

Intégrer les dépenses de santé dans un modèle de microsimulation dynamique : le cas des dépenses de soins de ville

Charlotte Geay, Grégoire de Lagasnerie et Makram Larguem *

Anticiper la croissance à long terme des dépenses de santé constitue un des volets des exercices de surveillance budgétaire qui sont régulièrement menés à différents niveaux, notamment dans le cadre européen. Cette projection peut se faire à l'aide de maquettes macroéconomiques raisonnant à un niveau très agrégé. Mais l'exercice peut aussi se faire par microsimulation, ce qui offre un plus grand potentiel en termes de variantes et de types de résultats. La contrepartie est évidemment une certaine complexité puisqu'il faut modéliser des trajectoires individuelles d'état de santé et la distribution des dépenses associées plutôt que des valeurs moyennes.

Cet article présente les premières étapes de la construction d'un modèle de ce type, appliqué aux dépenses de soins de ville. Ce modèle comprend deux modules. Le premier est un module « épidémiologique » qui projette un indicateur dichotomique de bonne / mauvaise santé obtenu en croisant données de santé subjectives et objectives. Cet indicateur est évalué sur le panel de l'*enquête santé et protection sociale (ESPS)* allant de 2002 à 2008. Ce panel permet d'estimer les probabilités de passage entre bonne et mauvaise santé ainsi que les probabilités de décès différenciées selon l'état de santé. Ce sont ces probabilités qui sont ensuite utilisées pour faire vieillir progressivement l'échantillon de 2008, à l'horizon de 2032. Une fois projetés les états de santé individuels, le second module simule les dépenses qui leur sont associées, à l'aide d'une approche séquentielle simulant d'abord le fait d'avoir une dépense non nulle, puis le niveau de cette dépense si elle est positive. L'articulation de ces deux modules est illustrée par quelques projections exploratoires. Ils ont été conçus pour être applicables à d'autres données de base. Ils pourront aussi être couplés avec des outils de microsimulation appliqués aux autres aspects du vieillissement démographique, principalement les retraites.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Codes JEL : C53, C63, I12, I14.

Mots clés : état de santé, vieillissement, dépenses de santé, projections.

* Université de Paris II.

Les auteurs remercient l'Irdes et notamment Stéphanie Guillaume pour ses conseils sur la base de données ESPS, les participants à la journée d'études « Microsimulations : expériences et perspectives » et notamment Florence Jusot ainsi que les rapporteurs de la revue. Les auteurs souhaitent également remercier Lise Rochaix et Pierre-Yves Geoffard pour leurs conseils à différents stades d'élaboration de ce papier. Les auteurs restent seuls responsables des opinions exprimées et des éventuelles erreurs.

Le contexte budgétaire actuel conduit à accorder une grande importance aux projections de dépenses sociales, dont les dépenses de santé. La soutenabilité financière de l'assurance maladie pourrait être remise en cause par une croissance non contrôlée des dépenses avec le risque de devoir procéder à des ajustement brutaux qui seraient néfastes en termes de santé publique et générateurs d'inégalités dans l'accès aux soins. Les projections à moyen et long terme de l'impact du vieillissement de la population sur les dépenses de santé jouent ainsi un rôle majeur, tant dans la surveillance budgétaire européenne que dans les recommandations de politiques économiques. Dans le cadre de la surveillance budgétaire européenne, elles interviennent par exemple dans la définition de l'objectif de moyen terme (OMT) que les États membres s'engagent à atteindre pour respecter le Pacte de Stabilité et de Croissance¹.

La littérature économique consacrée aux projections des dépenses de santé s'appuie sur deux types d'outils santé (Astolfi *et al.*, 2012). Les premiers sont des modèles macroéconomiques qui s'attachent à prévoir l'évolution des dépenses totales de santé en fonction de l'évolution d'un certain nombre d'indicateurs macroéconomiques reflétant l'évolution démographique d'un pays ou encore l'évolution de sa richesse nationale (Geay et Lagasnerie, 2013). L'autre catégorie de modèles est celle des modèles de microsimulation dynamiques qui ont connu un développement croissant (Zucchelli *et al.*, 2012). Ils simulent des trajectoires de vie au niveau des individus. Outre leur apport à la projection des dépenses globales, ils sont adaptés aux études relatives aux politiques de prévention de certaines pathologies, au financement des soins ou à la prise en compte de l'évolution des déterminants microéconomiques des dépenses de soins.

