

**Simuler les dépenses de médicaments remboursables en ville à
l’horizon 2029 : impact du vieillissement et de la morbidité**

Rapport final remis au L.E.E.M.

Mai 2010

Thomas Barnay (ERUDITE-TEPP, Université Paris-Est Créteil Val-de-Marne)

Sophie Thiébaud (INSERM U912)

Bruno Ventelou (INSERM U912 – CNRS Greqam/IDEP)

Direction : Thomas Barnay et Bruno Ventelou

Préambule

Cette étude a été proposée par Les Entreprises du Médicament au Collège des Economistes de la Santé. Après avoir défini une thématique de recherche intéressant les deux parties et relative à la projection des dépenses de médicaments, le CES a procédé à un appel à projets auprès des centres de recherche membres du CES.

L'équipe U912 de l'Inserm a finalement été sélectionnée.

Au final, l'équipe de recherche est composée de trois chercheurs.

Sophie Thiébaud est doctorante à l'INSERM U912 sous la Direction de JP Moatti et B.Ventelou, sa thèse porte sur l'impact du vieillissement sur les dépenses d'assurance maladie.

Thomas Barnay est Maître de Conférences en sciences économiques à l'Université Paris-Est Créteil Val-de-Marne et chercheur à l'ERUDITE, spécialiste des questions de vieillissement, santé et activité. Il est par ailleurs Membre du Haut Conseil de la Santé Publique et Secrétaire Général du Collège des Economistes de la Santé.

Bruno Ventelou est chercheur au GREQAM CNRS (CR1) et responsable de l'équipe AVENIR « économie du vieillissement » à l'INSERM Unité 912. Ces domaines de recherche sont l'économie de la santé (offre et demande de soins, vieillissement) ; la macroéconomie (SIDA et croissance économique en Afrique ; corruption et croissance) et les choix publics (décentralisation et réforme des services publics).

Sommaire

Introduction	7
Revue de la littérature sur les taux de croissance des dépenses de santé liés au vieillissement	10
Partie I - La base de données	15
1. Présentation générale.....	15
2. Les variables d'intérêt	17
2.1. La consommation pharmaceutique dans EPAS	18
2.2. Les variables explicatives	19
2.3. Présélection des variables d'intérêt (modèle primaire).....	20
Partie II - Méthodologie	27
1. Projeter la population et son état de santé pour les années 2009- 2014-2019-2024-2029 29	
1.2. La micro-simulation dynamique	30
1.3. Le principe du vieillissement artificiel de la base de données.....	32
1.4. Construction des matrices de transition pour chaque scénario	33
1.5. Epidémiologie du vieillissement.....	34
1.6. Scénarios de vieillissement inspirés de la théorie de la transition épidémiologique 36	
2. Technique d'estimation des dépenses de santé adaptée aux données EPAS-ESPS2004 38	
2.2. Déterminer le modèle économétrique approprié.....	39
Partie III - Le Modèle de Prévision des Dépenses en Médicaments Remboursables	41
1. Détermination des effets des variables.....	41
2. Statistiques descriptives des variables explicatives	44
3. Estimations des modèles économétriques	47
3.1. La probabilité d'être consommant de produits pharmaceutiques	47
3.2. Le niveau de la dépense en médicaments	48
4. Pouvoir prédictif du modèle	50
Partie IV - Résultats	52
1. Préambule : Cadre démographique	52
1.1. Les taux de mortalité.....	52
1.2. Naissance, immigration.....	52
2. Analyse des structures démographiques projetées	53
2.1. Progressions projetées des populations à travers le temps selon les scénarios.....	53
2.2. Evolution des effectifs entre 2004 et 2029	55
2.3. La répartition entre malades et non malades.....	56

2.4. Répartition des populations selon les scenarios.....	58
3. Analyses des dépenses projetées	59
3.1. Progression projetées des dépenses en médicaments remboursables à travers le temps selon les scenarios.....	59
3.2. Les dépenses individuelles moyennes	61
3.3. Les dépenses totales en pharmacie.....	62
3.4. Les dépenses globales en pharmacie selon les états de santé	63
4. Conclusion : les taux de croissance	64
Annexes.....	66
1. Les dépenses ambulatoires comparées aux dépenses totales	66
2. Note sur la variable de complémentaire santé.....	67
3. Réflexion autour de l'évolution du profil des dépenses par âge au fil du temps	67
4. Dynamique épidémiologique	69
5. Distribution des dépenses de santé.....	70
6. Distribution des dépenses par classes d'âge selon l'état de santé	71
7. Les résidus du modèle MCO	72
Bibliographie.....	73

Table des illustrations

Figure 1: Schéma de la micro-simulation	28
Figure 2: Profil des dépenses par âge prédit par le modèle économétrique	50
Figure 3: Comparaison dépenses réelles/dépenses prédites	51
Figure 4: Progression de la population des 25 ans et plus à travers le temps selon les scénarios	54
Figure 5: Progression de la part des 60 ans et plus à travers le temps selon les scénarios.....	54
Figure 6: Progression de la part de malades chroniques dans la population des 25 ans et plus à travers selon les scénarios	54
Figure 7: Pyramides des Ages	55
Figure 8: Part malades/non malades en 2004	57
Figure 9: Part malades/non malades en 2029 - Scénario Tendancier.....	57
Figure 10: Part malades/non malades en 2029 - Scénario de Healthy Ageing	57
Figure 11: Part malades/non malades en 2029 - Scénario de Progrès Médical	57
Figure 12: Progression des dépenses en médicaments remboursables des 25 ans et plus à travers le temps selon les scénarios	60
Figure 13: Progression des dépenses en médicaments remboursables des 60 ans et plus à travers le temps selon les scénarios	60
Figure 14: Dépenses individuelles moyennes en pharmacie.....	61
Figure 15: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros en 2004	62
Figure 16: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros - scenario tendancier	62
Figure 17: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros - scenario de healthy ageing	62
Figure 18: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros - scenario de progres medical	62
Figure 19: Distribution des dépenses de santé avant la log-transformation.....	70
Figure 20: Distribution des dépenses après log-transformation.....	70
Figure 21: Distribution des dépenses des malades chroniques	71
Figure 22: Distribution des dépenses des non malades.....	71
Figure 23: Analyse des résidus du modèle MCO.....	72

Table des tableaux

Tableau 1: L'étude en résumé.....	13
Tableau 2: Décomposition de la dépense dans le fichier EPAS.....	18
Tableau 3: Liste des variables de la base ESPS 2004 pouvant entrer dans le modèle économétrique	20
Tableau 4: Variable "Occupation principale de la personne "	22
Tableau 5: Variable "Catégorie socioprofessionnelle"	23
Tableau 6: Variable "Niveau d'étude"	24
Tableau 7: Variable "Région" et les densités médicales	26
Tableau 8: Tests des effets du modèle	42
Tableau 9: Répartition des individus - Classes d'âge	44
Tableau 10: Répartition des individus - Couverture Complémentaire.....	45
Tableau 11: Répartition des individus - CMU	45
Tableau 12: Répartition des individus - Indice de Masse Corporelle	45
Tableau 13: Répartition des individus - Profil d'Alcoolisation	45
Tableau 14: Répartition des individus - Régime d'Assurance Maladie	45
Tableau 15: Répartition des individus - Sexe.....	45
Tableau 16: Répartition des individus - Tabagisme	45
Tableau 17: Répartition des individus - Etat de Santé	46
Tableau 18: Répartition des individus - Statut Matrimonial	46
Tableau 19: Répartition des individus - Densité Médicale	46
Tableau 20: Association des probabilités prédites et des réponses observées	47
Tableau 21: Le modèle logistique : la probabilité d'être consommant	47
Tableau 22: Statistiques du modèle mco.....	48
Tableau 23: Coefficients de régression estimés	49
Tableau 24: Taux de mortalité bruts (sur 25 ans).....	52
Tableau 25: Population Métropolitaine des plus de 25 ans et les plus de 60 ans en Millions .	58
Tableau 26: Dépenses en pharmacie pour les plus de 25 ans et les plus de 60 ans en milliards d'Euros	63
Tableau 27: Les taux de croissance de la dépense en pharmacie entre 2004 et 2029.....	64

Introduction

Le projet consiste à réaliser une prévision des dépenses annuelles en médicaments remboursables (l'automédication n'est pas incluse ici) en médecine de ville (en dehors de l'hôpital) des assurés sociaux de 25 ans et plus à l'horizon 2029 sous l'effet, toutes choses égales par ailleurs, du vieillissement de la population. Les hypothèses testées portent sur différents scénarios d'évolution de la morbidité et de la mortalité.

Afin d'établir ces prévisions, il est nécessaire de mobiliser des données permettant de connaître la consommation de médicaments et l'état de santé selon l'âge afin de faire vieillir artificiellement la population sous l'hypothèse de variations démographiques et épidémiologiques. Il serait possible d'accéder à des données de classes homogènes de médicaments permettant d'établir un taux de croissance du chiffre d'affaires (décomposé en effet prix et volume) comme celles par exemple de l'observatoire du LIR. Cependant, ces données ne permettent pas de décomposer l'effet volume afin d'isoler l'impact du vieillissement notamment parce qu'elles ne distinguent pas les dépenses par classes d'âge et par états de santé. L'intérêt majeur de cette étude prospective réside en effet dans la capacité du modèle à prédire l'effet du vieillissement toutes choses égales par ailleurs sur la dépense de médicaments à l'horizon 2029 par tranches quinquennales. Les autres facteurs susceptibles de jouer un rôle sur l'évolution des dépenses de médicaments ne sont donc pas pris en compte. On rappelle que les facteurs d'accroissement des dépenses de santé sont généralement divisés en deux types : les facteurs démographiques, qui incluent le vieillissement de la population, l'allongement de la durée de vie et les changements épidémiologiques, et les facteurs non- démographiques que sont l'élasticité revenu, l'élasticité prix, le progrès technologique et les changements dans les pratiques médicales.

La micro-simulation va s'appuyer sur trois scénarios. Un scénario tendanciel (prolongement des tendances passées en termes d'évolution épidémiologique), un scénario de compression de la morbidité (healthy ageing) et un scénario de progrès médical (scénario de healthy ageing avec une augmentation de la survie). Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'appariement de deux bases de données de 2004 (EPAS - Echantillon Permanent des Assurés Sociaux et ESPS - Enquête Santé et Protection Sociale).

Dans les fichiers de l'EPAS, nous disposons de la dépense totale annuelle et individuelle d'un échantillon représentatif de la population des assurés sociaux en France. Cette dépense est également décomposée dans le fichier de la façon suivante : dépense effective, ticket modérateur, part prise en charge par la sécurité sociale et dépassement.

Dans cette étude, nous évaluons essentiellement la dépense globale annuelle individuelle de médicaments remboursables (hors hôpital et automédication). La base de données 2004 est utilisée afin de construire par micro-simulation les populations futures jusqu'en 2029, les individus les plus jeunes de la base 2004 ont 25 ans en 2029. Aucune hypothèse de natalité n'est réalisée ; en d'autres termes, la micro-simulation ne fait pas naître d'individus, raison pour laquelle seuls les 25 ans et plus sont retenus dans l'étude.

Pour réaliser cette étude, il est nécessaire de mesurer l'état de santé de la population à partir de l'exploitation des données ESPS. La méthode de prévision retenue consiste à séparer la population de 2004 en deux : une population en bonne santé et une population en mauvaise santé. Grâce à des probabilités de transitions entre les états de santé et grâce aux taux de mortalité, les individus sont vieilliss artificiellement tous les cinq ans par micro-simulation

jusqu'en 2029 (2009-2014-2019-2024-2029). Pour chaque année et pour chaque scénario, la dépense annuelle individuelle en médicaments est calculée.

Pour obtenir la prévision de la dépense des individus vieilliss artificiellement, on utilise un vecteur de dépenses de médicaments qui prend la forme d'un modèle économétrique. Ce modèle a été estimé sur la base 2004. On fait donc l'hypothèse que ce vecteur est invariant dans le temps, c'est-à-dire que chacun des facteurs de dépenses (statut assurantiel, sexe, IMC...) aura le même impact sur la dépense de médicaments en 2029 qu'en 2004. Les caractéristiques individuelles sont invariantes dans le modèle, seul l'âge et l'état de santé peuvent évoluer entre 2004 et 2029. Ceci traduit la volonté de tester les effets du vieillissement de la population et de la morbidité. En d'autres termes, il s'agit d'évaluer le taux de croissance du chiffre d'affaire en médicaments remboursables en soin de ville dû aux seuls effets démographiques et épidémiologiques.

Ce rapport contient en premier lieu d'une brève revue de la littérature traitant de l'impact de la démographie sur la croissance des dépenses de santé. Cette section est suivie d'une première partie qui établit un panorama des informations disponibles dans la base de données. On introduit dans une seconde partie la technique de prévision que l'on précise ensuite dans la partie III. Enfin, dans la partie IV on présente les résultats des simulations de populations et les estimations de taux de croissance annuels des dépenses en médicaments remboursables pour la période 2004-2029.

Revue de la littérature sur les taux de croissance des dépenses de santé liés au vieillissement

Les facteurs d'accroissement de la dépense de santé sont en général difficiles à isoler pour des raisons méthodologiques (liaisons entre les facteurs, causalité à double sens...), il n'est donc pas étonnant que la littérature sur ces sujets soit plutôt éparse. On trouve cependant quelques études évaluant la part de responsabilité du vieillissement dans la hausse de la dépense passée. La plupart des études portent sur la dépense globale de santé. L'article de Dormont, Grignon et al., 2006, qui portent sur des données microéconomiques (consommation individuelle) des bases ESPS-EPAS de 1992 et de 2000, fait exception en distinguant la dépense en pharmacie. L'étude d'Azizi et Pereira, 2005, qui utilisent les données des bases Cnamts et Eurostat, donne une analyse sur des données macroéconomiques (volume national) et ne distingue pas les différents postes de dépense (pharmacie, hôpital...). Existente également les travaux de l'OCDE qui présentent une méthodologie assez similaire mais qui prend en compte l'effet « coût de la mort » dans ses estimations.

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. Les changements démographiques sont décomposés entre le changement de la structure par âge (modification des proportions de chaque classe d'âge) avec une hausse de 4.61% soit 0.56% annuel et l'accroissement de la taille de la population française avec une hausse de 3.02% soit 0.37% annuel. Ils obtiennent également une évaluation de l'impact des changements dans la morbidité de -9.24% soit -0.11% par an sur la dépense en médicaments remboursables. Ce dernier chiffre montre que l'amélioration de la santé des cohortes est déjà perceptible pour les personnes nées avant guerre (les plus de 60 ans en 1992 et en 2000 sont nés avant 1940) alors que ces cohortes n'ont pas connu les

progrès sanitaires, sociales et économiques des générations suivantes. On peut donc envisager un prolongement et une amplification de cette tendance pour l'avenir. Les auteurs estiment l'impact des changements démographiques sur l'ensemble des dépenses de santé à hauteur de 0.77% annuel dont 0.41% dû à l'effet structure par âge et 0.36% à la croissance de la population.

Azizi et Pereira, 2005 décomposent également l'effet démographique en deux, l'effet croissance de la population et l'effet structure par âge. Ils 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 en France avec 0.65% due à la taille de la population et 0.17% généré par les changements de structure d'âge. Entre 1980 et 1989, la hausse enregistrée est de 0.79% avec 0.51% et 0.28% respectivement pour la croissance de la population et la structure d'âge. Enfin sur une période comparable à celle étudiée par Dormont, Grignon et al., 2006, 1990-2002, Azizi et Pereira, 2005 trouvent une augmentation des dépenses de santé liée au seul effet démographique de 0.84% dont 0.41% pour l'effet taille et 0.43% pour l'effet structure. L'OECD, 2006 estime qu'entre 1970 et 2000 le rôle du vieillissement de la population dans les dépenses aurait été de 0.3% annuel et de 0.2% annuel entre 1980 à 2002.

Le rôle de la démographie reste assez modeste dans l'accroissement des dépenses de santé de ces 30 dernières années en France mais ces évaluations économiques sont réalisées sur les données passées qui n'intègrent pas encore les évolutions démographiques attendues avec l'arrivée aux âges élevées des baby boomers et les changements épidémiologiques d'ampleur annoncés notamment par Robine et Michel, 2004. La nouvelle génération de personnes âgées n'a connu aucune guerre, au contraire elle a évolué dans un environnement plutôt favorisé si on compare à des cohortes nées avant 1940.

Les différences de résultats entre ces études sont aussi attribuables à la divergence de méthode utilisée. Tout d'abord, on distingue l'approche microéconomique de l'approche macroéconomique. Ensuite ces chiffres dépendent de la manière de concevoir le phénomène de vieillissement de la population; par exemple l'OCDE isole dans le profil des dépenses par âge le coût des derniers mois de vie des autres dépenses de santé pour réaliser son estimation (on vit plus longtemps mais on ne meurt qu'une fois). La première étude est néanmoins plus fiable car basée sur une technique d'estimation plus fine que les estimations macro (c'est la méthode que nous avons retenue pour cette étude) et contrôle notamment pour l'évolution de l'état de santé des cohortes ce qui permet de prendre en compte le décalage du coût de la mort dans le cycle de vie des individus (les indicateurs de morbidité utilisés par les auteurs capturent une espérance de vie en bonne santé).

