

# Article de synthèse

~

SIMULER LES DEPENSES DE MEDICAMENTS REMBOURSABLES EN VILLE A  
L'HORIZON 2029 : IMPACT DU VIEILLISSEMENT ET DE LA MORBIDITE

~

Thomas BARNAY (ERUDITE-TEPP, Université Paris-Est Créteil)  
Sophie THIEBAUT (INSERM U912)  
Bruno VENTELOU (INSERM U912 – CNRS Greqam/IDEP)

## Résumé

Cette étude propose une série d'estimations, à l'horizon 2029 et pour la France métropolitaine, de la dépense annuelle en médicaments remboursables d'officine des assurés sociaux de 25 ans et plus (l'automédication n'est pas incluse ici, pas plus que les consommations à l'hôpital). Différents scénarios de vieillissement sont testés et évalués, suivant la morbidité et la mortalité des générations futures de personnes âgées.



## 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 (OMS/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, Carey et al., 1998) mais également par l'accroissement de la prévalence de maladies chroniques devenues les principales causes de mortalité 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 (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. Les enjeux sont industriels mais renvoient aussi au financement des dépenses de santé dans un contexte de montée en charge des génériques<sup>1</sup> 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 (vieillesse de la population et changements épidémiologiques) (Bebbington et Shapiro, 2005) et les facteurs non démographiques (revenu, prix, technologie et pratiques médicales) (Dormont, Grignon et al., 2006). Dans le champ spécifique des dépenses de médicaments, les facteurs démographiques sont avancés (Morgan, 2006; Palangkaraya et Yong, 2009), mais aussi les éléments liés à la morbidité ou à l'offre de produits (diffusion de nouveaux médicaments, médicaments génériques: Hoffman, Shah et al., 2009). Les projections macroéconomiques des dépenses de santé insistent sur la sensibilité de leurs résultats à des évolutions épidémiologiques (Oliveira Martins et De la Maisonneuve, 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. A l'inverse, la méthode de micro-simulation proposée ici permet d'estimer les dépenses de médicaments en tenant compte à la fois de changements dans la structure de la population et des modifications de la morbidité des individus. Il s'agit 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 et en tenant compte de plusieurs scénarios de morbidité pour celle-ci. La micro-simulation va être effectuée selon trois scénarios : un scénario tendanciel (scénario 1), un scénario de vieillissement en bonne santé (scénario 2) et un scénario de vieillissement en bonne santé associé à un progrès médical sur

---

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

la mortalité (scénario 3). Pour ces trois scénarios de vieillissement, l'outil construit nous permet d'obtenir les dépenses de médicaments<sup>2</sup> entre 2004 et 2029.

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

- (i) La définition de cohortes représentatives à partir de base de données tirées de larges échantillons ;
- (ii) le vieillissement artificiel des individus, réalisé grâce à des taux de transition inter-état de santé ;
- (iii) 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.

## 1. La base de données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'appariement des fichiers administratifs des principales caisses de l'assurance maladie française, base nommée Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (EPAS), et d'une enquête auprès des ménages l'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale (ESPS) de l'Institut de Recherche et Documentation en Economie de la Santé (IRDES). L'EPAS est un panel d'assurés sociaux qui recense les dépenses remboursées par l'Assurance maladie. L'avantage majeur de cette base est qu'elle contient l'exacte dépense en consommations médicales de ville offerte au remboursement, ce qui permet d'éviter de possible biais de déclaration. Par contre, 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). En conséquence seules les dépenses ambulatoires (hors hôpital) sont disponibles pour l'analyse.

L'ESPS est menée par questionnaire auto administré tous les deux ans depuis 1988 en France métropolitaine par l'IRDES/CREDES sur un échantillon de 8000 ménages d'assurés sociaux, soit 22000 individus ce qui lui confère une représentativité de la population française de plus de 96%. Cette base de données contient un grand nombre d'informations sur les assurés sociaux : données individuelles et auprès des ménages, caractéristiques démographiques, données épidémiologiques (notamment plusieurs indicateurs synthétiques d'état de santé), données socio-économiques, et informations sur la couverture assurantielle des individus.