Cet article présente les différentes étapes de construction d'un tel modèle appliqué au cas des soins de ville, c'est-à-dire hors soins hospitaliers. La première étape a été la construction d'un module « épidémiologique » liant un indicateur de l'état de santé d'un individu à son âge, à son sexe et à la liste de maladies qu'il déclare. Un second module « dépenses de soins de ville » utilise les évolutions démographiques et épidémiologiques simulées par ce premier module pour estimer la croissance qui en découle pour les dépenses de soins de ville.

La construction du premier module nécessite de définir l'indicateur d'état de santé qui fera l'objet de la projection. Nous utilisons une approche développée notamment dans les études portant sur le lien entre l'état de santé et le départ à la retraite (Bound *et al.*, 1999 ; Hagan *et al.*, 2006 ; Disney *et al.*, 2006 ; Blanchet *et al.*, 2007 ; Jones *et al.*, 2010) ainsi que les résultats d'une étude spécifique sur la construction d'un score de santé continu (Rochaix *et al.*, 2006). Ces approches permettent la mesure d'un état de santé individuel à partir d'informations subjectives (état de santé auto-évalué), de la liste des maladies dont souffre l'individu (maladies déclarées) et du statut social de cet individu afin de contrôler de possibles biais déclaratifs (Etilé *et al.*, 2006 ; Devaux *et al.*, 2008 ; Bago d'Uva *et al.*, 2008). Afin de projeter l'évolution de l'état de santé de la population, nous estimons ensuite des probabilités de transition entre différents états de santé selon l'âge, le sexe et l'état de santé initial.

Pour construire le module « dépenses de soins de ville », nous modélisons la probabilité de « consommer » des soins et, le cas échéant, le niveau de cette consommation, en fonction des différentes composantes intégrées dans le module « épidémiologique », à savoir l'âge, le sexe et l'état de santé. Ces données communes aux deux modules permettent de les lier pour constituer un modèle complet de microsimulation des dépenses de soins de ville. Ces différents modules pourront être adaptés et enrichis, par exemple en les couplant à des modèles de microsimulations plus puissants tels que Destinie 2 (Blanchet *et al.*, 2011). Cet article est donc la première étape, méthodologique, d'un projet visant à créer un modèle de microsimulation dynamique pour les dépenses de santé en France.

Dans la première partie de cet article, nous décrivons les données qui seront utilisées pour la construction des différents modules. Dans la deuxième partie, nous détaillons les différentes étapes de la construction du module « épidémiologique ». Ensuite, nous présentons les étapes de construction du module « dépenses de soins

1. Dans le cadre du programme de stabilité, chaque État membre est tenu de se fixer un objectif de moyen terme (OMT) en termes de solde structurel (le solde structurel est obtenu en retranchant du solde public le solde conjoncturel). Lors de l'examen du programme, le Conseil européen juge si l'OMT choisi par chaque État respecte les objectifs du Pacte de stabilité et de croissance (PSC), c'est-à-dire s'il est supérieur à l'OMT « minimal » déterminé par la Commission, qui tient compte depuis la réforme du PSC des engagements implicites liés au vieillissement de la population.

de ville ». Enfin, nous illustrons le fonctionnement du modèle en présentant une projection de l'état de santé de la population et des dépenses de soins de ville à l'horizon 2032.

Les données

La construction des deux modules s'appuie sur l'*Enquête santé et protection sociale (ESPS)* de l'Irdes appariée à l'*Échantillon permanent des assurés sociaux (Epas)* de la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (CnamTS). Un assuré, dit « assuré principal », est tout d'abord sélectionné dans l'*Epas* par l'assurance maladie. L'enquête *ESPS* s'étend ensuite à l'ensemble de son ménage. Au total sont donc compris dans l'échantillon *ESPS*, l'assuré principal, ses ayants-droit cohabitants et les autres membres du ménage (conjoint lui-même assuré social, ayant-droit du conjoint, ayant-droit d'un assuré hors ménage). Pour l'ensemble de ces assurés (principaux, conjoints et ayants-droits), les informations sur les dépenses de santé sont complétées lorsqu'elles sont disponibles dans l'*Epas*. Les assurés principaux doivent être en ménage ordinaire pour être inclus dans l'échantillon. Ils sont interrogés tous les quatre ans sur un grand nombre d'aspects de leur vie socio-professionnelle et sont suivis même lorsqu'ils changent de domicile.