Tableau 1: L'étude en résumé

La méthode :

- Hypothèses émises sur l'évolution du flux quinquennal de malades chroniques et de décédés
- Après micro-simulation on obtient le stock de malades et de survivants en 2009-2014-2019-2024-2029
- L'analyse économétrique des dépenses en 2004 donne le vecteur de dépense individuelle qui varie selon l'âge et l'état de santé et qui prend en compte les caractéristiques socio-économiques des individus
- Ce vecteur de dépense supposé constant est appliqué aux populations 2009-2014-2019-2024-2029 pour obtenir la prévision

Les populations « futures » :

- Les 25 ans et plus
- Les bénéficiaires de l'Assurance maladie française (en 2004)
- Seuls l'état de santé et l'âge sont réévalués pour les années futures par rapport à 2004
- Sinon, les individus artificiellement vieillis sont exactement les mêmes que ceux de la base 2004, hormis les personnes décédées (par micro-simulation).
- Pour les individus de moins de 25 ans en 2004, on leur impute les caractéristiques (profil d'alcoolisation, IMC...) que leurs aînés avaient au même âge, en respectant les distributions par âge et sexe

Les dépenses :

- Dépenses annuelles en pharmacie
- Médicaments remboursables et ayant fait l'objet d'un remboursement par l'assurance maladie
- Les dépenses en automédication n'entre pas dans le champ de l'étude
- La consommation de médicaments à l'hôpital n'entre pas dans le champ de l'étude

Le vecteur de dépenses :

- Le vecteur prend en compte l'état de santé, l'âge et le sexe de la personne, son indice de masse corporelle (IMC), si elle fume, son profil d'alcoolisation, si elle vit en couple, si elle est bénéficiaire ou non d'une complémentaire santé ou de la CMU, si elle cotise au régime général (vs régime spécial), si elle vit dans une zone à densité médicale élevée ou non. Ces informations sur les consommateurs sont supposées constantes dans le temps.
- La dépense individuelle projetée est l'espérance mathématique de la dépense (produit de la probabilité de consommer et de la consommation potentielle)

L'état de santé et les transitions épidémiologiques:

- Trois états de transition possibles : non malades, malades chroniques et décès
- La mauvaise santé est un état semi absorbant, le modèle ne permet pas la rémission

- Les probabilités de transitions sont différentes pour chaque sexe, chaque classe d'âge et chaque état de santé

Les scénarios testés :

- Prolongation de Tendance (PT)
- Healthy Ageing (HA) : allongement de la vie en bonne santé compensée par la réduction de la vie en mauvaise santé. Les probabilités de transition vers la maladie sont décalées de 10 ans pour les hommes et de 5 ans pour les femmes.
- Progrès Médical (PM): Healthy Ageing + allongement des espérances de vie des malades et des non malades. Toutes les probabilités de transition (y compris les taux de mortalité) sont décalées de 10 ans pour les hommes et de 5 ans pour les femmes.

Résultats :

- Les **taux de croissance** annuels moyens du chiffre d'affaire en médicaments remboursables pour les **25 ans et plus** entre 2004 et 2029 attribués uniquement au vieillissement de la population et aux évolutions de l'état de santé sont : 1.44% (HA) ; 1.14% (PT) ; 1.77 % (PM)
- Les **taux de croissance** du chiffre d'affaire annuels moyens en médicaments remboursables pour les **60 ans et plus** entre 2004 et 2029 attribués uniquement au vieillissement de la population et aux évolutions de l'état de santé sont : 2.65% (HA) ; 2.35 % (PT) ; 3.18 % (PM).

Partie I - La base de données

1. Présentation générale

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'appariement des fichiers administratifs des trois principales caisses de l'assurance maladie française (CNAMTS¹, RSI² et MSA³), 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).

Nous disposons des vagues 2004 et 2006 de l'enquête ESPS, mais en 2006 la construction des indicateurs de risque vital et d'invalidité n'a pas été reconduite (*cf.* partie « variables explicatives » de ce document). Il n'est donc pas possible de reconstruire l'indicateur de morbidité agrégé avec ESPS2006. L'alternative serait d'utiliser l'échelle de qualité de vie SF36⁴. Cet indicateur présente l'avantage d'être largement utilisé et validé dans la communauté scientifique cependant il reste un indicateur subjectif et auto-déclaré tandis que le risque vital et l'indicateur d'invalidité sont codés par des médecins sur la base de questionnaires de santé des individus. En outre le risque vital permet d'intégrer aux projections la notion de « time to death » (temps précédant la mort) (*cf.* partie « variables explicatives » de ce document). Ainsi il semble plus adapté de se servir d'ESPS 2004 comme base de projection.

¹ Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés

² Régime Social des Indépendants

³ Mutualité Sociale Agricole

⁴ Cette échelle associe 8 concepts d'état de santé : 1) limitations dans les activités physiques à cause d'un problème de santé ; 2) limitations dans les activités sociales à cause d'un problème physique ou émotionnel ; 3) limitations dans les activités du quotidien à cause d'une incapacité physique ; 4) douleur corporelle ; 5) santé mentale générale (détresse psychologique et bien-être) ; 6) limitations dans les activités du quotidien à cause de problèmes émotionnels ; 7) vitalité (énergie et fatigue) ; 8) perception de l'état de santé général. Ware, J. et C. Donald Sherbourne (1992). "The MOS 36-Item Short Form Health Survey (SF-36)." *Medical Care* **30**(6): 473-483.

L'EPAS est un panel d'assurés sociaux qui recense de manière exhaustive les prestations de l'Assurance maladie c'est-à-dire toutes les dépenses ayant fait l'objet d'un remboursement. L'avantage majeur de cette base est qu'elle contient l'exacte dépense évitant ainsi 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 (le fichier ne supporte que 10% de la dépense hospitalière réelle). 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%. 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 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. Les inconvénients d'ESPS sont principalement qu'elle exclut les habitants des DOM TOM, de la Corse et les expatriés. En outre, l'enquête n'étant pas menée au cours d'une année entière, elle peut comporter un biais de saisonnalité.

A l'heure actuelle, en France, ESPS appariée avec EPAS est l'unique base supportant 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 utilisables pour cette étude (certaines observations présentent des valeurs manquantes sur les variables 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 comportent 62 444 707 individus conformément à la population métropolitaine en 2004.

2. Les variables d'intérêt

On cherche à expliquer la dépense en pharmacie et à déterminer les variables susceptibles de la modifier. En premier lieu, le contenu de la base de données doit être analysé. Il est alors nécessaire d'établir un panorama des possibilités de modélisation de la dépense c'est-à-dire de lister les informations sur le comportement et les caractéristiques des consommateurs. Une fois ce recensement effectué il faut choisir les variables à retenir puis, lorsque nécessaire procéder à des recodages.

La base de données contient les informations suivantes :

- Les facteurs de risques : consommation de tabac, d'alcool, Indice de masse corporelle (IMC), tension artérielle, consommation de fruits et légumes.
- Le statut socio-économique :
 - Actuel : statut matrimonial, la prise en charge à 100%, la catégorie socioprofessionnelle (PCS), le niveau d'éducation, être bénéficiaire de la CMU, la tranche de revenus calculée des ménages, le régime d'assurance maladie.
 - Passé : n'avoir jamais travaillé au cours de sa vie, avoir cessé son activité professionnelle.
- Le comportement d'accès aux soins : nombre de visites chez le médecin généraliste (chez des spécialistes...) au cours des 12 derniers mois
- La région d'habitation de l'enquêté. Cette variable peut s'avérer utile dans l'optique d'intégrer une indication sur l'offre de soin, l'option « médicament » pour le

traitement de certaines maladies étant sensible au contexte local de l'offre de soins (la zone rurale par exemple est généralement un prédicteur de l'option médicamenteuse - en l'absence d'autres services de santé).

2.1.La consommation pharmaceutique dans EPAS

La consommation pharmaceutique recensée dans le fichier EPAS concerne les dépenses en ambulatoire engendrées par chaque assuré social de l'échantillon pour l'année 2004 et ayant fait l'objet d'un remboursement par l'assurance maladie. La dépense en pharmacie se décompose de la manière suivante dans le fichier (variables disponibles dans la base de données) :

Tableau 2: Décomposition de la dépense dans le fichier EPAS

Dépense effective (Dépense reconnue ⁵ + dépassement)
Montant restant à charges (TM + dépassement)
Dépassement
Remboursement total
Ticket modérateur (TM)

La différenciation des prévisions de chiffre d'affaire entre les grandes classes thérapeutiques (analgésique, anxiolytique...) et entre l'achat de médicaments princeps et génériques nécessiterait d'émettre des hypothèses sur la répartition future des consommations entre ces

⁵ La dépense reconnue en pharmacie correspond à la somme de la dépense reconnue pour chacune des catégories suivantes :

- médicaments remboursés à 100% ;
- médicaments à vignette bleue, dont le service médical n'a pas été reconnu comme majeur. Elle concerne notamment l'homéopathie ou tous les médicaments pour des troubles ne présentant pas de caractère de gravité ; le remboursement est dans ce cas de 35 %.
- médicaments à vignette blanche ; correspond à un taux de remboursement de 65 % et s'applique à la plupart des médicaments courants ;
- médicaments non spécialisés, remboursés à 80%.

Ces taux de remboursement s'appliquent :

- soit sur la base de leur prix de vente (prix limite de vente fixé réglementairement) ;
- soit sur la base d'un tarif forfaitaire de responsabilité (T.F.R.).

Ne sont donc pas compris dans cet ensemble les produits non remboursés par l'Assurance maladie, ni les produits d'origine humaine, les accessoires et les pansements.

catégories. Or il est difficile d'anticiper ces composantes à 20 ans et en particulier de spéculer sur les traitements à venir.

2.2. Les variables explicatives

Les variables présentées au début de la section 2 sont habituellement utilisées pour estimer les dépenses de santé dans des modèles économétriques. Dans le cadre de projections, on ne peut cependant pas toutes les inclure car il est souvent difficile d'anticiper leurs évolutions comme par exemple pour les facteurs de risques ou le statut matrimonial et c'est d'autant plus difficile dans le cas de « futurs » adultes, qui ont moins de 25 ans en 2004 et qui auront entre 25 et 50 ans en 2029. Il est cependant évident que plus le modèle intègre de variables, plus son pouvoir explicatif sera grand (en particulier pour des variables élémentaires telles que l'état de santé), il faut donc tenter d'en intégrer le plus possible. Nous considérons donc certaines de ces variables constantes au cours des 25 prochaines années (ce qui est peu contestable pour des variables de statuts – sexe et de niveau d'étude – mais davantage pour des variables de comportement par exemple pour la couverture assurantielle, le profil d'alcoolisation ou l'indice de masse corporelle,...) et nous projetons par micro-simulation l'état de santé. Un premier tri est effectué dans la liste des variables disponibles dans la base de données, puis ces variables sont testées et certaines recodées. Dans cette étude, nous avons choisi d'attribuer aux « nouveaux adultes » des bases projetées pour 2029 les caractéristiques moyennes par classes d'âge quinquennales des adultes de la base 2004.

2.3. Présélection des variables d'intérêt (modèle primaire)

Les variables ci-dessous sont utilisées pour une première projection des dépenses. Certaines ne seront pas retenues si elles ressortent non-significatives dans le modèle de base.

Tableau 3 : Liste des variables de la base ESPS 2004 pouvant entrer dans le modèle économétrique

Description de la variable	N (25 ans et plus)	Valeurs manquantes	Filtre
Sexe	4610	Non	Non
Age	4610	Non	Non
Région	4610	Non	Non
Vivez-vous en couple actuellement ?	4610	392	Non
Variables socio-économiques			
Occupation principale de la personne	4610	Non	Non
Si la personne est salariée, catégorie perçue ?	4610	183	Non
La personne bénéficie-t-elle d'une couverture complémentaire maladie privée ?	4610	Non	Non
Quelqu'un de votre foyer bénéficie-t-il d'une couverture complémentaire maladie privée ?	4600	10	Non
La personne est-elle bénéficiaire du RMI ?	4610	2	Non
La personne a-t-elle la couverture maladie universelle complémentaire ?	4610	14	Non
Quel est votre niveau d'étude ?	4610	Non	Non
Régime d'Assurance maladie (Régime général vs régimes spéciaux)	4610	Non	Non
Variables indicatrices d'état de santé			
Risque vital codé	4610	Non	Non
Degré d'invalidité codé	4610	Non	Non
A déjà fumé ou est fumeur habituel*	4610	Non	Non
Avez-vous déjà fumé ?*	3295	124	Oui : questions posées aux personnes ayant répondu non à l'item précédent
Fumez-vous de façon habituelle ?	4610	Non	Non
Combien de fois vous arrive-t-il de consommer de l'alcool ?	4610	274	Non
Tranche de BMI (Obèse-Surpoids-Normal-Maigre)	4552	175	Oui : sauf femmes enceintes
Profils d'alcoolisation (variable agrégée)	4610	Non (mais 342 inclassables de l'algorithme)	Non
Consommez-vous plus de 4 fruits ou légumes par semaine ?	4610	389	Non

*Non significatif dans les régressions visant à expliquer la consommation de médicaments

Note : Les individus pour lesquels les informations sur le risque vital et sur le degré d'invalidité (qui constituent l'élément principal de la prévision) ne sont pas disponibles ont été supprimés de la base avant la procédure de pondération (on est passé de 4793 observations à 4610). Excepté pour ces deux variables, les valeurs effectivement manquantes (qui ne résultent pas d'un filtre dans le questionnaire) ont été imputé selon l'âge et le sexe par un tirage au sort dans la distribution empirique des variables.

Les différentes modalités de certaines variables présentent des effectifs trop dispersés pour être comparées les unes avec les autres. La technique d'estimation des dépenses (modèle économétrique) consiste en quelque sorte à comparer des types d'individus (fumeur vs non fumeur, en couple vs célibataire etc...) toutes choses égales par ailleurs c'est-à-dire lorsque la seule information qui diffère entre deux groupes d'individus est la variable d'intérêt. Lorsqu'il y a trop peu de personnes dans l'une ou l'autre des classes le modèle perd de sa puissance statistique et les paramètres estimés de chaque classe n'ont plus vraiment de sens. Pour éviter ces dispersions d'informations, il est nécessaire de recoder ces variables en regroupant certaines de leurs modalités (voir par exemple la variable codant pour la catégorie socioprofessionnelle).

- **Les indicateurs de risque vital et d'invalidité** sont utilisés pour construire l'indicateur de morbidité agrégé (voir partie méthodologie). Le risque vital donne une information sur l'espérance de vie en bonne santé et l'indicateur d'invalidité donne le degré d'autonomie de la personne. Leur valeur conditionne hautement la dépense de santé.
- **L'Indicateur de Masse Corporelle (IMC)** est réparti dans la base de données selon la classification habituelle : Maigre ($IMC < 18.5$), Poids de santé ($18.5 \leq IMC < 24.9$), Surpoids ($25 \leq IMC < 30$) et Obésité ($IMC \geq 30$).
- **L'âge de la personne** (linéaire, quadratique et cubique). Le modèle économétrique doit intégrer l'âge sous trois dimensions pour rester fidèle au profil empirique des dépenses : d'abord croissante puis décroissante pour les survivants aux grands-âges (Shoven, 2004).
- **L'assurance santé complémentaire.** Dans les modèles d'utilisation des services de santé la variable d'assurance santé est habituellement traitée comme variable endogène, c'est-à-dire prédéterminée par le modèle lui-même. En effet la décision de

souscrire à une assurance complémentaire est souvent conditionnée par le niveau des dépenses, et le niveau des dépenses conditionné par le fait d'avoir ou non une assurance complémentaire. Il faudra la remplacer sa vraie valeur par une estimation.

- **L'occupation principale de la personne** semble a priori intéressante car elle donne de l'information sur le style de vie, le temps travaillé et ajoute certainement de l'information sur la santé des personnes. Elle doit être sélectionnée pour expliquer la dépense mais doit être recodé car elle présente trop de dispersion des données à travers les catégories.

Tableau 4: Variable "Occupation principale de la personne "

	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
01 : Actif travaillant actuellement	23063081	54.10	23063081	54.10
02 : Actif en congé longue maladie	426210.5	1.00	23489291	55.10
03 : Actif en congé maternité	373900.4	0.88	23863192	55.98
04 : Retraité ou retiré des affaires	10721798	25.15	34584989	81.13
05 : Veuf/veuve titulaire d'une pension de réversion	402151	0.94	34987140	82.08
06 : Chômeur	2863053	6.72	37850193	88.79
07 : Femme/homme au foyer	3364711	7.89	41214904	96.69
08 : Inactif avec pension d'invalidité	815742.9	1.91	42030647	98.60
09 : Autre inactif	406175.9	0.95	42436823	99.55
11 : Etudiant ou élève	189945	0.45	42626768	100.00

Remarque : la modalité 10 n'existe pas

La variable « occupation » est créée de la façon suivante:

- La modalité '1' code pour les chômeurs (op='06')
- La modalité '2' regroupe les retraités (op='04' et '05')
- La modalité '3' regroupe les inactifs (op='07', '08', '09', '11')
- La modalité '4' regroupe les actifs occupés (op='01', '02', '03').

- **La Profession de la personne** est une variable « classique » des déterminants des comportements de consommation en général. Elle doit être recodée à cause de la dispersion des données à travers les catégories.