A l'heure actuelle, en France, ESPS apparié avec l'EPAS est l'unique base croisant à la fois les dépenses de santé individuelles exactes et des informations précises sur les assurés. Cette base contient 10 328 observations dont 6 996 sont exploitables pour cette étude. Les données sont ensuite redressées par calage sur marges (sur les variables âge et sexe croisées et sur le revenu des ménages) pour obtenir une base représentative de la population métropolitaine globale. Au final, la population redressée comporte 62,4 millions d'individus conformément à la population métropolitaine française en 2004.

---

<sup>2</sup> Nous nous limitons à la consommation de médicaments hors hôpital. La base de données ne permet pas de renseigner correctement les dépenses hospitalières des individus (il est difficile d'individualiser certaines dépenses).

## 2. Le modèle de microsimulation

### 2.1 Vieillesse artificielle de la base de données

Nous mettons au point un algorithme de vieillissement basé sur un processus de Markov (Briggs et 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 par classe d'âge (une classe d'âge est égale à 5 années) et par sexe. Nous distinguons ainsi 72 types d'individus (19 classes d'âge + 2 sexes + 2 états ; donc 38 matrices contenant 3 états dont 1 état absorbant, la mort) pour lesquelles les probabilités de passage d'un état vers un autre sont différentes. Au temps  $t$ , un individu est soit en bonne santé, soit malade. Puis, cinq ans plus tard, en  $t+1$ , son état de santé sera déterminé par les probabilités de la matrice de transition quinquennale auquel il appartient, sachant que sa loterie (la ligne de la matrice) dépend de son état de santé en  $t$ .

La dynamique épidémiologique s'écrit alors :

$$\vec{e}_{n,t+1} = \vec{e}_{n,t} \begin{pmatrix} \dots P_{e_i/e_j} \dots \end{pmatrix}$$

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  $j$ .

### 2.2 Construction des scénarios épidémiologiques

Le vieillissement des populations est proposé selon trois scénarios de morbi-mortalité. Il s'agit en fait de « déformer » les matrices de transition calculées précédemment afin d'y intégrer des hypothèses de vieillissement épidémiologique.

#### 2.2.1 Scénario tendanciel

Le risque de tomber malade est fixé en référence à celui de 2004 et on ne prend en compte que l'accroissement d'ores et déjà connu de la durée de vie. Les matrices correspondent donc aux taux de morbidité actuels, directement issus de l'analyse en coupe de la base ESPS2004. 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.

#### 2.2.2 Scénario de vieillissement en bonne santé

Ce scénario est basé 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 de vieillissement en bonne santé 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 une probabilité de tomber malade d'un homme de 45 ans). De cette manière, on traduit un « rajeunissement » par un décalage de l'âge biologique et de l'âge chronologique et donc l'amélioration des états de santé des populations futures. Nous choisissons de différencier le décalage entre les hommes et les femmes pour rendre compte du rattrapage d'espérance de vie observé chez les hommes (les gains annuels moyens d'espérance de vie à la naissance sur les dix dernières années par exemple s'établissent à 3,3

mois pour les hommes et à 2,3 mois pour les femmes). En jouant sur le décalage des probabilités, on a redéfini l'ampleur de la part du gain de vie à redistribuer entre les jours 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 résulte d'une amélioration des états de santé.