Les données contiennent de nombreuses informations relatives aux caractéristiques individuelles : non seulement le sexe et l'âge mais aussi le statut marital, la taille du ménage, le niveau d'éducation... De plus, ces données

contiennent des mesures à la fois subjectives et objectives de l'état de santé des individus. La santé subjective est évaluée à travers deux questions : une première question consiste à donner une note entre 1 et 10 et une deuxième question propose le choix entre cinq états de santé (très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais). C'est la seconde de ces deux questions qui sera utilisée ici (cf. tableau 1). En plus de ces indications subjectives, figure dans les données la liste des maladies déclarées par les individus. Ces maladies sont classifiées selon la Classification internationale des maladies (CIM). Les travaux de Com-Ruelle *et al.* (1997) permettent d'affecter à chacune de ces maladies une indication sur le risque vital minimum et le degré d'invalidité minimum qu'elles engendrent².

Ces nombreuses informations vont servir à construire la mesure synthétique de l'état de santé qui sera utilisée dans le modèle et qui sera une variable dichotomique ne différenciant que deux niveaux d'état de santé, bonne ou mauvaise. Les données de l'*ESPS* qui ont été mobilisées sont celles des années 2002 à 2008. Elles contiennent 87 714 observations (20 831 pour 2002, 22 460 pour l'année 2004, 22 150 pour 2006 et 22 273 en 2008). La liste des maladies déclarées par les individus contient 233 737 observations (50 408 pour 2002, 60 113 pour l'année 2004, 61 769 pour 2006 et 61 447 en 2008). Le risque vital associé à chaque maladie est classé en cinq catégories alors que le degré d'incapacité est échelonné en six niveaux

2. Le risque vital (respectivement degré d'invalidité) minimum pour une maladie correspond au risque vital (respectivement degré d'invalidité) d'un individu qui souffrirait uniquement de cette pathologie.

Tableau 1
État de santé auto-évalué, 2002 à 2008

État de santé	Ensemble des individus de 2002 à 2008				Personnes présentes en 2002 et 2006 ou en 2004 et 2008				En %
	2002	2004	2006	2008	2002	2004	2006	2008	
Très bon	25,4	28,4	31,3	28,5	26,3	23,5	18,7	21,6	
Bon	47,5	51,1	48,5	49,5	49,2	54,9	55,2	52,3	
Moyen	21,9	17,6	16,8	18,6	20,8	18,9	21,9	21,7	
Mauvais	4,0	2,5	2,7	2,9	2,9	2,5	3,3	3,9	
Très mauvais	1,2	0,4	0,7	0,5	0,8	0,2	1,0	0,5	

Lecture : 28,4% des individus de l'échantillon 2004 évaluent leur état de santé comme très bon. Cette proportion passe à 23,5% pour la part de ces individus également présents dans l'échantillon 2008.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS 2002, 2004, 2006 et 2008.

(cf. tableau 2). De plus, la grande majorité de la population auto-évalue son état de santé comme très bon ou bon (plus de 70 % chaque année). Du fait du lien négatif entre âge et état de santé, nous remarquons que pour les individus présents dans deux vagues successives (2002 et 2006, ou 2004 et 2008), la proportion de personnes en très bonne ou bonne santé (auto-évaluée) diminue entre les deux vagues.

Pour compléter le module « épidémiologique » et projeter dans le temps la variable synthétique d'état de santé, nous calculons les probabilités de transition entre les deux modalités de cette variable en exploitant le fait que les données de l'ESPS sont partiellement panélisées. Pour chaque assuré principal présent en 2002 et 2004, nous avons soit deux observations (2002 et 2006 ou 2004 et 2008), soit une observation (2002 ou 2004) et la raison pour laquelle l'individu ne figure plus dans l'enquête (décès ou attrition). Parmi les assurés principaux observés en 2002, 6 954 individus sont également présents en 2006, 259 sont décédés et 4 695 disparaissent de l'échantillon pour une autre raison. Parmi les personnes observées en 2004, 7 627 individus sont toujours présents dans l'échantillon en 2008, 264 sont décédés et 4 739 disparaissent de l'échantillon. Les femmes représentent 51,2 % de la population qui disparaît contre 51,5 % pour les individus dans le panel. Du fait d'une plus grande probabilité d'être placés en institution, nous observons que les individus concernés par l'attrition sont plus âgés (4,2 % de l'attrition a 80 ans ou plus contre 2,1 % des individus dans le panel). Par conséquent, ces personnes sont également en plus mauvaise santé (58,7 % contre 50 % pour les personnes dans le panel, au sens de l'indicateur qui sera défini plus loin).