Tableau 5: Variable "Catégorie socioprofessionnelle"

	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
10 : Agriculteur, exploitant	226	4.90	226	4.90
20 : Artisan, commerçant, chef d'entreprise SAI	2	0.04	228	4.95
21 : Artisan	148	3.21	376	8.16
22 : Commerçant & assimilé	140	3.04	516	11.19
23 : Chef d'entreprise de 10 salariés et plus	25	0.54	541	11.74
31 : Profession libérale	49	1.06	590	12.80
32 : Profession intellectuelle, artiste, cadre fonction	112	2.43	702	15.23
36 : Cadre d'entreprise	433	9.39	1135	24.62
41 : Prof intermédiaire enseignement santé fonction publique	263	5.70	1398	30.33
46 : Prof intermédiaire commerciale des entreprises	265	5.75	1663	36.07
47 : Technicien	185	4.01	1848	40.09
48 : Contremaître, agent de maîtrise	135	2.93	1983	43.02
51 : Employé fonction publique	285	6.18	2268	49.20
54 : Employé administratif d'entreprise	434	9.41	2702	58.61
55 : Employé de commerce	238	5.16	2940	63.77
56 : Service direct particulier	337	7.31	3277	71.08
61 : Ouvrier qualifié	917	19.89	4194	90.98
66 : Ouvrier non qualifié ouvrier spécialisé	352	7.64	4546	98.61
69 : Ouvrier agricole	63	1.37	4609	99.98

La variable « CSP » est créée de la façon suivante :

- La modalité '1' code pour artisans, commerçants et chefs d'entreprises (pcs = '20','21','22','23','31')
- La modalité '2' code pour les **cadres** (pcs='32','36')
- La modalité '3' code pour les **professions intermédiaires** (pcs='41','46','47','48')
- La modalité '4' code pour les **employés** (pcs='51','54','55')
- La modalité '5' code pour le **Service direct particulier** (pcs='56')
- La modalité '6' code pour les **Agriculteur** (pcs='10')
- La modalité '7' code pour les ouvriers (pcs='61','66','69')
- La modalité '8' code pour les personnes qui n'ont jamais travaillé.

- **Le niveau d'étude**, comme la catégorie socioprofessionnelle, est a priori à prendre en compte. Il est d'usage de penser que l'éducation agit positivement sur les

comportements des personnes vis à vis de leur santé. Cette variable doit être recodée à cause de la dispersion des données à travers les catégories.

Tableau 6: Variable "Niveau d'étude"

	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pourcent. cumulé
00 : A l'étranger, scolarisé à l'étranger	8735.311	0.02	8735.311	0.02
01 : Non scolarisé, jamais scolarisé	753735.9	1.77	762471.2	1.79
02 : Maternelle, primaire	8695729	20.40	9458200	22.19
03 : 1er cycle, 6ème, 5ème, 4ème, 3ème, technique, jusqu'à CAP et BEP	16730076	39.25	26188277	61.44
04 : 2nd cycle, 2nde, 1ère, terminale, Bac technique (BT), Baccalauréat	5976937	14.02	32165213	75.46
05 : Etudes supérieures au Bac	10078655	23.64	42243869	99.10
06 : Autre	44613.53	0.10	42288482	99.21
07 : Non renseigné	234764.3	0.55	42523246	99.76
08 : Rien, aucun diplôme, autodidacte	62480.5	0.15	42585727	99.90
09 : Formation professionnelle	41041.34	0.10	42626768	100.00

La variable « etude » est créée de la façon suivante :

- La modalité '1' code pour les indéterminés et les personnes qui ont arrêté leur scolarité au premier cycle (nivetu ='06','07','00','01','08','02')
- La modalité '2' regroupe les personnes qui ont arrêté leur scolarité au deuxième cycle (nivetu ='03','09')
- La modalité '3' regroupe les personnes ayant le niveau baccalauréat (nivetu ='04')
- La modalité '4' regroupe les personnes ayant suivies des études supérieures (nivetu ='05').

- **Le revenu** peut également conditionner la dépense en pharmacie bien que le système d'assurance maladie couvre la grande partie des dépenses en médicaments remboursables et que seulement 7% de la population française ne bénéficie pas d'une couverture complémentaire. Il faut tout de même la tester et doit être recodé.

La variable "Income" est créée de la façon suivante :

La variable prend la valeur 'Niveau RMI' si le revenu par unité de consommation⁶ est inférieur à 500 euros ; la variable prend la valeur 'Niveau SMIC' si le revenu par unité de consommation est compris entre 500 et 900 euros; La variable prend la valeur 'Revenu élevé' si le revenu par unité de consommation est supérieur à 900 euros.

- **Le régime d'assurance maladie** est une variable intuitivement intéressante car il semble que les régimes spéciaux n'assurent pas tous aux mêmes taux et ne proposent pas les mêmes services à leurs assurés. Il semblerait en particulier que les régimes spéciaux se distinguent du régime général.

La variable regimegene prend la valeur '1' si la personne appartient au régime général ; elle prend la valeur '0' si non (i.e. : régimes spéciaux type EDF-GDF, Militaires de carrière...etc.).

- **La région** pourra capturer un effet offre de soin. L'introduction d'une variable de location et en particulier la région de résidence de l'assuré permet d'introduire dans le modèle un aspect offre de soin. En effet les différentes régions françaises ne sont pas également dotées en médecins, la densité médicale est hétérogène.

⁶ Le revenu individuel par unité de consommation est calculé sur la base du revenu net mensuel du ménage avec les escomptes suivant : 1 UC pour le premier adulte du ménage ; 0,5 UC pour le conjoint ; 0,3 UC pour les enfants.

Tableau 7: Variable "Région" et les densités médicales

	Fréquence	Pourcentage	Densité médicale par rapport à la moyenne nationale en % en 2002 (Source ADELI ⁷)
11 : Ile-de-France	661	13.79	+26
21 : Champagne-Ardenne	121	2.52	-22
22 : Picardie	187	3.90	-30
23 : Haute-Normandie	170	3.55	-24.5
24 : Centre	193	4.03	-25
25 : Basse-Normandie	127	2.65	-22.7
26 : Bourgogne	128	2.67	-19
31 : Nord-Pas-de-Calais	309	6.45	-14.7
41 : Lorraine	209	4.36	-12
42 : Alsace	146	3.05	+1.8
43 : Franche-Comté	94	1.96	-15.1
52 : Pays de la Loire	272	5.67	-22.2
53 : Bretagne	302	6.30	-9
54 : Poitou-Charentes	163	3.40	-15
72 : Aquitaine	323	6.74	+5
73 : Midi-Pyrénées	210	4.38	+9.8
74 : Limousin	63	1.31	-0.6
82 : Rhône-Alpes	536	11.18	-1
83 : Auvergne	93	1.94	-13
91 : Languedoc-Roussillon	172	3.59	+11.6
93 : Provence-Alpes-Côte d'Azur	310	6.47	+23.6
94 : Corse	4	0.08	

La variable « Density » est créée de la façon suivante : Si la région a une densité médicale supérieure ou égale à la moyenne nationale alors la variable prend la valeur '1 : densité élevée' (noreg= '21','22','23','24','25','26','43','52', '31','41','53','54','83'); sinon elle prend la valeur '2 : densité faible' (noreg= '73','91', '11','93','94','42','72','74','82').

⁷ ADELI signifie Automatisation DEs LIstes. C'est un système d'information national sur les professionnels relevant du code de la santé publique, du code de l'action sociale et des personnes autorisées à faire usage du titre de psychologue.

Partie II - Méthodologie

La méthodologie employée consiste à appliquer un vecteur de dépenses de santé (calculé à partir d'un modèle économétrique) à une base de données regroupant des cohortes représentatives de la population française de 2029. Pour réaliser cette micro-simulation dynamique, nous devons faire vieillir artificiellement la population pendant 25 ans selon un processus de Markov.

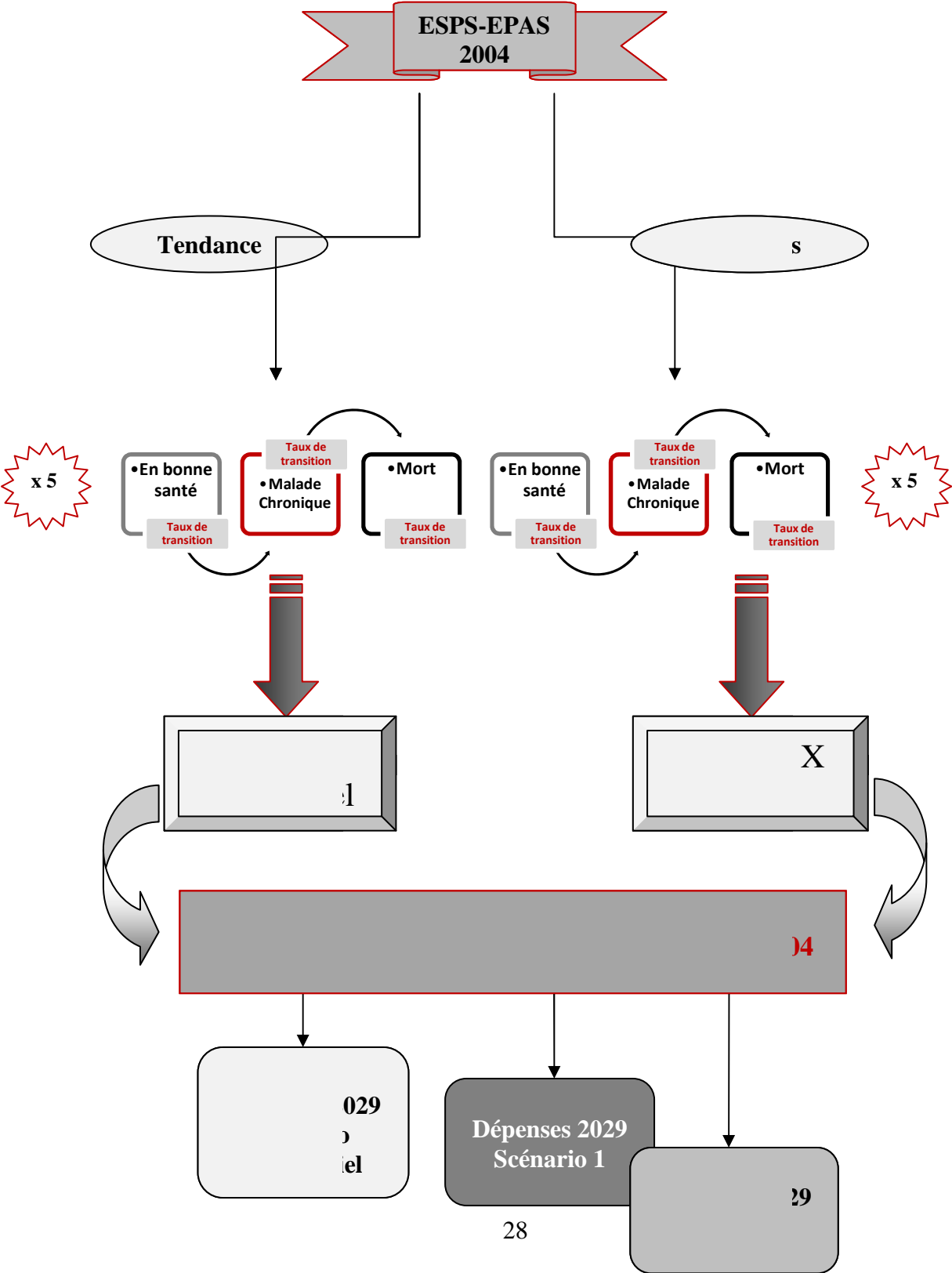
Trois étapes vont être nécessaires à la réalisation de cette micro-simulation :

- i. La définition des cohortes représentatives et la simulation des futures populations réalisée grâce à des taux de transition inter-état de santé
- ii. La définition et l'estimation du vecteur de dépenses de santé sur les données ESPS-EPAS 2004
- iii. et enfin la simulation des dépenses de santé pour les années 2009-2014-2019-2024-2029 qui consiste à appliquer le vecteur à la population vieillie.

Le schéma ci-après décrit le processus de micro-simulation. Le point de départ est la base de données ESPS-EPAS 2004 à partir de laquelle nous procédons à la simulation des futurs états de santé selon 3 différents scénarios de vieillissement. Le processus de vieillissement consiste à faire transiter les individus d'un état de santé vers un autre. A chaque période quinquennale, le nouvel état de santé est déterminé grâce à l'état de santé initial et aux taux de transition calculés pour chaque sexe et chaque classe d'âge. Cinq itérations sont donc nécessaires pour mener la base de données de 2004 à 2029. On procède de la même façon pour les trois scénarios, scénarios qui se distinguent par leur matrice de taux de transition (*cf.* la description des scénarios). D'autre part, un modèle économétrique de dépenses de médicaments est

élaboré, toujours sur la base ESPS-EPAS 2004. Ce modèle, appliqué aux bases de données préalablement obtenues grâce à la micro-simulation des états de santé en 2029, nous permet d'obtenir les dépenses de médicaments pour 2029 pour trois scénarios de vieillissement.

Figure 1: Schéma de la micro-simulation



1. Projeter la population et son état de santé pour les années 2009- 2014-2019-2024-2029

1.1.L'indicateur de morbidité agrégée

L'état de santé des individus constitue l'élément central des prévisions. Tout d'abord, et comme nous le verrons par la suite, les dépenses en médicaments en dépendent sensiblement. Ensuite, c'est sur la base de leur état de santé que sont vieillies les individus selon plusieurs possibilités d'évolution de la morbidité. La première étape consiste donc à définir ce qu'est l'état de santé de chacun, à en construire une variable indicatrice. L'objectif ici n'est pas d'obtenir une donnée précise sur la santé mais des prévisions fiables des dépenses qui prennent en compte deux types de population consommante, à savoir les malades chroniques et les autres, les premiers ayant une espérance de vie inférieure et une demande en médicaments nettement supérieure liée à leur pathologie.

La littérature sur les déterminants des dépenses de santé mentionne une forte corrélation entre les dépenses individuelles et la brièveté de la période qui précède la mort (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). Ainsi, prendre comme prédicteur des dépenses, l'âge (ou une simple statistique moyenne de l'espérance de durée de vie) ne semble pas suffisant ; il faut enrichir cette donnée personnelle d'un autre indicateur plus précis quant à l'état de santé de l'individu (Shang et Goldman, 2008). L'IRDES a construit des indicateurs d'incapacité et de « risque vital » permettant notamment d'adapter la quantification des espérances de vie en tenant compte d'une vie sans incapacité et/ou de 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. Comme toute « cardinalisation » des mesures de l'état de santé, il comporte bien sûr des inconvénients.

Mais cette mesure simplifie l'analyse des transitions épidémiologiques en la réduisant à une seule dimension. 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 sur cet indicateur de morbidité agrégée. De plus la présence de polypathologies (co-morbidités) réduirait la représentativité de l'échantillon.

Nous créons donc un indicateur agrégé de morbidité, destiné à capturer une espérance de vie en bonne santé individuelle à partir de l'indice de risque vital (échelle allant de 0 à 5) et du degré d'invalidité (échelle allant de 0 à 7) (voir Perronnin, Rochaix et al., 2006 pour une présentation détaillée de ces indicateurs). Notre variable se compose donc de deux modalités: état de (bonne) santé e_1 et état de (mauvaise) santé e_2 .

Conformément au codage réalisé, l'état '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. L'état e_2 est semi-absorbant car le modèle n'autorise pas la rémission, une fois malade on ne peut pas revenir à l'état de bonne santé ; soit on reste malade, soit on meurt (i.e. : il n'est pas possible de passer de e_2 à e_1).

1.2. La micro-simulation dynamique

Pour prédire les dépenses de santé à moyen terme en tenant compte du vieillissement de la population, il est nécessaire d'anticiper l'évolution de la structure par âge. Deux techniques sont principalement utilisées en démographie, en épidémiologie et en économie pour évaluer ce changement démographique : la macro et la micro-simulation.

La première méthode consiste à émettre des hypothèses basées essentiellement sur l'évolution des structures par âge et sexe des populations. Des hypothèses sont ensuite formulées quant à l'évolution des facteurs économiques susceptibles d'accroître les dépenses de santé tels que

l'effet inflationniste du progrès technologique, l'augmentation du pouvoir d'achat des ménages (effet revenu) ou encore l'évolution de l'offre (effet prix, effet volume et élargissement de la gamme des traitements disponibles aux malades, accès aux soins). Ces taux sont calculés sur des données rétrospectives (voir EC-Economic Policy Committee, 2005 pour un exemple de macro-simulation des dépenses de santé).

La seconde méthode, la micro-simulation, est plus compliquée à mettre en œuvre mais permet de tester de multiples hypothèses sur les évolutions des comportements individuels comme par exemple l'effet à long terme d'une amélioration de la santé de la population. On observe en France un allongement de la durée de vie qui résulte à la fois d'un allongement de la durée de vie en bonne santé et d'un allongement de la durée de vie en tant que malade chronique (OMS, 2006). Dans le premier cas, les gains de longévité peuvent être imputables à une amélioration générale de la santé, à des progrès en matière d'hygiène ou d'alimentation, à une évolution favorable des comportements à risque (prévention, pratique sportive,...). Dans le second cas, les progrès de la médecine et la découverte de nouveaux traitements, en particulier pour les maladies cardiovasculaires, peuvent contribuer à faire reculer la mortalité, mais en considérant que la morbidité se maintient à un niveau donné (à son niveau actuel par exemple). Donc, outre l'évolution de la structure par âge de la population, l'évolution de la morbidité et de la mortalité constituent des facteurs explicatifs des futures dépenses de médicaments. Mais ces deux évolutions doivent être analysées comme des sources différentes des possibles changements dans le niveau des dépenses de santé des personnes-âgées : dans un cas les survivants seront de « faibles consommateurs » de soins, dans l'autre, les survivants -presque aussi nombreux, mais en mauvaise santé- seront des « gros consommateurs » de soins. On comprend donc que la mise en œuvre de scénarii épidémiologiques distinguant les deux évolutions est nécessaire pour prévoir correctement, et de manière complète, l'évolution

de l'état de santé et, conséquemment, les dépenses de santé de chaque classe d'âge et chaque sexe (une « cohorte »).