### **2.2.3 Scénario de vieillissement en bonne santé et de progrès médical**

Dans ce scénario, l'hypothèse de vieillissement en bonne santé est conservée ; on lui ajoute une hypothèse de moindre mortalité. Nous supposons que l'avenir engendrera de surcroît une baisse des taux de mortalité des malades (par la transformation en maladies chroniques des pathologies mortelles). Ici la translation évoquée dans le scénario de vieillissement en bonne santé a donc aussi été appliquée aux taux de mortalité. Il s'agit d'un scénario extrême de vieillissement en bonne santé caractérisé par un rajeunissement parfait des classes d'âge en intégrant une plus forte espérance de vie. Ce scénario correspond à la formalisation d'un progrès technique médical qui, pour les personnes malades (passées en état 2), prolonge leur durée de vie. Ici, le progrès médical est compris uniquement pour ses impacts démographique et épidémiologique, aucun scénario d'évolution des prix n'est par exemple testé.

## **3. L'estimation des dépenses de médicaments**

### **3.1 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.

Plusieurs techniques d'estimation sont disponibles. L'analyse des caractéristiques de l'EPAS-ESPS2004 détermine l'estimateur des dépenses de médicaments le plus adapté (Buntin et Zaslavsky, 2004). 12.5 % de la population n'a réalisé aucune dépense de médicaments en 2004. D'après Jones, 2000 le modèle en « deux parties » semble le plus approprié au problème de « zéro dépense », en séparant les comportements de consommation en deux étapes. Dans un premier temps, l'individu décide ou non de consommer puis dans un second temps il décide de son niveau de consommation en fonction de différents facteurs. Le modèle global (i.e. 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 :

$$E(y_i / x^{p1,p2}_i) = \Pr(y_i > 0 / x^{p1}_i) E(y_i / x^{p2}_i, y_i > 0) \quad (1)$$

Où  $y_i$  est le niveau individuel des dépenses et  $x^{p1,p2}_i$  le vecteur des co-variables explicatives de la dépense et de la décision de consommer. Le choix d'une telle modélisation se justifie également par la flexibilité qu'elle apporte au modèle en divisant le mécanisme de consommations en parties quasiment indépendantes. La première partie du modèle, la probabilité de consommer, est estimée par un Logit.

La littérature économétrique sur la question de la modélisation de la partie positive des dépenses de santé est très abondante et les méthodes proposées sont nombreuses. Cependant les débats sur la question ont été résolus par les travaux complémentaires de Manning et Mullahly, 2001 et Buntin et Zaslavsky, 2004 qui ont testé successivement les alternatives

possibles et proposé chacun, en guise de conclusion à leur étude respective, un algorithme de détermination de la technique appropriée en fonction des objectifs et des intérêts de la modélisation (prévisions, probabilité de consommation, études des paramètres...) et en fonction de la nature statistique des données. Nous suivrons donc leurs recommandations pour déterminer notre technique d'estimation du second modèle, en nous appuyant d'avantage sur l'article de Buntin et Zaslavsky, 2004 dont l'objectif initial est de créer un modèle économétrique de prévision des dépenses de santé. A 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 retransformées par un facteur de grippage (voir Duan, Manning et al., 1983).

### **3.2 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 en effet une forte corrélation entre les dépenses individuelles de soins et la période précédant le décès (Stearns et Norton, 2004) ainsi qu'une corrélation avec l'état de santé « ressenti » de l'individu après contrôle de l'effet « âge » (Shang et 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 la présence de pathologies mettant en jeu un risque vital (Perronnin, Rochaix et al., 2006). Ce dernier indicateur nous donne une information agrégée des maladies de l'individu au moment de l'enquête. Il n'est donc 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 synthétique.

Nous créons donc un indicateur agrégé de morbidité, destiné à capturer une espérance de vie en bonne santé à partir de l'indice de risque vital et du degré d'invalidité (Perronnin, Rochaix et al., 2006; Saliba et Ventelou, 2007). 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 a 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, c'est-à-dire que le retour à l'état de bonne santé n'est pas envisagé et que seule une transition de l'état de maladie vers le décès est possible.