Enfin, pour construire le module « dépenses de soins de ville », nous utilisons l'ensemble des données de l'ESPS appariées aux données de l'Epas. On observe ainsi la consommation de soins de ville de 26 677 individus des ESPS de 2002 à 2008 (cf. figure I). La dépense moyenne en soins de ville s'élève à 1 284 euros par an pour l'ensemble de la population étudiée. La consommation des femmes est plus élevée en moyenne de 17 % par rapport à celle des hommes (1 384 euros par an contre 1 175 euros par an pour les hommes). Le niveau moyen des dépenses de soins de ville est très proche dans les trois dernières vagues d'enquête, mais il est plus faible en 2002. La première raison pourrait être la part de femmes dans l'échantillon : elles présentent une dépense moyenne de soins de ville plus élevée que les hommes mais ne représentent que 48 % de l'échantillon en 2002 contre environ 51 % au cours des trois dernières vagues.

Reconstituer un indicateur de santé corrigé des biais de déclaration

Pour préserver une structure simple du modèle, la variable d'état de santé qu'on simule est une variable binaire ne distinguant que les états de bonne et de mauvaise santé. Cette variable va être construite à partir d'une variable continue de « stock » d'état de santé. La démarche est fondée sur les travaux de référence de Bound *et al.* (1999). On s'appuie plus précisément sur la méthode élaborée par Rochaix *et al.* (2006) sur les données de l'enquête ESPS de 2002. Cette démarche mobilise les variables de santé subjective mais elle

Tableau 2
Définition du risque vital minimum et de l'incapacité minimum

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

Lecture : un risque vital de 2 indique un pronostic péjoratif faible ; une classe d'incapacité de 1 indique que l'individu présente une gêne de façon infime.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : Mizrahi *et al.* (1997).

en corrige le biais déclaratif en identifiant une variable de santé latente continue liée aux données d'état de santé objectives et aux autres caractéristiques exogènes des individus telles que l'âge, le sexe, le statut d'emploi. C'est cette variable latente qui sera ensuite discrétisée en deux modalités correspondant aux situations de « bonne » et « mauvaise » santé.

Comme indiqué précédemment, les données de santé objectives dont on dispose sont la liste des maladies dont souffrent les individus (classées selon la nomenclature CIM), associées à un niveau de risque vital et d'invalidité minimaux selon la méthodologie de Com-Ruelle *et al.* (1997). On applique la méthode de Rochaix *et al.* (2006), pour agréger ces deux variables de risque vital et d'invalidité en un indicateur unique de sévérité de chaque maladie, s'échelonnant de 0 à 9 (et dont les modalités ne sont pas « équidistantes »). Les correspondances entre degré de sévérité et couples risque vital/invalidité sont celles qui sont présentées sur le tableau 3. Par exemple, les maladies classées

en niveau un pour le risque vital et en niveaux un et deux pour le risque d'invalidité se voient attribuées le niveau quatre sur l'échelle mono-dimensionnelle de sévérité.

Ensuite, pour les individus dont les maladies et leurs degrés de sévérité sont connus, on estime l'équation suivante *via* une régression de type *logit* ordonné :