Notre étude s'inscrit dans cette seconde optique. Nous choisissons de faire des hypothèses sur les probabilités de survenue d'un problème de santé et sur les probabilités de décès plutôt que sur la proportion de malades et de personnes en vie, puisque c'est ce qui est le plus incertain dans un contexte de transition épidémiologique. Plus clairement, la macro-simulation consiste à faire des hypothèses sur les « stocks de malade » (prévalence) alors que la micro-simulation repose sur des hypothèses réalisées sur « les flux de malade » (incidence). La micro-simulation présente également l'avantage d'être un outil extrêmement flexible, elle permet de créer des scénarios d'évolution sur la gamme entière des variables d'une base de donnée, tandis que la macro-simulation n'autorise rarement plus de 2 dimensions de projections, généralement l'âge et le sexe (voir VanImhoff et Post, 1997 pour une explication détaillée). Dans cette étude de nombreuses variables autres que le sexe et l'âge sont d'ailleurs intégrées pour prédire les dépenses (*cf.* partie modèle de prévision).

1.3. Le principe du vieillissement artificiel de la base de données

La micro-simulation consiste à faire « vieillir » les individus en leur appliquant des probabilités de transitions d'un état de santé vers un autre. Dans ce modèle, toutes les femmes et tous les hommes d'une même classe d'âge ont une probabilité donnée de survenue d'un problème de santé, de décès accidentel (décès « en bonne santé ») ou de décès à la suite de la survenue d'une maladie. Ces probabilités sont appelées taux de transition. En fonction d'une simulation opérée par le logiciel de l'ordinateur, les individus sont « tirés au sort » à chaque période de 5 ans pour déterminer leur nouvel état de santé. L'ordinateur recrée – artificiellement- l'aléa qui caractérise notre devenir en santé à tous -compte tenu du niveau

actuel des connaissances médicales du moins. Bien entendu, ce tirage et les probabilités tiennent compte de l'état de santé à la période précédente. Ainsi nous construisons des matrices de taux de transition qui contiennent des probabilités de passer d'un état de santé à un autre, ou de décéder. 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 x 2 sexes x 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. A la date t , un individu est soit en bonne santé, soit malade. Puis, à la période suivante son état de santé sera déterminé par les probabilités de la matrice de transition auquel il appartient, sachant que sa loterie (la ligne de la matrice) dépend de son état de santé en t (*cf.* dynamique épidémiologique en annexe).

1.4. Construction des matrices de transition pour chaque scénario

Dans un premier temps, il s'agit de construire un jeu de matrices de référence (« Benchmark Case »), en faisant une hypothèse minimale sur le vieillissement épidémiologique, à savoir le maintien de la morbi-mortalité actuelle des cohortes de personnes âgées des années 2000. Il s'agit donc d'adopter une hypothèse conservatoire, consistant à construire des matrices exactement conformes à l'observation en coupe transversale de l'évolution épidémiologique des populations actuelles (on nomme aussi ce scénario le scénario tendanciel). Ces données sont engendrées par une unique dynamique épidémiologique sous-jacente, classe d'âge par classe d'âge, dont nous reconstruisons les matrices de transition par des calculs d'imputation.

1.5. Épidémiologie du vieillissement

Un quart de la population française aura plus de 60 ans en 2030 (OMS, 2006). En France l'espérance de vie à 60 ans augmente en moyenne de deux mois chaque année⁸ et cette croissance est principalement liée à la baisse de la mortalité au grand âge (plus de 90 ans) (Vaupel, Carey et al., 1998). Ce résultat trouve clairement son origine dans l'évolution épidémiologique de nos populations (Robine, 2007). La phase dite de « l'Âge de la conquête de l'étendue de la vie » définie par Olshansky et Ault, 1986, considérée comme la phase dans laquelle se trouve la France aujourd'hui, a débuté dans les années 50. Cette phase se caractérise par la chute de la mortalité au grand âge mais également par l'accroissement de la prévalence de maladies chroniques⁹, qui sont aujourd'hui les principales causes de mortalité (Robine, 2001). Ainsi la question posée par la baisse de la mortalité des aînés est de savoir si elle relève 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 si elle relève de la transformation des maladies autrefois mortelles en maladies chroniques engendrées progressivement par les nouveaux traitements et technologies médicales (Kramer, 1980; Fuchs, 1984). Dans le premier cas, la hausse de l'espérance de vie serait 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 mauvaise santé qui est prolongée. Ainsi ces deux sources 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 l'heure, la France se trouve au niveau de ce que les démographes et épidémiologistes appellent « l'équilibre dynamique » (Manton, 1982) défini par une « augmentation de la prévalence de maladies chroniques, équilibré par la baisse de la sévérité de ces maladies » (Robine, 2001). La compression de la morbidité est une partie

⁸ Voir le site web de l'INED : http://www.ined.fr/fr/pop_chiffres/france/mortalite_causes_decès/esperance_vie/

⁹ Affections de longue durée qui, en règle générale, évoluent lentement (OMS) : maladies cardiovasculaires, cancers, affections respiratoires chroniques, diabète, sida, arthrite...

de la dynamique épidémiologique qui se déroule en France. En effet la morbidité est nettement réduite grâce aux progrès techniques mais aussi et surtout grâce à la prise de conscience des facteurs de risques et de leurs conséquences. En même temps les personnes atteintes de cancer, maladie cardiovasculaire, du VIH etc. ne meurent plus mais vivent avec la maladie. En 2004, d'après l'Organisation Mondiale pour la Santé (OMS), les français passaient en moyenne 7.7 années en mauvaise santé et ils pouvaient espérer être en bonne santé durant 90% de leur vie (OMS, 2006). Cependant l'évolution épidémiologique se poursuit, et les prévalences des maladies chroniques et incapacités à venir restent inconnues : on ne sait pas si les progrès observés par le passé sont susceptibles de perdurer (Robine et Michel, 2004). Nous proposons ici différents scénarios, et leur impact respectif sur la dépense de santé, concernant l'interruption (benchmark) ou le prolongement (healthy ageing) de la transformation des taux de transitions de la population française sur la morbidité.

Nous considérons :

- i) Un **scénario tendanciel** où il n'y a pas de changements épidémiologiques nommé aussi « Benchmark Case »
- ii) Un **scénario de Healthy Ageing**
- iii) Un **scénario de Progrès médical**. Il s'agit en fait de « déformer » les matrices de transition calculées précédemment (le benchmark case) afin d'y intégrer différentes hypothèses alternatives de vieillissement épidémiologique.

1.6. Scénarios de vieillissement inspirés de la théorie de la transition épidémiologique

1.6.1. Scénario tendanciel

Le risque de tomber malade reste constant, on prend en compte l'accroissement actuel de la durée de vie.

Les matrices correspondent aux taux de morbidité courant, directement issus de l'analyse en coupe de la base ESPS2004, et incluent les espérances de vie des individus pour chaque classe d'âge et sexe en 2004. On garde donc les tendances épidémiologiques observées en 2004. Ainsi après simulation des dépenses de santé, nous obtiendrons l'ampleur de la hausse des dépenses liée aux seuls effets démographiques de déformation de la pyramide des âges (papy boom). **Les dépenses projetées dans le cadre de ce scénario résultent alors de prolongations de tendances passées uniquement.**

1.6.2. Scénario de Healthy Ageing

L'incidence est modifiée: les taux de morbidité décroissent, l'espérance de vie 'relative' reste constante (i.e. on garde les taux de décès de 2004).

Ce scénario est basé sur l'hypothèse de **moins morbidité**, les taux de mortalité restant constants (les mêmes que pour BMC). Pour obtenir les matrices du scénario PHA, nous avons appliqué aux probabilités de devenir malades $P(e_1 \rightarrow e_1)$ et $P(e_1 \rightarrow e_2)$ un décalage de deux tranches d'âge pour les hommes et d'une tranche d'âge pour les femmes. De cette manière, on traduit l'amélioration par rapport à la situation actuelle des états de santé des populations futures. 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. Dans ce scénario, seules les probabilités de devenir malade changent, on améliore l'état de santé général de la population sans toucher « directement » aux taux de mortalité. Il y a donc un gain indirect d'espérance de

vie en population globale, *via* le moindre passage dans l'état 2, état « mauvaise santé », qui est plus mortifère. En restant en bonne santé plus longtemps les individus accroissent leur espérance de vie. Ceci 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 épidémiologique.

1.6.3. Scénario de progrès médical

L'hypothèse de healthy ageing est conservée, on lui ajoute une hypothèse de moindre mortalité. Dans ce scénario nous supposons que le progrès technologique engendrera une baisse des taux de mortalité des malades (par la transformation en maladies chroniques des pathologies mortelles), un maintien de la population en bonne santé et un allongement direct de leur espérance de vie.

Ce scénario traduit à la fois l'hypothèse de **moindre morbidité et de moindre mortalité**. Les matrices sont donc le résultat d'un décalage de toutes les probabilités de deux tranches d'âge pour les hommes et d'une tranche d'âge pour les femmes. Comme précédemment, ce décalage signifie qu'en 2029 un homme dont l'âge chronologique est 80 ans se voit attribué les caractéristiques épidémiologiques et les taux de mortalité d'un homme qui avait 70 ans en 2004. C'est un scénario extrême de 'healthy ageing' dans le sens où il exprime 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 –de la même manière que la durée de vie en bonne santé a d'ors et déjà été prolongée par le scénario 2. Ici, le progrès médical est compris uniquement pour ses impacts démographiques et épidémiologiques. Aucun scénario d'évolution des prix sous son effet n'est pour l'instant testé.

Une fois les populations projetées pour 2029 il faut simuler leurs dépenses en médicaments remboursables. On détermine maintenant le vecteur de dépenses qui prend en compte les variables identifiées dans la première partie.

2. Technique d'estimation des dépenses de santé adaptée aux données EPAS-ESPS2004

Pour projeter les dépenses, nous emploierons un modèle économétrique de demande développé sur la base EPAS-ESPS2004. Le traitement économétrique des dépenses de santé requiert la prise en compte des caractéristiques particulières de ce type de données, en particulier la présence d'individus qui n'ont aucune consommation de médicaments durant une année entière. Ainsi la prévision doit s'articuler selon deux comportements des consommateurs : la décision d'entrer dans le parcours de soins, c'est-à-dire distinguer explicitement les consommateurs des non consommateurs, puis évaluer la dépense des personnes qui consomment. Plusieurs techniques d'estimation sont disponibles pour traiter ce type de données. L'analyse des caractéristiques de l'EPAS-ESPS2004 déterminera l'estimateur des dépenses de santé le plus adapté (Buntin et Zaslavsky, 2004).

2.2. Déterminer le modèle économétrique approprié

Dans notre cas, les données de dépenses de santé égales à zéro concernent **13.63 %** de non-consommateurs. Pour traiter économétriquement une telle variable la littérature en économie de la santé suggère quatre alternatives possibles:

- i) modèle en deux parties (Manning, Morris et al., 1981)
- ii) modèle avec sélection d'échantillon ou Heckit (Heckman, 1979)
- iii) modèle à obstacle ou hurdle model (Mullahy, 1986)
- iv) et modèle à mélange fini (finite-mixture model) (Deb et Trivedi, 2002).

Jones (2000) offre une excellente revue des trois premiers modèles et explique notamment dans quel cas chacun de ces modèles est le plus approprié. Au vu de ces considérations, le modèle en deux parties répond convenablement 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 (ici les facteurs retenus pour le niveau de consommation sont l'âge, le sexe, l'état de santé, disposer d'une complémentaire santé, être bénéficiaire de la CMU, l'indice de masse corporelle, le profil d'alcoolisation et de tabagisme). 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 :

$$E(y_i / x_i) = \Pr(y_i > 0 / x_i)E(y_i / x_i, y_i > 0) \quad (1)$$

Où y_i est le niveau individuel des dépenses et x_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, la probabilité de consommer, est estimée par un Logit (on peut utiliser de manière substituable un Probit Greene, 1993):

$$\Pr(y_i > 0) = \frac{1}{1 + e^{-x_i' \beta}} = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} \quad (2)$$

Où $x_i' \beta$ est l'expression des prédictions (x_i le vecteur des co-variables explicatives et β le vecteur des paramètres estimés de la régression logistique). 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 2001) et (Buntin 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.

Partie III - Le Modèle de Prévion des Dépenses en Médicaments Remboursables

Conformément à la méthodologie présentée précédemment nous mettons maintenant en œuvre les deux modèles.

1. Détermination des effets des variables

Les variables présentées dans la partie I sont introduites dans les deux parties du modèle, leurs effets sont testés sur la probabilité d'être un consommant et sur le niveau des dépenses (conditionnel au fait d'être consommant). Ce test montre l'effet de chacune des variables indépendamment des autres variables du modèle, il nous permet donc de déterminer quelles sont les variables qui entrent en jeu dans les décisions de consommations de médicaments des français.

Le tableau 8 présente les résultats des tests. Pour les deux parties du modèle, on retiendra les variables satisfaisant le critère de significativité à 95% de confiance (pour la régression logistique : $Pr > \text{Khi } 2 \text{ inférieur à } 0.05$; pour la régression MCO : $Pr > F \text{ inférieur à } 0.05$).

Tableau 8: Tests des effets du modèle

		Régression logistique Pr (Y>0)		Régression par moindre carré ordinaire ln (Y/Y>0)		
Effet	DF	Khi 2 de Wald	Pr > Khi 2	Effet	Valeur F	Pr > F
				Model	82.78	<.0001
				Intercept	107.33	<.0001
AGEPERS	1	0.0029	0.9569	AGEPERS	18.66	<.0001
Age2	1	0.1593	0.6898	Age2	25.40	<.0001
Age3	1	0.7274	0.3937	Age3	26.16	<.0001
CSP	5	7.1595	0.4125	CSP	0.76	0.6234
CC	1	28.9136	<.0001	CC	15.15	0.0001
CMU	1	11.6234	0.0007	CMU	7.68	0.0056
IMC	3	1.7500	0.6259	IMC	9.19	<.0001
Vegie	1	2.5819	0.1081	Vegie	2.40	0.1213
Etude	3	6.3872	0.0942	Etude	0.21	0.8898
Profilalc	3	3.3187	0.3451	Profilalc	10.38	<.0001
Regimegene	1	15.3070	<.0001	Regimegene	0.22	0.6385
Income	2	2.6652	0.2638	Income	1.38	0.2525
Sexe	1	28.4081	<.0001	Sexe	24.28	<.0001
Fume	1	1.1675	0.2799	Fume	7.12	0.0076
Etat	1	34.1288	<.0001	Etat	362.38	<.0001
CPLE	1	4.9596	0.0259	CPLE	0.04	0.8490
Density	1	5.7941	0.0161	Density	0.16	0.6863
Occupation	3	3.9380	0.2682	Occupation	1.00	0.3896

Les facteurs qui déterminent la participation sont: le sexe, l'état de santé, la complémentaire santé, la CMU, être en couple, la densité médicale, le régime d'assurance maladie. La plupart des résultats de cette régression étaient attendus (profil de l'âge, état de santé, etc.). La densité médicale, approximation de l'offre de soin, conditionne l'accès au système de santé. Parmi les variables moins attendues, on constate que les assurés des régimes spéciaux sont moins susceptibles d'être consommant que ceux du régime général, ceci s'explique peut-être par les différences de « générosités » des différents types de régime (taux de remboursement), peut-être aussi par le fait que les populations couvertes sont différentes (une hétérogénéité dont le régime spécial serait un indicateur proxy). Le fait de vivre en couple est un déterminant de la

probabilité de consommer (la vie en couple implique peut-être une meilleure « observance », de son propre recours aux soins et une pression sur les comportements de santé de l'autre). Les facteurs qui déterminent le niveau de consommation sont: l'âge (trois dimension), le sexe, l'état de santé, la complémentaire santé, la CMU, l'indice de masse corporelle, le profil d'alcoolisation et être fumeur. La plupart des résultats de cette régression étaient attendus, l'effet de la variable d'état de santé (ou de la variable de statut pondéral) est particulièrement fort ; ce qui renforce l'intérêt de la micro-simulation des événements épidémiologiques pour prédire les dépenses de santé. La variable de profil d'alcoolisation, qui démontre une association négative entre médicament et alcool peut correspondre au fait que le comportement ou le régime recommandé par les médecins pour les individus sous traitement contre-indique l'alcool. Mais une autre interprétation serait que, tout comme la variable de tabagisme, le comportement à risque sur l'alcool traduit un moindre intérêt de l'individu pour sa santé.

Le niveau d'étude, la CSP, l'occupation et le revenu ne sont pas des déterminants de la participation ni de la dépense conditionnelle. Le système d'assurance maladie français offre en effet un accès à l'offre de soin plutôt uniforme à travers les classes sociales. Les politiques de santé publique, telles que la prévention et l'information, contribuent certainement à éluder les inégalités en santé liés au niveau d'éducation. De plus la variable de complémentaire santé capte les effets revenus, le coût de la maladie est conditionné par le fait d'avoir ou non une assurance ou une mutuelle. Enfin la variable CMU informe certainement sur le revenu, le niveau d'éducation et la CSP puisque l'ouverture des droits à la couverture universelle est basée sur le revenu. Il n'est donc pas surprenant que ces trois variables économiques ne soient pas significatives.

En tout état de cause, l'interprétation nous intéresse peu dans la démarche qui nous occupe. L'approche est ici essentiellement statistique, et cherche à établir quel est le meilleur « processus générateur de données » à utiliser en 2029 au terme de la micro-simulation. Les régresseurs sont des variables de contrôles (ou 'd'ajustement') qui garantissent que les effets importants sont bien estimés à leur juste valeur.

