stearns, S. and E.C. Norton. 2004. "Time to Include Time to Death? The Future of Health Care Expenditure Predictions", *Health Economics* 13: 315-327.

Vaupel, J.W., Carey, J.R. *et al.* 1998. "Biodemographic Trajectories of Longevity", *Science* 280 (5365): 855-860.

WHO. 2006. "Highlights on Health in France 2004", *Highlights on Health*, from <http://www.euro.who.int/document/E88547.pdf>.

Annexe 1. Statistiques descriptives

Tableau 4 : *Statistiques descriptives des co-variables*

Variable	Modalités	Répartition en %
Sexe	Hommes	47.15
	Femmes	52.85
Indicateur d'état de santé	En bonne santé	72,67
	Malade chronique	27,33
Complémentaire santé	A une complémentaire santé	88.01
	N'a pas de complémentaire santé	11.99
CMU	Bénéficiaire de la CMU	4.25
	Non Bénéficiaire de la CMU	95.75
Indice de masse corporelle (IMC)	Maigre	2.80
	Surpoids	31.54
	Obèse	12.54
	Normal	53.11
Régime d'assurance maladie	Régime spécial	24.28
	Régime général	75.72
Profil d'alcoolisation	Non Consommateur	24.04
	Consommateur sans risque	48.55
	Consommateur à risque	27.41
Tabagisme	Fumeur	23.81
	Non fumeur	76.19
Densité médicale	Densité médicale élevée	50.60
	Densité médicale faible	49.40
Couple	Ne vit pas en couple	22.11
	Vit en couple	77.89

Annexe 2.

Pour construire la variable d'état de santé, nous croisons les indices de risque vital et d'invalidité comme suit :

Tableau 5 : Pour construire la variable d'état de santé, nous croisons les indices de risque vital et d'invalidité

		Indice d'invalidité							
		0	1	2	3	4	5	6	7
Indice de risque vital	0	Bonne Santé							
	1								
	2								
	3	Mauvaise Santé							
	4								
	5								

Classes de risque vital		Classes d'incapacité	
0	Aucun indice de risque vital	0	Pas de gêne
1	Pronostic péjoratif très faible	1	Géné de façon infime
2	Pronostic péjoratif faible	2	Peu gêné
3	Risque possible sur le plan vital	3	Géné, mais vit normalement
4	Pronostic probablement mauvais	4	Doit diminuer son activité professionnelle ou domestique
5	Pronostic sûrement mauvais	5	Activité réduite
		6	Pas d'autonomie domestique ou alitement permanent

Annexe 3. Analyse par décile des prévisions des modèles économétriques de la deuxième partie

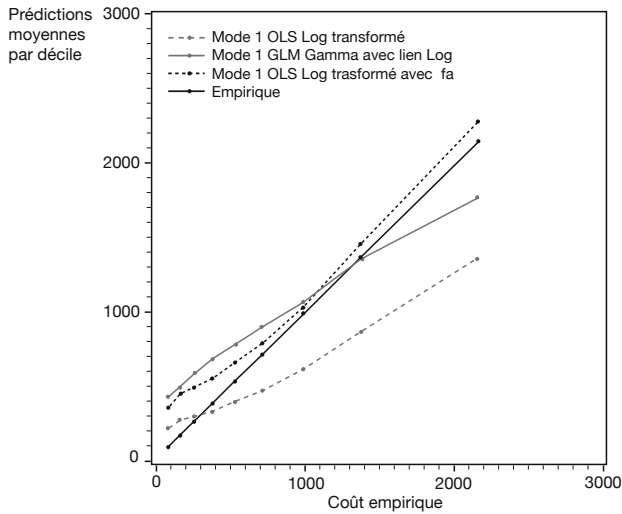


Figure 3 : Analyse par décile des prévisions des modèles économétriques de la deuxième partie

Annexe 4. Estimation de la probabilité d'être consommant

Tableau 6 : Association des probabilités prédites et des réponses observées

Percent concordant	73.6	Somers' D	0.477
Percent discordant	25.9	Gamma	0.480
Percent Tied	0.5	Tau-a	0.106
Pairs	1627968	c	0.739

Tableau 7 : *Le modèle logistique : la probabilité d'être consommant*

Estimations des rapports de cotes (Odd Ratios)			
Effets	Point estimé ⁷	95% Limites de confiance de Wald	
Malade chronique	2.785	1.975	3.928
Âge	1.007	0.780	1.300
Âge 2	0.999	0.994	1.004
Âge 3	1.000014	1.000	1.000
A une complémentaire santé vs N'a pas de complémentaire santé	2.571	1.822	3.627
Bénéficiaire de la CMU vs Non Bénéficiaire de la CMU	4.674	1.926	11.343
Régime général vs régime spécial	1.712	1.308	2.240
Etre en couple	1.366	1.038	1.798
Femme vs Homme	2.026	1.563	2.628
Densité médicale élevée vs densité médicale faible	1.292	1.049	1.592
Y = 1 représente 12.48% de l'échantillon pondéré des plus de 25 ans			

⁷ Il s'agit d'une approximation du risque relatif puisque la probabilité de consommer est supérieure à 10 %.