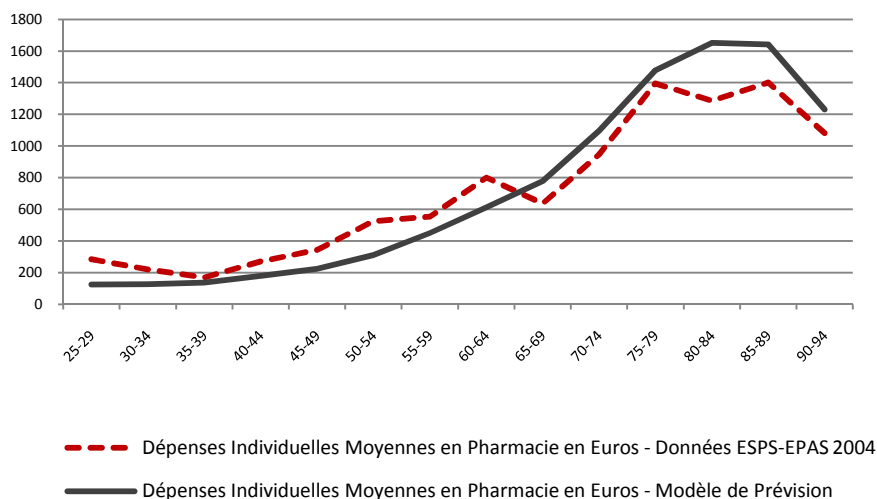
## **4. Résultats**

### **4.1 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 modèle expliquant le volume consommé. Le résultat de ces régressions est présenté dans les annexes 2 et 3. 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. On estime le modèle sur ESPS-EPAS 2004 et on re-

simule 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.

**Figure 1: Comparaison dépenses réelles/dépenses prédites**



#### 4.2 Populations et dépenses de médicaments projetées

Les simulations des différents scénarios de vieillissement des individus permettent d'apprécier les effets de changements épidémiologiques sur la structure démographique de la population. Le tableau 1 confirme un accroissement significatif de la population des plus de 60 ans, qui pratiquement double 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 et Godefroy, 2006). Les scénarios se différencient nettement au regard de la répartition des personnes âgées entre les populations « malades » et les « non-malades ». En 2004, 51 % de la population des plus de 60 ans est en mauvaise santé ; cette proportion en 2029 passe de 48 % dans le scénario de vieillissement en bonne santé à 54 % dans celui de « progrès médical » et 58 % dans le scénario tendanciel.

**Tableau 1 : Population en 2004 et en 2029 selon les 3 scénarios (en millions) et répartition entre malades et non malades**

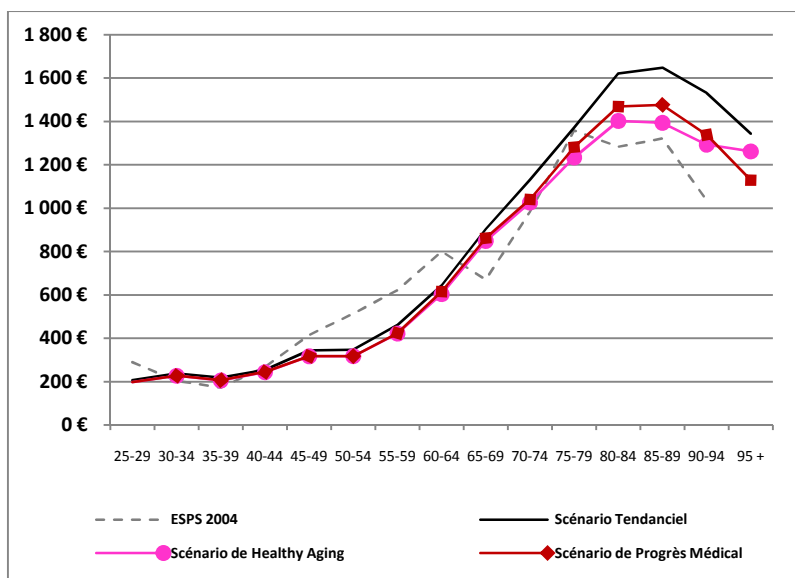
	ESPS 2004	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3
Population des plus de 25 ans	42,62	49,38	49,93	53,46
<i>Dont non malades</i>	30,98	31,75	35,45	35,68
<i>Dont malades</i>	11,65	17,63	14,47	17,77
Population des 60 ans et plus	12,66	20,87	21,41	24,83
<i>Dont non malades</i>	6,16	8,84	11,21	11,44
<i>Dont malades</i>	6,50	12,02	10,20	13,39