Les tableaux 9 à 19 donnent pour information les statistiques descriptives des variables significatives. Ces variables vont constituer le vecteur de dépenses en médicaments remboursables et l'ampleur de leurs effets est estimée et commentée dans la section Estimations des modèles économétriques.

2. Statistiques descriptives des variables explicatives

Les variables retenues pour la modélisation présente se distribuent de façon suivante dans la base de données (pour les plus de 25 ans) :

Tableau 9: Répartition des individus - Classes d'âge

Classes	Non consommant	Consommant	Tous
6	14.50	9.02	9.73
7	13.78	11.22	11.55
8	11.49	9.49	9.75
9	15.86	11.19	11.79
10	12.62	8.48	9.01
11	12.01	10.47	10.67
12	7.55	7.86	7.82
13	5.27	8.04	7.69
14	3.12	5.61	5.29
15	2.35	8.08	7.35
16	1.10	4.35	3.93
17	0.36	4.61	4.06
18	0	0.84	0.73
19	0	0.74	0.64

Tableau 10: Répartition des individus - Couverture Complémentaire

CC	Non consommant	Consommant	Tous
A une complémentaire santé	81.80	88.92	88.01
N'a pas de complémentaire santé	18.20	11.08	11.99

Tableau 11: Répartition des individus - CMU

CMU	Non consommant	Consommant	Tous
Bénéficiaire de la CMU	2.47	4.51	4.25
Non Bénéficiaire de la CMU	97.53	95.49	95.75

Tableau 12: Répartition des individus - Indice de Masse Corporelle

IMC	Non consommant	Consommant	Tous
Maigre	2.22	2.89	2.80
Surpoids	33.51	31.25	31.54
Obèse	8.59	13.14	12.54
Poids de santé	55.68	52.73	53.11

Tableau 13: Répartition des individus - Profil d'Alcoolisation

Profilalc	Non consommant	Consommant	Tous
Non Consommateur	20.70	24.55	24.04
Consommateur sans risque	40.57	49.77	48.55
Consommateur à risque	38.74	25.67	27.41

Tableau 14: Répartition des individus - Régime d'Assurance Maladie

Regimegene	Non consommant	Consommant	Tous
Régime spécial	31.52	23.21	24.28
Régime général	68.48	76.79	75.72

Tableau 15: Répartition des individus - Sexe

Sexe	Non consommant	Consommant	Tous
Hommes	64.90	44.54	47.15
Femmes	35.10	55.46	52.85

Tableau 16: Répartition des individus - Tabagisme

Fume	Non consommant	Consommant	Tous
Fumeur	30.28	22.85	23.81
Non fumeur	69.72	77.15	76.19

Tableau 17: Répartition des individus - Etat de Santé

Etat	Non consommant	Consommant	Tous
En bonne santé	89.04	70.26	72.67
Malade chronique	10.96	29.74	27.33

Tableau 18: Répartition des individus - Statut Matrimonial

Cple	Non consommant	Consommant	Tous
Ne vit pas en couple	21.49	22.20	22.11
Vit en couple	78.51	77.80	77.89

Tableau 19: Répartition des individus - Densité Médicale

Density	Non consommant	Consommant	Tous
Densité médicale élevée	55.69	49.85	50.60
Densité médicale faible	44.31	50.15	49.40

3. Estimations des modèles économétriques

D'une part nous estimons la probabilité de participation et d'autre part le niveau de consommation conditionnelle à la participation.

3.1. La probabilité d'être consommant de produits pharmaceutiques remboursables

A l'issue de l'analyse de vraisemblance (tableau 20), les données montrent un niveau de concordance acceptable entre les réponses observées et les scores prédits. Les effets des variables présentés ci-dessous détermineront la probabilité d'être consommant dans le modèle de prédiction.

Tableau 20: 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

Nous estimons à présent les paramètres de la probabilité d'être consommant (tableau 21).

Tableau 21: Le modèle logistique : la probabilité d'être consommant

Estimations des rapports de cotes (Odd Ratios)			
Effet	Point Estimé	95% Limites de confiance de Wald	
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 = 0 représente 13.63% de l'échantillon pondéré des plus de 25 ans			

D'après les estimations obtenues, les variables qui ont le plus d'impact sur la probabilité de consommer sont : la complémentaire santé avec 2.6 fois plus de chance de consommer pour les personnes couvertes par une assurance ou une mutuelle, le fait d'être bénéficiaire de la CMU qui multiplie la probabilité par 4.7 et l'indicateur de morbidité agrégé qui a un impact plus important que la complémentaire santé avec 2.8 fois plus de chance d'être consommant lorsqu'on est malade. L'appartenance au régime général d'assurance maladie accroît également les chances de participation (par 1.7). Les femmes ont 2 fois plus de chance de consommer que les hommes. Le fait d'être en couple et la densité médicale ont un effet limité sur cette vraisemblance.

3.2. Le niveau de la dépense en médicaments

L'inclusion des co-variables sélectionnées précédemment permet de contrôler 39% de l'hétérogénéité des comportements de dépense des assurés sociaux (tableau 22).

Tableau 22: Statistiques du modèle mco

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

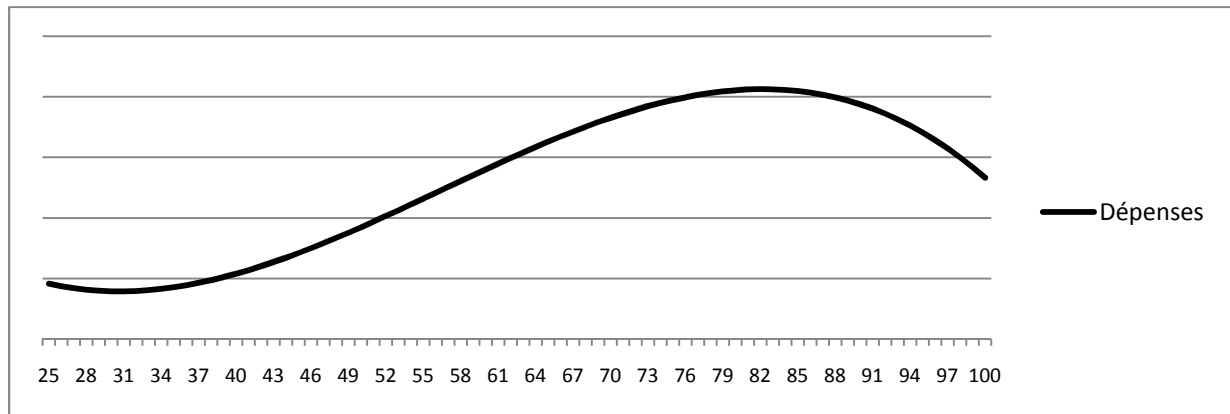
Pour estimer le modèle de régression par moindre carré ordinaire (MCO), la variable de dépense doit être transformée par une fonction logarithme (népérien) pour la régression linéaire. Cette transformation permet de donner au profil des dépenses la forme d'une loi Normale et donc d'appliquer le principe des MCO (voir annexe 5). A l'issue des prévisions, c'est-à-dire après applications du modèle de prévision, nous retransformons les dépenses vers leur échelle d'origine. On interprète les paramètres estimés comme des pourcentages d'augmentation de la dépense globale.

Tableau 23: 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) Poids de santé	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

La variable d'état de santé influence particulièrement le niveau conditionnel de dépenses en médicament avec un paramètre estimé de 108% d'accroissement des dépenses pour les personnes malades (plus du double). On remarque que la variable d'âge a peu d'impact sur la dépense une fois que l'on contrôle pour l'état de santé. Cependant l'intégration de l'âge, et en particulier de l'âge quadratique et cubique confère au profil des dépenses par âge sa forme empirique particulière, c'est-à-dire un aplatissement de la courbe à partir de 85 ans. (Voir Shoven, 2004 pour un effet similaire). La figure 2 présente le profil par âge des dépenses en médicaments remboursables donné par les paramètres estimés.

Figure 2: Profil des dépenses par âge prédit par le modèle économétrique

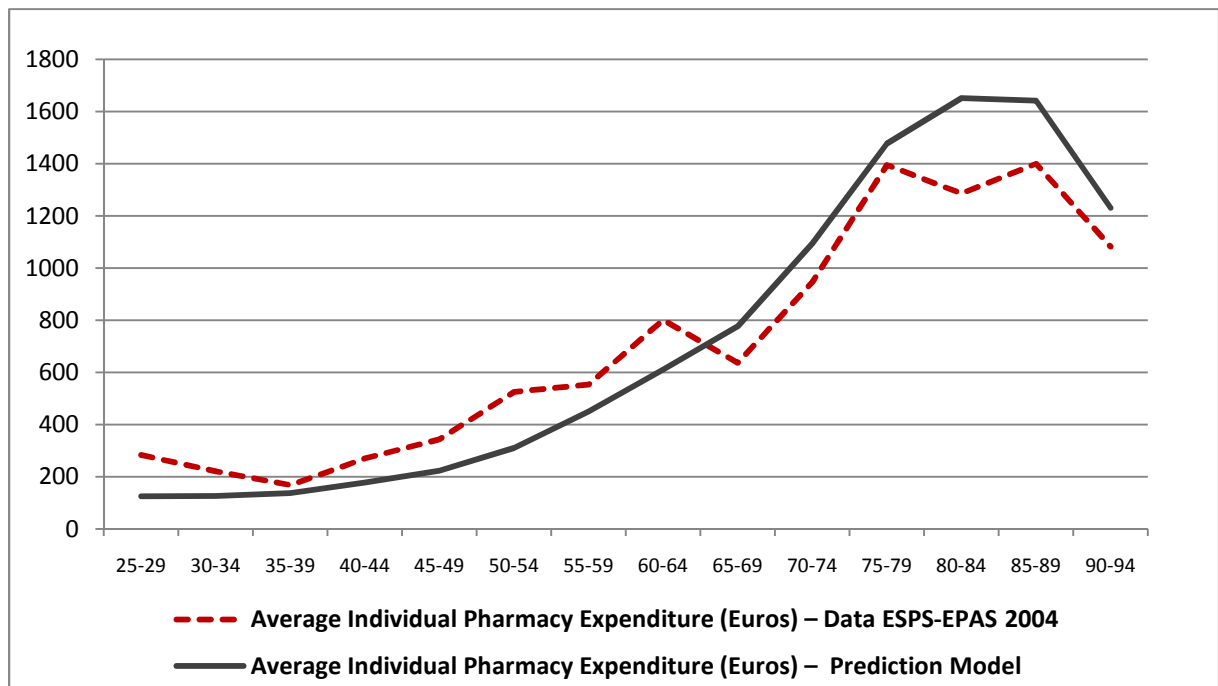


L'obésité est un facteur d'accroissement de la dépense avec 31% de consommation de médicaments en plus par rapport aux personnes en poids de santé. L'obésité est un facteur de risque en santé qui est souvent à l'origine de maladies cardiovasculaires ou de diabète, des maladies chroniques coûteuses en médicaments. Les paramètres estimés pour le profil d'alcoolisation montrent une corrélation négative entre la prise de médicaments et la consommation d'alcool. Les personnes qui ne boivent pas dépensent 40% plus en médicaments par an que les consommateurs à risque d'alcool. Les non fumeurs consomment plus que les fumeurs avec 16% de dépenses en plus. Les femmes consomment 27% plus de médicaments que les hommes.

4. Pouvoir prédictif du modèle

Nous venons d'estimer les deux parties du modèle à la base du vecteur de dépenses, nous testons maintenant la précision en terme de prévisions en comparant les « vraies » dépenses, celles issues de la base de données, et celle que le modèle prédit pour 2004. On fait donc tourner le modèle sur ESPS-EPAS 2004 et on simule les dépenses en pharmacie pour 2004.

Figure 3: Comparaison dépenses réelles/dépenses prédites



Le modèle respecte particulièrement bien le profil des dépenses, en particulier il restitue le fléchissement des dépenses après 80 ans. En moyenne, on observe que le modèle sous-estime les dépenses pour les personnes de moins de 65 ans et surestime les dépenses des plus de 65 ans. Cependant cela ne signifie pas pour autant un « défaut » de modélisation mais simplement le fait que les données ne reflètent pas complètement le processus générateur de données capturé par le modèle. Le processus de génération des dépenses comporte des imperfections « mathématiques », mais ces imperfections s’annulent en moyenne.

Partie IV - Résultats

1. Préambule : Cadre démographique

1.1. Les taux de mortalité

Ces projections de population peuvent d'abord être présentées par leurs premiers résultats sur les taux bruts de mortalité en 25 ans. Rappelons que les taux de mortalité sont directement modifiés uniquement dans le scénario de Progrès Médical. Dans le scénario 2, les taux de mortalité sont modifiés par un « effet de second ordre », *via* les hypothèses sur les taux de transitions inter état de santé (*Cf.* scénario de Healthy Ageing) : les populations sont *définies* en meilleure santé, par rapport au scénario tendanciel, et cela joue *in fine* sur leur décès seulement par cet effet indirect. La mortalité sur 25 ans pour chaque scénario est donnée par le tableau 19.

Tableau 24: Taux de mortalité bruts (sur 25 ans)

	Hommes	Femmes
Scénario tendanciel	27%	26%
Scénario healthy ageing	24,5%	25,5%
Scénario de progrès médical	14%	19%

1.2. Naissance, immigration

- Aucune hypothèse n'est faite concernant la natalité, le modèle ne fait pas « naître » d'individus. De ce fait, **les résultats portent sur les individus « vieilliss » de la base initiale c'est-à-dire uniquement sur les 25 ans et plus.**
- Le modèle ne prend en compte aucune hypothèse d'immigration, la population étudiée pour 2029 est exactement la même qu'en 2004, les personnes décédées en moins.

2. Analyse des structures démographiques projetées

Les simulations des différents *scenarii* de vieillissement des individus nous permettent d'apprécier les effets de changements épidémiologiques, d'abord sur la structure démographique de la population.

2.1. Progressions projetées des populations à travers le temps selon les scénarios

Les figures 4 à 6 présentent les simulations de population pour chaque étape de la micro-simulation (périodes de 5 ans). On constate un accroissement progressif du nombre de 25 ans et plus qui est plus rapide dans le scénario de progrès médical comparé aux deux autres scénarios. L'hypothèse d'allongement de la durée de vie engendre cet écart. La part des plus de soixante ans suit la même évolution, la population française s'accroît considérablement sous l'effet du vieillissement de la population.

La figure 6 montre que la part des malades chroniques dans la population est relativement invariante lorsqu'on fait l'hypothèse que les français vieillissent en bonne santé, et ce malgré l'accroissement du nombre de personnes âgées. En revanche si on suppose que les personnes vieillissent aujourd'hui exactement comme on vieillissait il y a 25 ans (tendance) alors la part de malades chroniques dans la population augmente sensiblement tout le long de la période. L'hypothèse de progrès médical représente, en termes de répartition des malades dans la population, un cas intermédiaire puisqu'il conjugue vieillissement en bonne santé (comme dans le HA) et allongement de la durée de vie des malades et des non malades. On a plus de survivants mais ils sont plutôt en meilleure santé que dans le scénario de prolongation de tendance.