Annexe 5. Estimation de la dépense en médicaments

Tableau 8 : *Statistiques du modèle mco*

R-square	0.3926
Racine de la moyenne des erreurs au carré	1.2366
Degrés de liberté	3335

Tableau 9 : Coefficients de régression estimés

Paramètre	Estimation	Erreur standard	Valeur du test t	Pr > t
Constante	6.1433204	0.78592090	7.82	<.0001
Malade Chronique	1.0814673	0.05681064	19.04	<.0001
Âge	-0.1994922	0.04617721	-4.32	<.0001
Âge ²	0.0043394	0.00086101	5.04	<.0001
Âge ³	-0.0000253	0.00000494	-5.12	<.0001
Avoir une complémentaire santé	0.3402625	0.08741645	3.89	0.0001
Bénéficiaire de la CMU	0.5041919	0.18191389	2.77	0.0056
Indice de masse corporelle (IMC) Normal	Référence			
IMC Maigre	0.3997516	0.16217829	2.46	0.0138
IMC Surpoids	0.1619703	0.05054641	3.20	0.0014
IMC Obèse	0.3142043	0.07027668	4.47	<.0001
Profils d'alcoolisation Consommateur à risque	Référence			
Profils d'alcoolisation Non consommateur	0.4052201	0.07552941	5.37	<.0001
Profils d'alcoolisation Consommateur sans risque	0.1887194	0.06445822	2.93	0.0034
Femme	0.2753358	0.05587362	4.93	<.0001
Non fumeur	0.1615484	0.06053003	2.67	0.0076

Annexe 6. Les matrices de taux de transition utilisées pour la micro-simulation

Matrices de taux de transition du scénario tendanciel

Tableau 10 : *Matrice de taux de transition des femmes – Scénario tendanciel*

Passage de l'âge t à l'âge t+1	P(e1->e1)	P(e1->e2)	P(e1->e3)	P(e2->e2)	P(e2->e3)
1	0,98866067	0,00941216	0,00192718	0,99416591	0,00583409
2	0,99639475	0,00306249	0,00054276	0,99835692	0,00164308
3	0,98990002	0,0093586	0,00074138	0,99775565	0,00224435
4	0,98287789	0,015822	0,0013001	0,99606423	0,00393577
5	0,97598117	0,02255604	0,0014628	0,99557171	0,00442829
6	0,96876295	0,02971553	0,00152151	0,99539397	0,00460603
7	0,96079305	0,03750024	0,00170671	0,99483332	0,00516668
8	0,95165725	0,04617997	0,00216278	0,99345268	0,00654732
9	0,94062839	0,05617882	0,00319279	0,99033457	0,00966543
10	0,92665679	0,06815474	0,00518847	0,98429309	0,01570691
11	0,91027652	0,08251042	0,00721306	0,9781641	0,0218359
12	0,89080917	0,10003876	0,00915206	0,97229421	0,02770579
13	0,86701124	0,12199321	0,01099556	0,96671344	0,03328656
14	0,83080411	0,15283396	0,01636193	0,95046797	0,04953203
15	0,7740939	0,19846344	0,02744267	0,91692356	0,08307644
16	0,68097188	0,26979909	0,04922903	0,85097027	0,14902973
17	0,52841233	0,38313876	0,08844891	0,73224099	0,26775901
18	0,2	0,55	0,25	0,5	0,5
19	0,08849023	0,41150977	0,5	0,38026949	0,61973051
20	0	0	1	0	1
21	0	0	1	0	1