Note : scénario 1 : tendanciel ; Scénario 2 : vieillissement en bonne santé ; Scénario 3 : vieillissement en bonne santé et progrès médical

La figure 2 montre l'impact des hypothèses de baisse de morbidité (allongement de la durée de vie en bonne santé) sous-tendues par les scénarios de vieillissement en bonne santé et de vieillissement en bonne santé et progrès médical. Comme la population est en meilleure santé

que dans le scénario tendanciel, les dépenses moyennes par classes d'âge y sont inférieures. Les dépenses moyennes sous le scénario 3, qui intègre un allongement de la durée de vie des malades et des non malades, sont néanmoins supérieures à celle du scénario 2. En effet dans le scénario 3, le nombre de survivants en mauvaise santé est multiplié par deux.

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



Le vieillissement de la population, même avec un vieillissement en bonne santé, semble être responsable d'une hausse non négligeable des dépenses de médicaments (tableau 2 et 3). L'effet pur du vieillissement de la population en France devrait engendrer une hausse des dépenses de médicaments des plus de 25 ans de 43% (comparaison 2004 et le scénario tendanciel). L'hypothèse de vieillissement en bonne santé ne fait que limiter légèrement l'accroissement ; 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.

**Tableau 2 : Dépenses en pharmacie en 2004 et en 2029 selon les 3 scénarios et répartition entre malades et non malades (en milliards)**

	ESPS 2004	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3
<b>Dépenses Totales des plus de 25 ans</b>	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
Les 60 ans et plus				
<b>Dépenses Totales des 60 ans et plus</b>	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

Note : Scénario 1 : tendanciel ; Scénario 2 : vieillissement en bonne santé ; Scénario 3 : vieillissement en bonne santé et progrès médical

**Tableau 3 : Taux de croissance des dépenses en médicaments remboursables liés aux hypothèses de vieillissement et de morbidité selon les scénarios**

	Taux de croissance sur la période 2004-2029			Taux de croissance annuel moyen		
	scénario 1	scénario 2	scénario 3	scénario 1	scénario 2	scénario 3
Population des 25 ans et plus	43,00%	32,83%	55,10%	1,44%	1,14%	1,77%
Population des 60 ans et plus	92,41%	78,55%	118,76%	2,65%	2,35%	3,18%

Note : scénario 1 : tendanciel ; scénario 2 : vieillissement en bonne santé ; scénario 3 : vieillissement en bonne santé et progrès médical

## 5 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 des maladies qui se sera prolongée.

En tant qu'économistes, nous ne tranchons pas ces deux thèses ; mais nous donnons les moyens d'en évaluer les conséquences. Nous proposons des scénarios reflétant ces deux alternatives, pour 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 vieillissement en bonne santé 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 donc 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 donc aussi 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 scénarios détermine bien entendu la nature des résultats. Un scénario global d'expansion de la morbidité ne nous est pas apparu probable ; même si, ponctuellement, il semble cependant 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 vieillissement en bonne santé, nous avons choisi de décaler de deux tranches d'âge pour les hommes et d'une tranche d'âges 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 donc 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 et 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 et al., 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, mais pour le futur (jusqu'en 2029), en intégrant donc 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 (structure par âge) s'accroît fortement (1.44% en croissance annuelle), le rôle de la morbidité apparaissant relativement négligeable.