Figure 4: Progression de la population des 25 ans et plus à travers le temps selon les scénarios

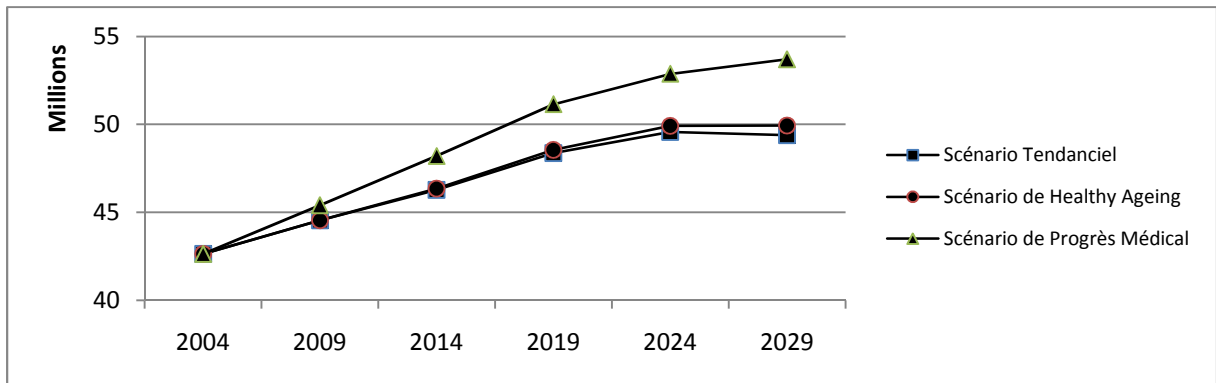


Figure 5: Progression de la part des 60 ans et plus à travers le temps selon les scénarios

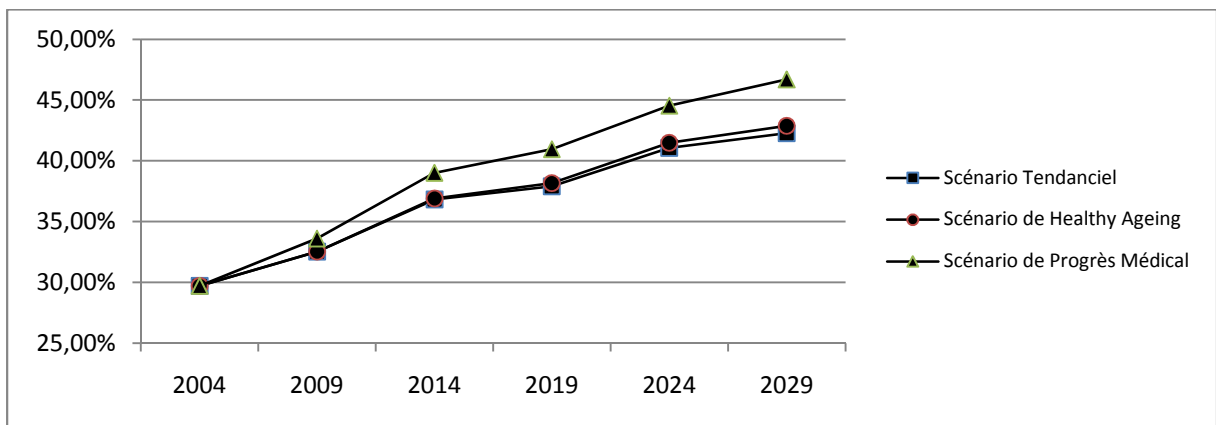
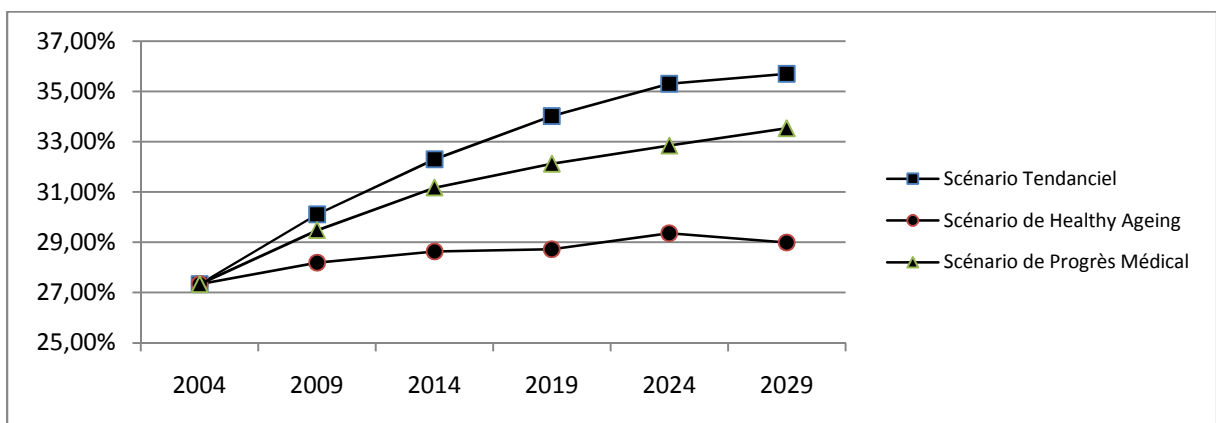


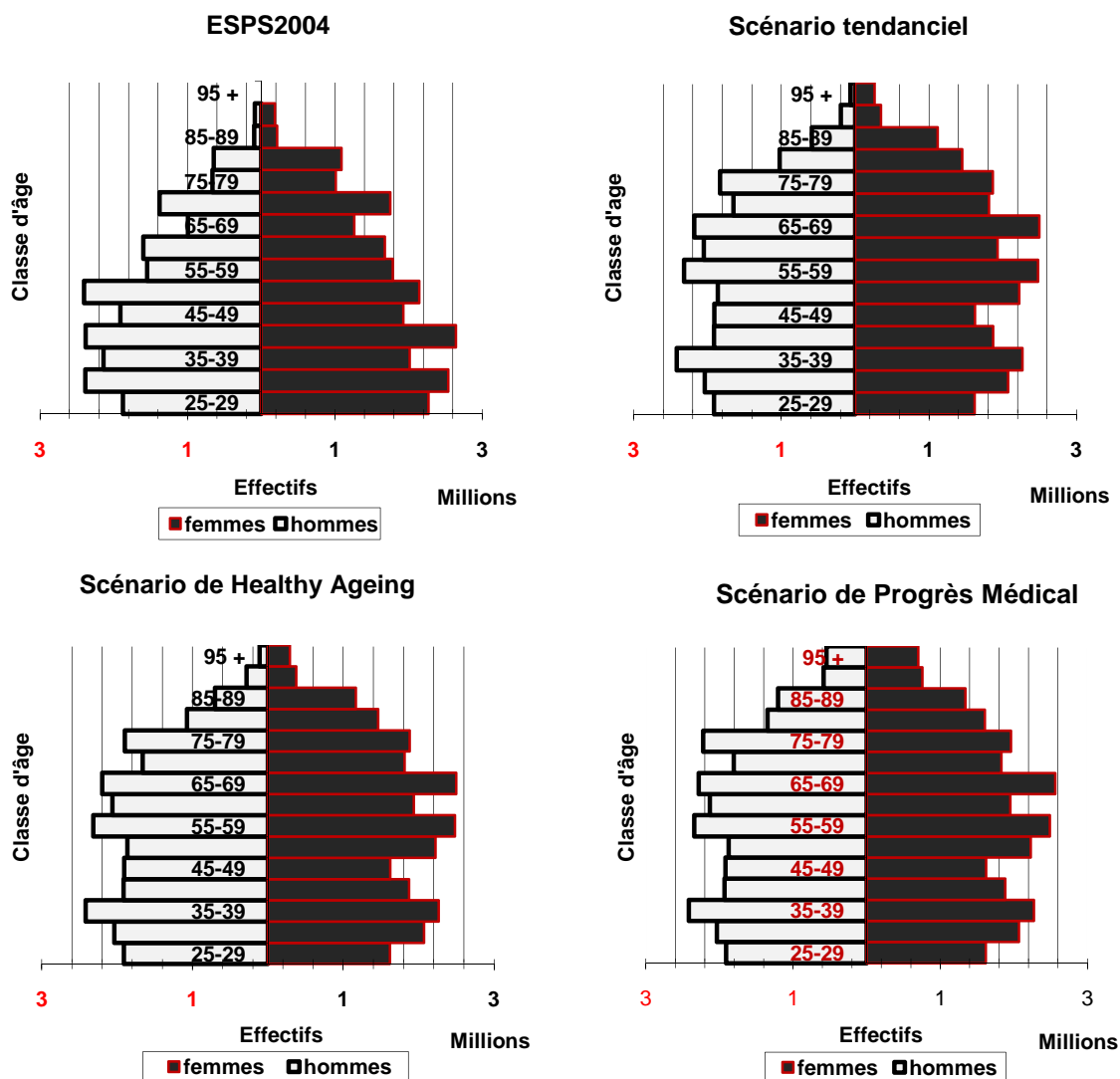
Figure 6: Progression de la part de malades chroniques dans la population des 25 ans et plus à travers selon les scénarios



2.2. Evolution des effectifs entre 2004 et 2029

La figure 7 synthétise les projections de population pour 2029 sous forme de pyramides des âges et permettent la comparaison avec la situation actuelle en terme d'équilibre générationnel.

Figure 7: Pyramides des Ages



Ces pyramides se distinguent essentiellement par leur sommet, c'est-à-dire par la structure démographique des populations âgées. La pyramide « scénario tendanciel » présente le résultat de la prolongation des tendances démographiques et épidémiologiques actuelles. La partie médiane de la pyramide ESPS2004 se retrouve quasi mécaniquement au sommet de la pyramide du scénario tendanciel (25 ans de glissement). Sous l'effet conjoint du baby-boom

et de l'allongement de la durée de vie, on assiste à l'inéluctable grossissement des classes d'âge des plus de 90 ans. Sous le scénario de Healthy Ageing, qui correspond à l'hypothèse de moindre morbidité, les individus de plus de 60 ans sont plus nombreux que dans le scénario tendanciel. Cela est dû à l'effet de second ordre ; la baisse de morbidité entraîne indirectement une baisse de la mortalité. Le scénario de Progrès Médical marque une différence encore plus nette avec le scénario tendanciel (et avec la situation actuelle). Il affiche un élargissement conséquent du sommet de la pyramide. C'est l'expression de l'effet de premier ordre de chute de mortalité des classes âgées. L'allongement de la durée de vie à permis la création de deux nouvelles classes d'âge ; en 2029, fêter son 100^{ème} anniversaire sera quasiment devenu commun. On voit se former une population de personnes très âgées. Le vieillissement de la population sous ces conditions peut avoir un impact important au niveau des dépenses de produits pharmaceutiques en particulier si les classes d'âge supérieur sont composées de personnes en mauvaise santé.

2.3. La répartition entre malades et non malades

La comparaison entre les figures 8 à 11 montre que de moins en moins de personnes âgées deviennent malades chroniques sous les hypothèses de changements épidémiologiques et en particulier dans le scénario de Healthy Ageing. Lorsque l'on compare ces scénarios au scénario tendanciel on voit que les français vivent plus longtemps en bonne santé.

Figure 8: Part malades/non malades en 2004

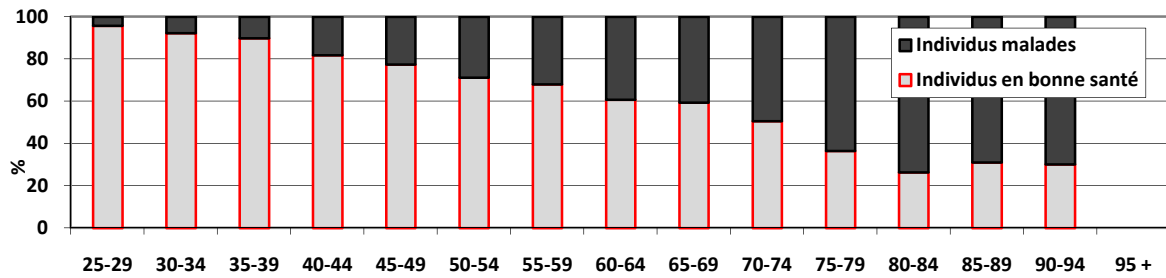


Figure 9: Part malades/non malades en 2029 - Scénario Tendanciel

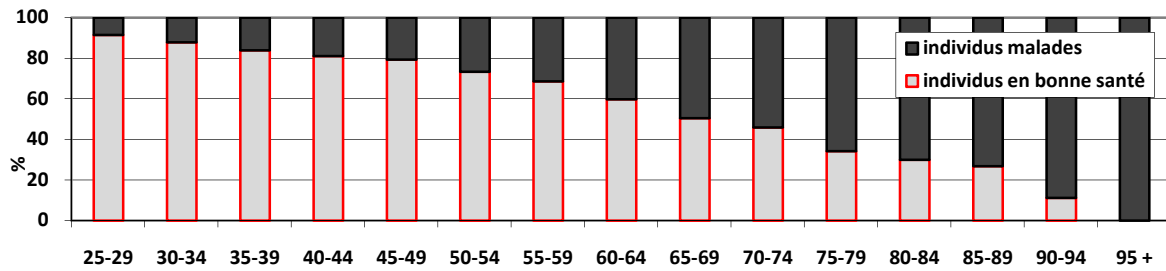


Figure 10: Part malades/non malades en 2029 - Scénario de Healthy Ageing

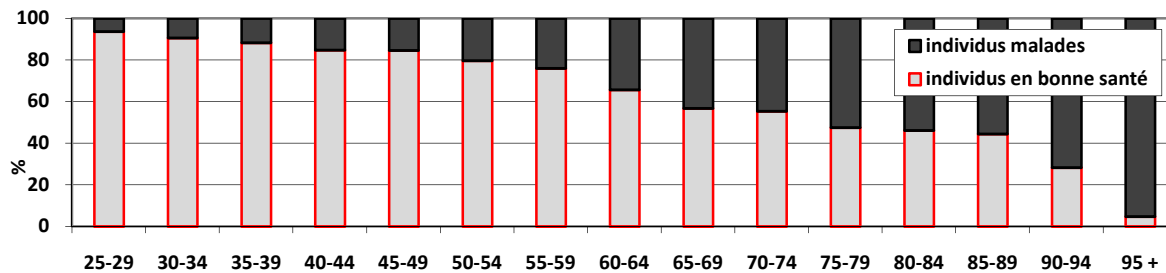
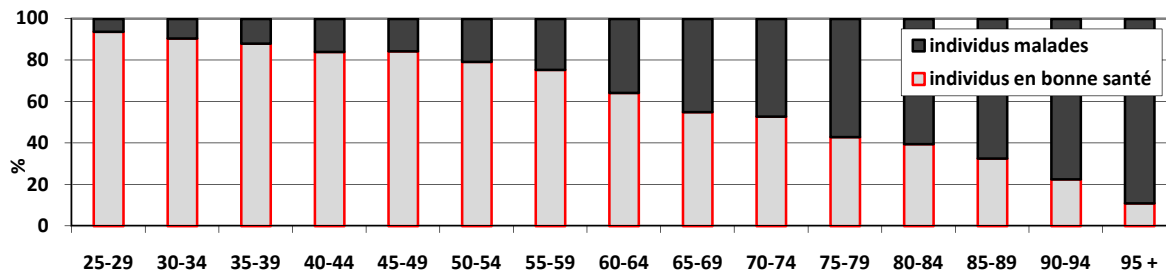


Figure 11: Part malades/non malades en 2029 - Scénario de Progrès Médical



2.4. Répartition des populations selon les scénarios

Tableau 25: Population Métropolitaine des plus de 25 ans et les plus de 60 ans en Millions

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

Le tableau 25 confirme un accroissement de la population des plus de 60 ans, qui passe de 12% en 2004 à au moins 20% en 2029 dans les scénarios les plus favorables (tendanciel et Healthy Ageing). Ainsi le nombre de personnes de plus de 60 ans devrait quasiment doubler entre 2004 et 2029. Par notre modèle de vieillissement artificiel de cohortes représentatives de français, on retrouve des prévisions de l'INSEE (19,7 millions de plus de 60 ans en 2030 ; Léon et Godefroy, 2006). En termes d'effectifs démographiques, les scénarios se différencient nettement au regard de la répartition des personnes âgées entre les populations « malades » et les « non-malades ». Lorsqu'on compare au scénario de prolongation de tendances, le healthy ageing permet de réduire de 10 points la part des personnes de plus de 60 ans malades (resp. 57.5% et 47.6%).

3. Analyses des dépenses projetées

Les populations 2029 présentées précédemment ont servi de base aux prévisions de chiffre d'affaire. On leur a appliqué le vecteur de dépenses en médicaments remboursables (modèle économétrique) et on obtient la dépense 2029 selon les trois scénarios.

3.1. Progression projetées des dépenses en médicaments remboursables à travers le temps selon les scénarios

Les figures 12 et 13 présentent l'évolution des dépenses en médicaments remboursables pour chaque étape de la simulation. Le premier fait frappant est le niveau de dépenses atteint par les 60 ans et plus dès 2019. A partir de cette date les personnes âgées consomment à elles seules ce que la population de tous les français de 25 ans et plus consommaient en 2004.

La figure 12 montre que la prolongation de tendance s'avère être le scénario médian. Les avancées thérapeutiques (PM) entraînent progressivement un accroissement global des dépenses car il y a la fois plus de malades et plus de personnes en bonne santé. Le healthy ageing atténue la croissance des dépenses. On constate que l'écart entre les scénarios se creuse légèrement au fil des années avec l'arrivée progressive des baby boomers à l'âge de la retraite et donc avec le vieillissement de la population.