Tableau 11 : *Matrice de taux de transition des hommes – Scénario tendanciel*

Passage de l'âge t à l'âge t+1	P(e1->e1)	P(e1->e2)	P(e1->e3)	P(e2->e2)	P(e2->e3)
1	0,98958472	0,00938371	0,00103157	0,99598589	0,00401411
2	0,98525123	0,01445792	0,00029085	0,99886823	0,00113177
3	0,97982457	0,01979094	0,0003845	0,99850382	0,00149618
4	0,97390641	0,02544298	0,00065061	0,99746831	0,00253169
5	0,96776673	0,03150168	0,00073159	0,99715319	0,00284681
6	0,96108466	0,0381084	0,00080694	0,99686	0,00314
7	0,95341573	0,04549646	0,0010878	0,99576708	0,00423292
8	0,94399722	0,05408473	0,00191805	0,99253635	0,00746365
9	0,93236013	0,06434527	0,0032946	0,98717984	0,01282016
10	0,91846631	0,07666833	0,00486536	0,98106758	0,01893242
11	0,89969788	0,09256411	0,00773801	0,96988935	0,03011065
12	0,87638854	0,11260713	0,01100434	0,95717921	0,04282079
13	0,84629919	0,1386672	0,01503361	0,94150022	0,05849978
14	0,79680609	0,17852484	0,02466907	0,90400609	0,09599391
15	0,72263678	0,2374154	0,03994783	0,84455241	0,15544759
16	0,61115095	0,32539851	0,06345053	0,75309715	0,24690285
17	0,43181918	0,4629992	0,10518162	0,59071043	0,40928957
18	0,15	0,5	0,35	0,4	0,6
19	0,04118404	0,35881596	0,6	0,24627646	0,75372354
20	0	0	1	0	1
21	0	0	1	0	1

Matrices de taux de transition du scénario de « *healthy ageing* »Tableau 12 : *Matrice de taux de transition des femmes – Scénario de Healthy Ageing*

Passage de l'âge t à l'âge t+1	P(e1->e1)	P(e1->e2)	P(e1->e3)	P(e2->e2)	P(e2->e3)
1	0,98866067	0,00941216 (ajusté)	0,00192718	0,99416591	0,00583409
2	0,99639475	0,00306249 (ajusté)	0,00054276	0,99835692	0,00164308
3	0,99639475	0,00286388 (ajusté)	0,00074138	0,99775565	0,00224435
4	0,98990002	0,00879987 (ajusté)	0,0013001	0,99606423	0,00393577
5	0,98287789	0,01565931 (ajusté)	0,0014628	0,99557171	0,00442829
6	0,97598117	0,02249732 (ajusté)	0,00152151	0,99539397	0,00460603
7	0,96876295	0,02953034 (ajusté)	0,00170671	0,99483332	0,00516668
8	0,96079305	0,03704417 (ajusté)	0,00216278	0,99345268	0,00654732
9	0,95165725	0,04514996 (ajusté)	0,00319279	0,99033457	0,00966543
10	0,94062839	0,05418314 (ajusté)	0,00518847	0,98429309	0,01570691
11	0,92665679	0,06613015 (ajusté)	0,00721306	0,9781641	0,0218359
12	0,91027652	0,08057142 (ajusté)	0,00915206	0,97229421	0,02770579
13	0,89080917	0,09819527 (ajusté)	0,01099556	0,96671344	0,03328656
14	0,86701124	0,11662683 (ajusté)	0,01636193	0,95046797	0,04953203
15	0,83080411	0,14175322 (ajusté)	0,02744267	0,91692356	0,08307644
16	0,7740939	0,17667707 (ajusté)	0,04922903	0,85097027	0,14902973
17	0,68097188	0,23057921 (ajusté)	0,08844891	0,73224099	0,26775901
18	0,3	0,45 (ajusté)	0,25	0,5	0,5
19	0,2	0,3 (ajusté)	0,5	0,38026949	0,61973051
20	0	0	1	0	1
21	0	0	1	0	1

Tableau 13 : *Matrice de taux de transition des hommes –
Scénario de Healthy Ageing*

Passage de l'âge t à l'âge t+1	P(e1->e1)	P(e1->e2)	P(e1->e3)	P(e2->e2)	P(e2->e3)
1	0,98958472	0,00938371 (ajusté)	0,00103157	0,99598589	0,00401411
2	0,98525123	0,01445792 (ajusté)	0,00029085	0,99886823	0,00113177
3	0,98525123	0,01436427 (ajusté)	0,0003845	0,99850382	0,00149618
4	0,98525123	0,01409816 (ajusté)	0,00065061	0,99746831	0,00253169
5	0,97982457	0,01944384 (ajusté)	0,00073159	0,99715319	0,00284681
6	0,97390641	0,02528665 (ajusté)	0,00080694	0,99686	0,00314
7	0,96776673	0,03114547 (ajusté)	0,0010878	0,99576708	0,00423292
8	0,96108466	0,03699728 (ajusté)	0,00191805	0,99253635	0,00746365
9	0,95341573	0,04328967 (ajusté)	0,0032946	0,98717984	0,01282016
10	0,94399722	0,05113742 (ajusté)	0,00486536	0,98106758	0,01893242
11	0,93236013	0,05990186 (ajusté)	0,00773801	0,96988935	0,03011065
12	0,91846631	0,07052935 (ajusté)	0,01100434	0,95717921	0,04282079
13	0,89969788	0,0852685 (ajusté)	0,01503361	0,94150022	0,05849978
14	0,87638854	0,09894239 (ajusté)	0,02466907	0,90400609	0,09599391
15	0,84629919	0,11375298 (ajusté)	0,03994783	0,84455241	0,15544759
16	0,79680609	0,13974338 (ajusté)	0,06345053	0,75309715	0,24690285
17	0,72263678	0,17218161 (ajusté)	0,10518162	0,59071043	0,40928957
18	0,25	0,4 (ajusté)	0,35	0,4	0,6
19	0,15	0,25 (ajusté)	0,6	0,24627646	0,75372354
20	0	0	1	0	1
21	0	0	1	0	1