## Conclusion

Les résultats présentés montrent la sensibilité des projections de dépenses de médicaments aux hypothèses épidémiologiques et démographiques. L'hypothèse de vieillissement en bonne santé s'accompagne finalement de peu d'effets au regard de l'évolution dû au vieillissement des populations (1.14 % de croissance annuelle contre 1.44 %). On constate, à l'inverse, que l'allongement de la durée de vie, notamment pour les personnes malades (scénario de progrès médical), accentue encore la croissance des dépenses de médicaments associée au vieillissement (1.77 % de croissance annuelle). Bien sûr, ces évaluations constituent une prévision toutes choses égales par ailleurs de l'évolution des dépenses pharmaceutiques en France –i.e. sous le seul effet « mécanique » du vieillissement et des changements dans la morbidité. Elles permettent aussi d'apprécier l'augmentation en volume de la population malade potentiellement traitée, le nombre de malades augmentant en 25 ans dans une proportion située entre 24 %, dans le scénario de vieillissement en bonne santé, et de 52 %, dans le scénario de vieillissement en bonne santé et de progrès médical.

Cependant d'autres facteurs peuvent jouer : 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

- 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. et 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. et M. Sculpher (1998). "An introduction to Markov modelling for economic evaluation." Pharmacoeconomics **13**: 397-409.
- Buntin, M. B. et 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.
- Dormont, B., M. Grignon, et al. (2006). "Health expenditures growth: reassessing the threat of aging." Health Economics(15): 947-963.
- Duan, N., W. G. Manning, 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., N. D. Shah, 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.
- Kramer, M. (1980). "The rising pandemic of mental disorders and associated chronic diseases and disabilities." Acta Psychiatr Scand **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. et J. Mullahly (2001). "Estimating log models: to transform or not to transform?" Journal of Health Economics **20**: 461- 494.
- 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. et C. De la Maisonneuve (2006). "The drivers of public expenditure on health and long-term care: an integrated approach." OECD Economic Studies **no. 43/2**.
- Olshansky, S. J. et 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. et 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., L. Rochaix, et al. (2006). "Construction d'un indicateur continu d'état de santé agrégeant risque vital et incapacité." Questions d'Economie 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. (1992). Disability-free life expectancy. London, HMSO.
- Saliba, B. et B. Ventelou (2007). "Complementary health insurance in France Who pays? Why? Who will suffer from public disengagement?" Health Policy **81**: 166- 182.
- Shang, B. et D. Goldman (2008). "Does age or life expectancy better predict health care expenditures?" Health Economics **17**(4): 487- 501.
- Stearns, S. et 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., J. R. Carey, et al. (1998). "Biodemographic trajectories of longevity." Science **280** (5365): 855-860.

## Annexe 1. Statistiques descriptives

Tableau 3 : Statistiques descriptives des co-variables

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

## Annexe 2. Estimation de la probabilité d'être consommant

**Tableau 4 : 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 5 : Le modèle logistique : la probabilité d'être consommant**

Estimations des rapports de cotes (Odd Ratios)			
Effet	Point Estimé	95% Limites de confiance de Wald	
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
Malade chronique vs En bonne santé	2.785	1.975	3.928
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			

### Annexe 3. Estimation de la dépense en médicaments

**Tableau 6 : Statistiques du modèle mco**

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

**Tableau 7 : Coefficients de régression estimés**

Paramètre	Estimation	Erreur standard	Valeur du test t	Pr >  t
Constante	6.1433204	0.78592090	7.82	<.0001
Âge de la personne	-0.1994922	0.04617721	-4.32	<.0001
Âge de la personne au carré	0.0043394	0.00086101	5.04	<.0001
Âge de la personne au cube	-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
Malade Chronique	1.0814673	0.05681064	19.04	<.0001