Figure 12: Progression des dépenses en médicaments remboursables des 25 ans et plus à travers le temps selon les scénarios

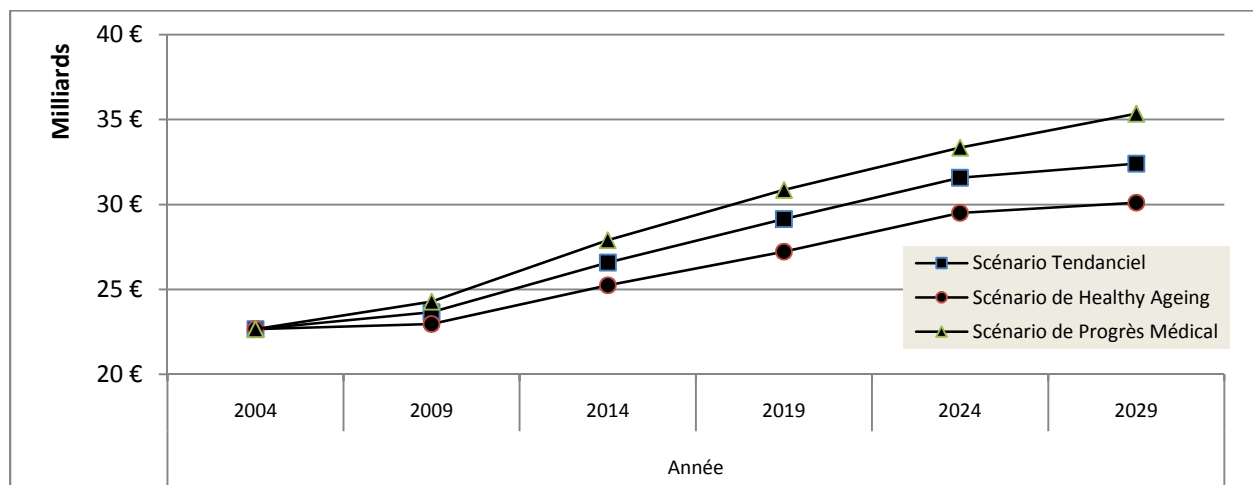
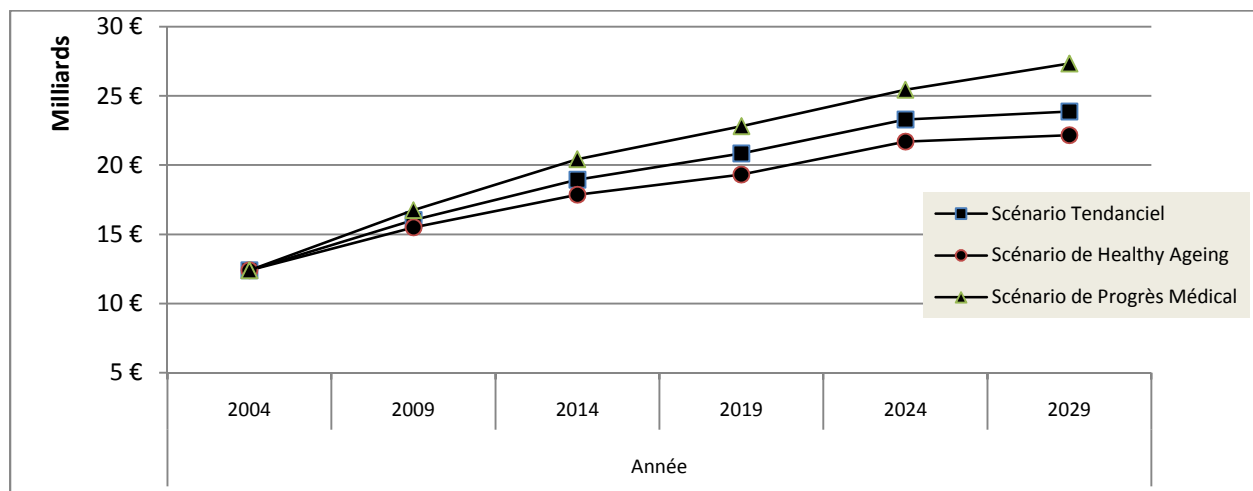


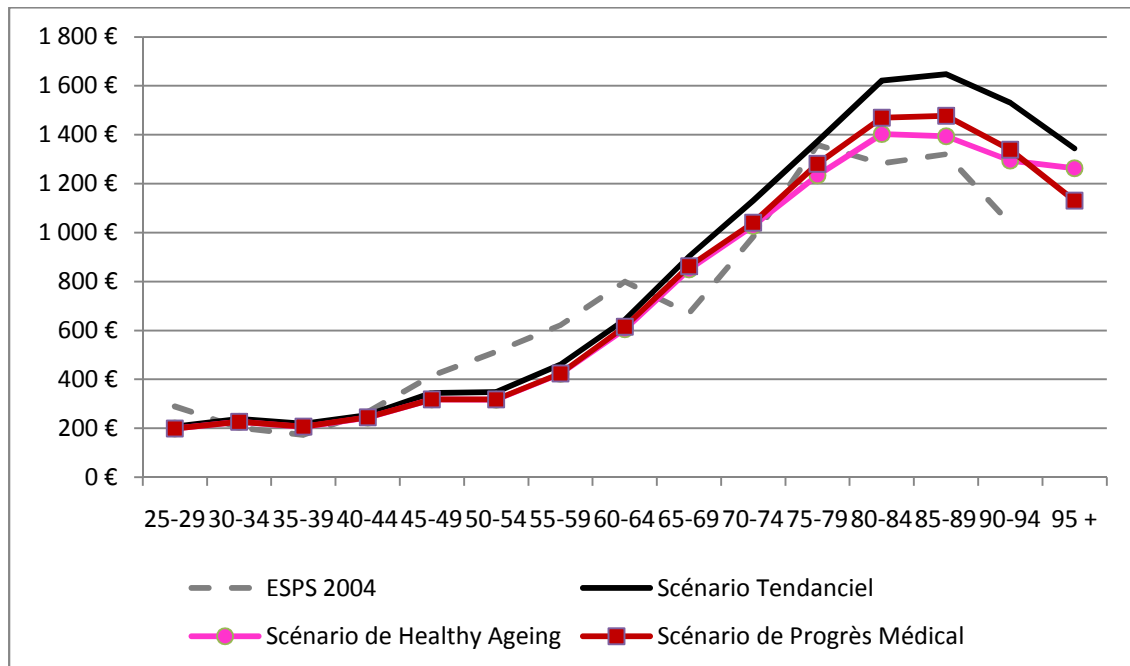
Figure 13: Progression des dépenses en médicaments remboursables des 60 ans et plus à travers le temps selon les scénarios



3.2. Les dépenses individuelles moyennes

La figure 9 révèle l'impact des hypothèses de baisse de morbidité (allongement de la durée de vie en bonne santé) sous-tendues par les scénarios de Healthy Ageing et de Progrès Médical.

Figure 14: Dépenses individuelles moyennes en pharmacie



Comme la population est en meilleure santé que sous le scénario tendanciel, les dépenses moyennes par classes d'âge y sont inférieures. Les dépenses moyennes sous le scénario de Progrès Médical sont néanmoins supérieures à celle du scénario de Healthy Ageing. Ceci est dû au nombre accru de survivants en mauvaise santé engendré par l'hypothèse d'allongement global de la durée de vie.

3.3. Les dépenses totales en pharmacie

Figure 15: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros en 2004

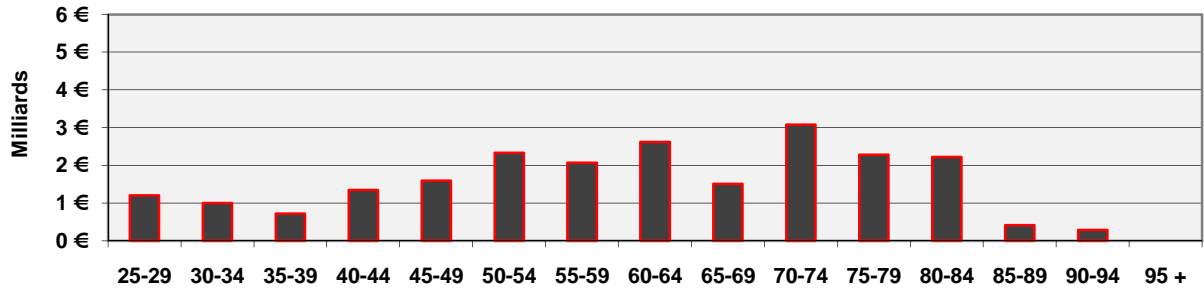


Figure 16: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros - scenario tendanciel

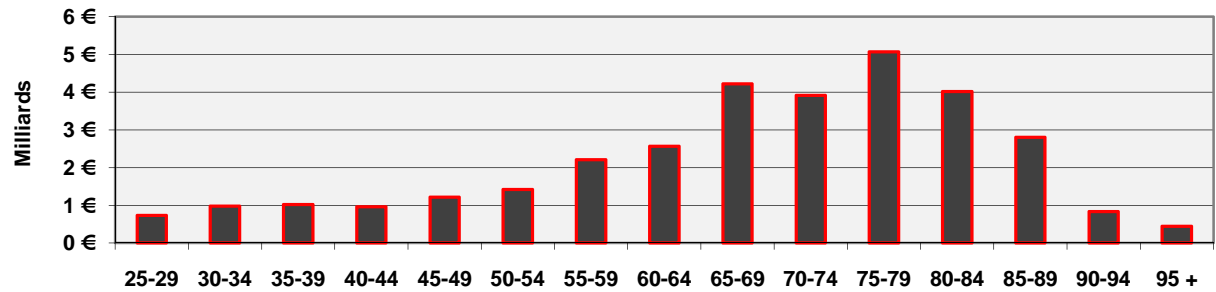


Figure 17: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros - scenario de healthy ageing

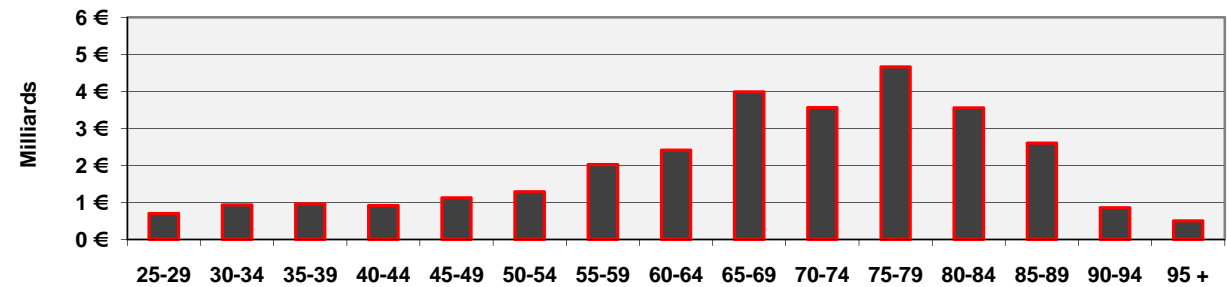
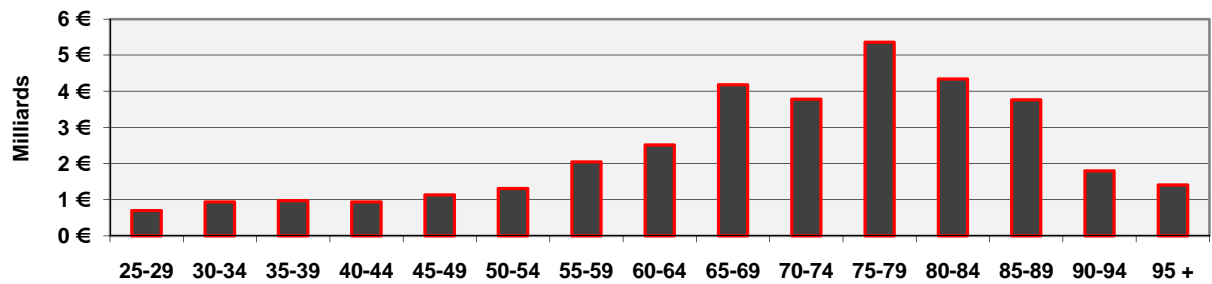


Figure 18: Dépenses totales en pharmacie en milliards d'euros - scenario de progrès médical



Les dépenses des personnes de moins de 55 ans varient peu entre les scénarios. Par contre les dépenses des 55-85 ans sont plus faibles sous l'hypothèse de moindre morbidité sous-tendue par le scénario de Healthy Ageing comparées aux scénarios Tendancier (et de Progrès Médical). Dans le cas du scénario de Progrès Médical, les dépenses en médicaments sont plus importantes à travers toutes les classes d'âges des plus de 65 ans.

3.4. Les dépenses globales en pharmacie selon les états de santé

Tableau 26: Dépenses en pharmacie pour les plus de 25 ans et les plus de 60 ans en milliards d'Euros

	ESPS 2004	Scénario Tendancier	Scénario de Healthy Ageing	Scénario de Progrès Médical
Dépenses Totales des plus de 25 ans	22,66	32,41	30,10	35,15
Dépenses Totales des non malades	8,25	9,19	10,81	10,92
Dépenses Totales des malades	14,41	23,19	19,28	24,22
	Les 60 ans et plus			
Dépenses Totales des 60 ans et plus	12,40	23,87	22,15	27,14
Dépenses Totales des non malades	3,50	4,35	5,69	5,80
Dépenses Totales des malades	8,90	19,48	16,46	21,34

Le vieillissement de la population, même avec un healthy ageing, semble être responsable d'une hausse non négligeable des dépenses de médicaments remboursables en soin de ville. L'effet pur du vieillissement de la population en France devrait engendrer une hausse des dépenses des plus de 25 ans de 43% (comparaison Esps2004 et le scénario tendancier). **Sur l'ensemble de la population, les hypothèses de « healthy ageing » ne nous épargnent pas l'accroissement: 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.

4. Conclusion : les taux de croissance

Tableau 27: Les taux de croissance de la dépense en pharmacie entre 2004 et 2029

Scénario	TAUX DE CROISSANCE ENTRE 2004 ET 2029			TAUX DE CROISSANCE ANNUELS		
	Tendance	Healthy Ageing	Progrès Médical	Tendance	Healthy Ageing	Progrès Médical
Dépenses Totales (Les plus de 25 ans)	43,00%	32,83%	55,10%	1,44%	1,14%	1,77%
	Les 60 ans et plus			Les 60 ans et plus		
Dépenses Totales (Les 60 ans et plus)	92,41%	78,55%	118,76%	2,65%	2,35%	3,18%

Comme le montre le tableau 27, la prolongation de tendance engendre un accroissement des dépenses en médicaments de près de 100% pour les 60 ans et plus. Sous l’hypothèse ‘*healthy ageing*’, les dépenses de médicaments continuent de croître. Malgré l’amélioration de l’état de santé des personnes âgées, leurs dépenses ne sont pas considérablement réduites en 2029, essentiellement parce que les effectifs des classes d’âge âgées y seront beaucoup plus importants (les dépenses de santé des individus non malades restent par ailleurs croissantes avec l’âge, le profil de dépenses par âge ne dépendant pas uniquement de l’état de santé des personnes). L’écart de dépenses entre le scénario de prolongation de tendance, qui conserve les données épidémiologiques actuelles, et le scénario de *Healthy Ageing*, qui modélise une baisse de la morbidité, est faible. On s’aperçoit également que, si le ‘*healthy ageing*’ est accompagné d’un allongement de la durée de vie proportionnel à la baisse de morbidité (scénario de Progrès Médical), alors les dépenses subissent une augmentation supplémentaire : le nombre de survivants âgés est beaucoup plus élevé ; les dépenses des malades et des non malades sont nettement augmentées.

On peut dire que les taux de croissance présentés dans la partie droite du tableau sont des prévisions *ceteris paribus* des taux d’accroissement du chiffre d’affaire de l’industrie

pharmaceutique en France, sous le seul effet « mécanique » du vieillissement. Bien sûr, 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), etc.. Ces valeurs sont donc des taux d'accroissement vraisemblablement minimum.

Annexes

1. Les dépenses ambulatoires comparées aux dépenses totales

Les projections concernent les dépenses ambulatoires (ou dépenses en soins de ville) déclarées au remboursement et répertoriées dans l'EPAS. Ces dépenses représentent une part variable des dépenses de santé totales selon la classe d'âge considérée. En 2002, le rapport dépenses en soins de ville sur dépenses totales est très stable jusqu'à 70 ans (0,62 pour les 60-69 ans), puis il descend à 0,56 pour les 70-79 ans et à 0,50 pour les 80 ans et plus. La part des dépenses ambulatoires tend donc à légèrement décroître aux âges les plus élevés. Mais les écarts restent relativement faibles et la diminution est tardive dans le cycle de vie. Ainsi, réaliser les projections sur ces dépenses uniquement nous permet d'obtenir une prévision assez précise de la dépense totale à condition de garder en mémoire ces rapports de grandeurs. De plus, les dépenses de soins de ville jouent pour nous le rôle d'un indicateur avancé du niveau total des dépenses. Le parcours de soin des patients commence en général par une visite chez le médecin de famille, qui ensuite oriente le patient vers les différents acteurs du système de santé. Lorsqu'on regarde la relation entre le nombre de visites chez le médecin et les limitations fonctionnelles (proxi de la demande de soin liée à la problématique du vieillissement), on s'aperçoit qu'il y a un rapport croissant linéairement entre ces deux variables. Il y a donc bien un lien direct entre les dépenses de soins de ville et le besoin de soins en général. Bien sûr, le choix des dépenses ambulatoires a été surtout contraint par le manque de disponibilité pour la France de données croisant état de santé, variables socioéconomiques et montant des dépenses totales. Mais on peut dire que le travail sur dépenses ambulatoire est un pis-aller correct.

2. Note sur la variable de complémentaire santé

Dans les modèles d'utilisation des services de santé, la variable d'assurance santé est habituellement traitée comme variable endogène, c'est-à-dire prédéterminée par le modèle lui-même. En effet la décision de souscrire à une assurance complémentaire est souvent conditionnée par le niveau des dépenses, et le niveau des dépenses conditionné par le fait d'avoir ou non une assurance complémentaire. Au niveau économétrique ceci engendre l'autocorrection des résidus ce qui biaise l'estimation. Nous devons réaliser un test d'Haussman pour chaque partie du modèle, en cas d'endogénéité nous procéderons à l'instrumentation de celle-ci (Davidson et Mackinnon, 2003) pour chacune des parties, c'est-à-dire en remplaçant sa « vraie » valeur par une estimation.