Matrices de taux de transition du scénario de Progrès Médical

Tableau 14 : *Matrice de transition des femmes – Scénario de Progrès Médical*

Passage de l'âge t à l'âge t+1	P(e1->e1)	P(e1->e2)	P(e1->e3)	P(e2->e2)	P(e2->e3)
1	0,98866067	0,00941216	0,00192718	0,99416591	0,00583409
2	0,99639475	0,00306249	0,00054276	0,99835692	0,00164308
3	0,99639475	0,00306249	0,00054276	0,99835692	0,00164308
4	0,98990002	0,0093586	0,00074138	0,99775565	0,00224435
5	0,98287789	0,015822	0,0013001	0,99606423	0,00393577
6	0,97598117	0,02255604	0,0014628	0,99557171	0,00442829
7	0,96876295	0,02971553	0,00152151	0,99539397	0,00460603
8	0,96079305	0,03750024	0,00170671	0,99483332	0,00516668
9	0,95165725	0,04617997	0,00216278	0,99345268	0,00654732
10	0,94062839	0,05617882	0,00319279	0,99033457	0,00966543
11	0,92665679	0,06815474	0,00518847	0,98429309	0,01570691
12	0,91027652	0,08251042	0,00721306	0,9781641	0,0218359
13	0,89080917	0,10003876	0,00915206	0,97229421	0,02770579
14	0,86701124	0,12199321	0,01099556	0,96671344	0,03328656
15	0,83080411	0,15283396	0,01636193	0,95046797	0,04953203
16	0,7740939	0,19846344	0,02744267	0,91692356	0,08307644
17	0,68097188	0,26979909	0,04922903	0,85097027	0,14902973
18	0,52841233	0,38313876	0,08844891	0,73224099	0,26775901
19	0,2	0,55	0,25	0,5	0,5
20	0,08849023	0,41150977	0,5	0,38026949	0,61973051
21	0	0	1	0	1

Tableau 15 : *Matrice de taux de transition pour les hommes –
Scénario de progrès médical*

Passage de l'âge t à l'âge t+1	P(e1->e1)	P(e1->e2)	P(e1->e3)	P(e2->e2)	P(e2->e3)
1	0,98958472	0,00938371	0,00103157	0,99598589	0,00401411
2	0,98525123	0,01445792	0,00029085	0,99886823	0,00113177
3	0,98525123	0,01445792	0,00029085	0,99886823	0,00113177
4	0,98525123	0,01445792	0,00029085	0,99886823	0,00113177
5	0,97982457	0,01979094	0,0003845	0,99850382	0,00149618
6	0,97390641	0,02544298	0,00065061	0,99746831	0,00253169
7	0,96776673	0,03150168	0,00073159	0,99715319	0,00284681
8	0,96108466	0,0381084	0,00080694	0,99686	0,00314
9	0,95341573	0,04549646	0,0010878	0,99576708	0,00423292
10	0,94399722	0,05408473	0,00191805	0,99253635	0,00746365
11	0,93236013	0,06434527	0,0032946	0,98717984	0,01282016
12	0,91846631	0,07666833	0,00486536	0,98106758	0,01893242
13	0,89969788	0,09256411	0,00773801	0,96988935	0,03011065
14	0,87638854	0,11260713	0,01100434	0,95717921	0,04282079
15	0,84629919	0,1386672	0,01503361	0,94150022	0,05849978
16	0,79680609	0,17852484	0,02466907	0,90400609	0,09599391
17	0,72263678	0,2374154	0,03994783	0,84455241	0,15544759
18	0,61115095	0,32539851	0,06345053	0,75309715	0,24690285
19	0,43181918	0,4629992	0,10518162	0,59071043	0,40928957
20	0,15	0,5	0,35	0,4	0,6
21	0,04118404	0,35881596	0,6	0,24627646	0,75372354