3. Réflexion autour de l'évolution du profil des dépenses par âge au fil du temps

Une fois contrôlé le sexe, l'état de santé et l'assurance complémentaire, nous supposons que le profil des dépenses par âge en 2029 est le même que celui estimé en 2004. Est-ce que cette hypothèse simplificatrice est raisonnable du point de vue du montant global des dépenses? Lorsque l'on compare le profil des dépenses par âge, passé et courant, on s'aperçoit que les dépenses ont crû un peu plus rapidement chez les plus âgés (Grignon, 2003; Polton et Sermet, 2006), phénomène observé dans plusieurs pays de l'OCDE (Seshamani et Gray, 2002). Une étude sur données suisses a calculé les taux de croissance pour chaque tranche d'âge et observe effectivement des écarts de taux de croissance entre les classes d'âge, effet baptisé de « steeping » par Buchner et Wasem, 2006. Néanmoins, une loi générale disant que le taux de croissance des dépenses par âge est plus élevé chez les plus vieux ne peut être déduite : certaines tranches d'âge plus avancées ne sont pas concernées ; certains Cantons sont épargnés (Felder et Werblow, 2008). Les raisons de cet écart inter âges n'ont pas été

clairement étudiées mais on peut proposer quelques intuitions. Avec l'allongement de la durée de vie, la prévalence des maladies chroniques a augmenté, donc les dépenses liées aux maladies chroniques pèsent plus lourd dans les comptes de l'assurance maladie ; si telle est l'explication nous n'avons pas besoin de considérer plus le problème car nous isolons par ailleurs l'effet « état de santé ». Une autre issue est celle d'un effet génération où les « nouvelles » personnes âgées ont pour habitude de recourir aux soins plus fréquemment que leurs aînés (consommérisme médical). Les changements dans les pratiques médicales est une autre source potentielle de la hausse des futures dépenses (Dormont, Grignon et al., 2006). Il est difficile de conclure quant à l'évolution de ce phénomène. On peut supposer que les politiques publiques contrôleront à l'avenir pour ces facteurs d'inflation maintenant connus : consommérisme et intensification des pratiques lorsqu'elles sont injustifiables. Mais il est aussi possible qu'en 2029, au regard de l'allongement de la durée de vie, les médecins soignent encore plus volontiers des pathologies lourdes aux grands âges et emploient donc des méthodes plus coûteuses faisant intervenir des technologies aujourd'hui réservées aux plus jeunes. Bien que nous ne fassions aucune hypothèse de ce type dans les simulations il est important de mettre en perspective ces différents facteurs d'influence pour la compréhension des résultats. Dans une certaine mesure, le scénario de progrès médical prend en compte cet effet d'intensification thérapeutique par le prolongement de la survie dans l'état 2 (maladie chronique), état qui, pour un âge donné, tend à augmenter le montant moyen des dépenses de santé de l'ensemble de la cohorte.

4. Dynamique épidémiologique

Équation 1: Dynamique épidémiologique

$$\bar{e}_{n,t+1} = \bar{e}_{n,t} \left(\dots P_{e_i/e_j} \dots \right) = \bar{e}_{n,t} [\Gamma_t]$$

Avec $\bar{e}_{n,t}$ 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.

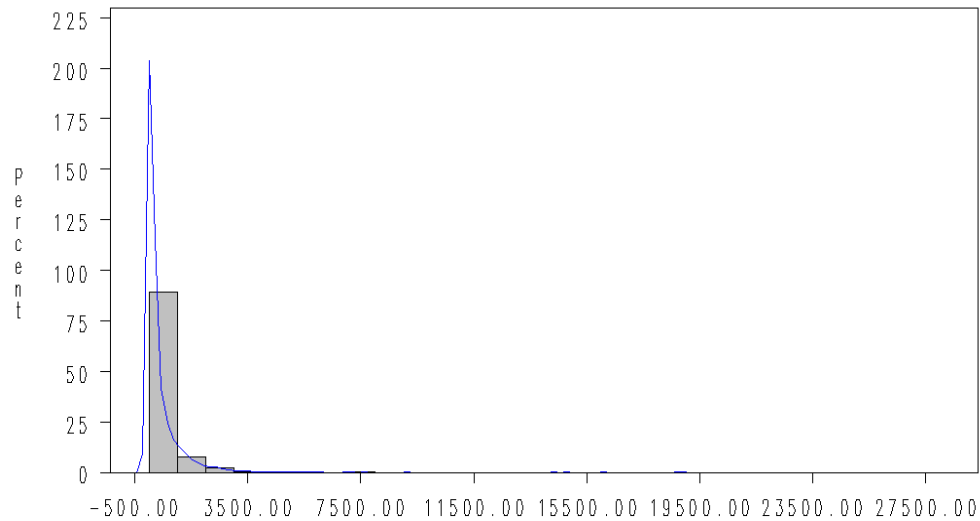
Ces probabilités quinquennales sont rangées dans des matrices de taux de transitions.

Équation 2: Matrice de taux de transition

$$\Gamma_t^{sex} = \begin{pmatrix} P_t^{sex}(e_1 \rightarrow e_1) & P_t^{sex}(e_1 \rightarrow e_2) & P_t^{sex}(e_1 \rightarrow e_3) \\ P_t^{sex}(e_2 \rightarrow e_1) & P_t^{sex}(e_2 \rightarrow e_2) & P_t^{sex}(e_2 \rightarrow e_3) \\ P_t^{sex}(e_3 \rightarrow e_1) & P_t^{sex}(e_3 \rightarrow e_2) & P_t^{sex}(e_3 \rightarrow e_3) \end{pmatrix}$$

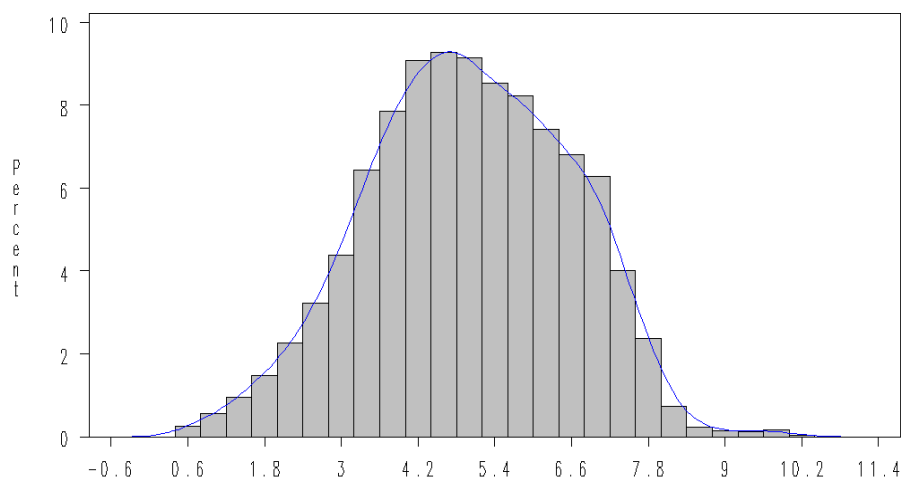
5. Distribution des dépenses de santé

Figure 19: Distribution des dépenses de santé avant la log-transformation



La distribution des dépenses est hautement asymétrique (par rapport à la moyenne). Or la régression par moindre carré ordinaire nécessite que la variable dépendante soit plutôt distribuée selon une loi Normale. On procède alors à une transformation de cette dernière par une fonction logarithme (népérien).

Figure 20: Distribution des dépenses après log-transformation



6. Distribution des dépenses par classes d'âge selon l'état de santé¹⁰

Figure 21: Distribution des dépenses des malades chroniques

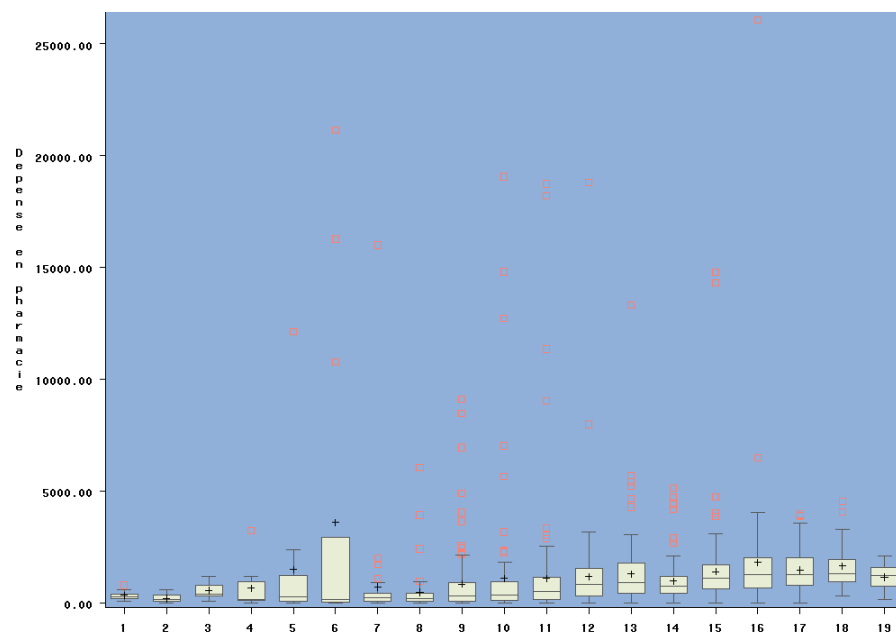
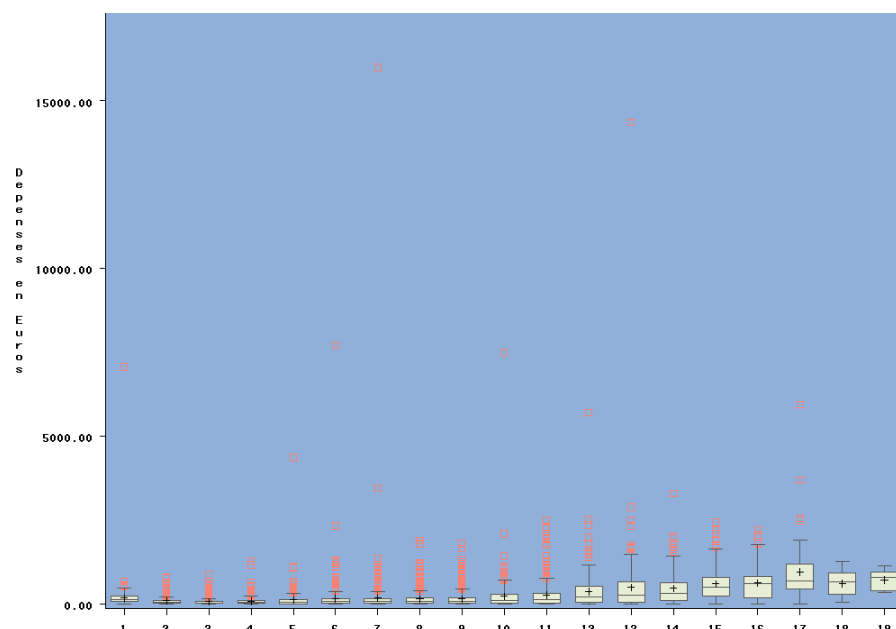


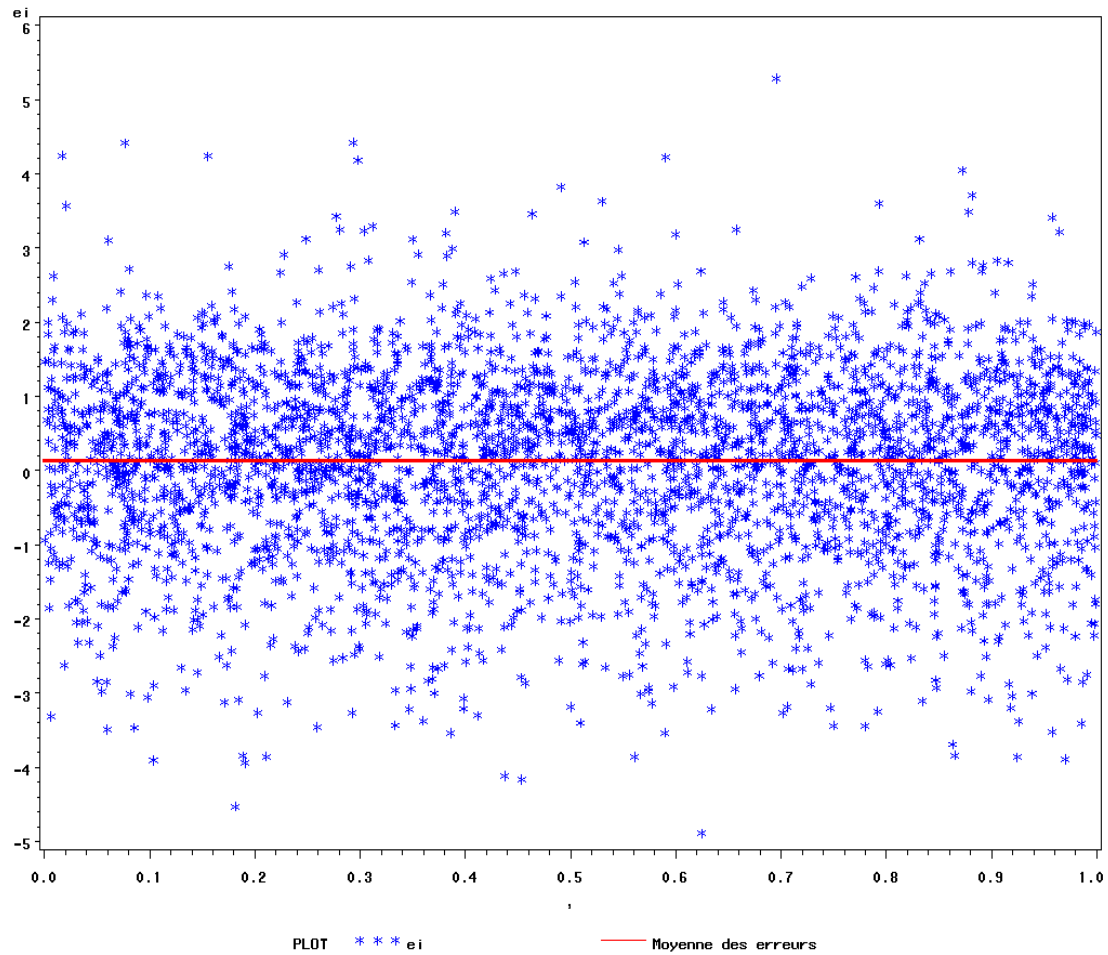
Figure 22: Distribution des dépenses des non malades



¹⁰ Légende : La longueur des boîtes représente la distance entre les quartiles (le bas : 25ème percentile ; le haut : 75ème percentile); le point dans les boîtes représente la moyenne ; la ligne horizontale à l'intérieur des boîtes représente la médiane ; les lignes verticales issues de chaque boîte montre les valeurs minimales et maximales de la variable analysée (valeur locative).

7. Les résidus du modèle MCO

Figure 23: Analyse des résidus du modèle MCO



Bibliographie

- 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.
- Buchner, F. et J. Wasem (2006). "'Steeping" of health expenditure profiles " The Geneva Papers on Risk and Insurance **31**: 581-599.
- 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.
- Davidson, R. et J. G. Mackinnon (2003). Econometric Theory and Methods.
- Deb, P. et P. K. Trivedi (2002). "The structure of demand for health care: latent class versus two-part models." Journal of Health Economics **21**: 601- 625.
- Dormont, B., M. Grignon, et al. (2006). "Health Expenditures Growth: Reassessing the Threat of Aging." Health Economics(15): 947-963.
- EC-Economic Policy Committee (2005). "The 2005 EPC projection of age-related expenditure: agreed underlying assumptions and projections methodologies." European Economy Occasional Papers no. 19.
- Felder, S. et A. Werblow (2008). "Does the Age Profile of Health Care Expenditure Really Steepen over Time? New Evidence from Swiss Cantons " The Geneva Papers on Risk and Insurance **33**(4): 710- 727.
- 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.
- Greene, W. H. (1993). Econometric analysis, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- Grignon, M. (2003). "Les conséquences du vieillissement de la population sur les dépenses de santé." Questions d'Economie de la Santé **66**.
- Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error." Econometrica(47): 153-162.
- 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., C. N. Morris, et al. (1981). A Two-Part Model of the demand for medical care: preliminary results from the health insurance study. Health, Economics, and Health Economics. Amsterdam: North-Holland.
- Manton, K. G. (1982). "Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population." Milbank Mem Fund Q Health Soc **60**: 183- 244.
- Mullahy, J. (1986). "Specification and testing of some modified count data models." Journal of econometrics **33**: 341- 365.
- Nusselder, W. J. (2002). Compression of morbidity. Determining health expectancies, Chichester: John Wiley: 35- 58.
- OECD (2006). Projecting OECD Health and Long Term Expenditures: What are the Main Drivers? . OECD Economics Department Working Papers: no. 477.
- 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. (2006). "Highlights on health in France 2004." Highlights on health, from <http://www.euro.who.int/document/E88547.pdf>.
- Perronnin, M., L. Rochaix, et al. (2006). "Construction d'un Indicateur Continu d'Etat de Santé Agrégeant Risque Vital et Incapacité." Questions d'Economie de la Santé(107).
- Polton, D. et C. Sermet (2006). "Le vieillissement de la population va-t-il submerger le système de santé?" Bulletin épidémiologique hebdomadaire **5- 6**: 49- 52.
- 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. et J.-P. Michel (2004). "Looking forward to a general theory on population aging." Journal of gerontology **59A**: 590-597.
- Robine, J. M. (1992). Disability-free life expectancy. London, HMSO.
- Seshamani, M. et A. Gray (2002). "The impact of ageing on expenditures in the National Health Service." Age and Ageing **31**: 287- 294.
- Shang, B. et D. Goldman (2008). "Does age or life expectancy better predict health care expenditures?" Health Economics **17**(4): 487- 501.
- Shoven, J. B. (2004). The Impact of Major Improvement in Life Expectancy on the Financing of Social Security, Medicare, and Medicaid. Coping with Methuselah. H. J. Aaron and W. B. Schwartz. Washington D.C., The Brookings Institution: 166-197.
- 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.
- VanImhoff, E. et W. Post (1997). "Méthodes de micro-simulation pour des projections de population." Population (French Edition) **4**: 889- 932.
- Vaupel, J. W., J. R. Carey, et al. (1998). "Biodemographic trajectories of longevity." Science **280** (5365): 855-860.
- Ware, J. et C. Donald Sherbourne (1992). "The MOS 36-Item Short Form Health Survey (SF-36)." Medical Care **30**(6): 473-483.
- WHO. (2006). "Highlights on health in France 2004." Highlights on health, from <http://www.euro.who.int/document/E88547.pdf>.