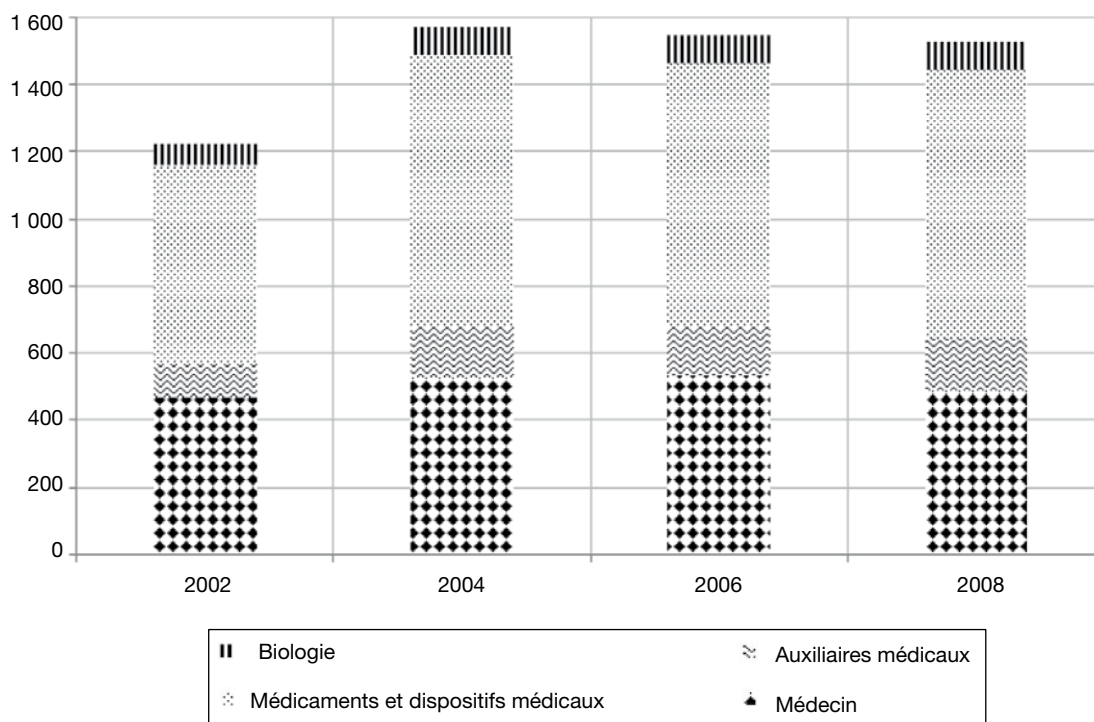
$$n_i^* = \sum_j \beta_j X_{ij} + \sum_{j=1}^9 \gamma_j m_{ij} + \sum_{t=1}^4 \delta_t a_t + u_i$$

avec :

- n_i^* la variable latente (continue) correspondant à n_i , l'état de santé en cinq modalités déclaré par l'individu i ;
- X_{ij} les caractéristiques socio-économiques de cet individu i : âge, sexe, profession, informations supplémentaires sur l'état de santé, notamment le niveau de dépenses de soins à l'hôpital ;

Figure I
Dépenses moyennes en soins de ville par type de soins et année

En euros 2013



Lecture : la dépense moyenne en soins de ville s'élevait à 1528 euros en 2008. Les dépenses en médecin représentaient 491 euros, en auxiliaires médicaux 152 euros, en médicaments 804 euros et en biologie 81 euros.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS-EPAS 2002 à 2008.

- m_j le nombre de maladies de gravité j dont souffre l'individu i , j variant donc de 1 à 9. Le coefficient γ_j mesure ainsi l'effet sur la variable latente d'avoir une maladie de gravité j .

- a_i une indicatrice relative à l'année d'enquête de l'individu i .

En considérant que les biais de déclaration sont captés dans ces équations par les différentes variables sociodémographiques, ainsi que par l'indicatrice de date et le résidu, la dernière étape de la démarche consiste à évaluer la santé comme somme des nombres de maladies des différents niveaux de gravité pondérées par leurs coefficients de régression (cf. tableau 4), soit :

$$s_i = \sum_j \hat{\gamma}_j m_{ij}$$

Ce score est ensuite inversé et normalisé, comme dans Rochaix *et al.* (2006), pour obtenir un indicateur de santé variant de 0 à 100 et on considère comme étant en mauvaise santé les individus dont la note est inférieure à 90, le seuil arbitraire de 90 étant choisi proche de la valeur moyenne du score de santé constaté chez les individus de l'échantillon (cf. tableau 5).

On dispose ainsi d'une variable dichotomique d'état de santé pour 54 876 individus (32 838 individus sont perdus par rapport à l'échantillon initial de 87 714 observations), dont 68 % sont en bonne santé et 32 % en mauvaise santé selon l'indicateur défini. La part d'individus en bonne santé au sein d'une cohorte décroît à mesure que s'élève l'âge de la cohorte (cf. figure II). À âge donné, les hommes sont en meilleure santé que les femmes, ce qui est cohérent avec les résultats récents de la littérature (CESE, 2010). De plus,

Tableau 3
Définition du niveau de sévérité des maladies en fonction du risque vital et du degré d'invalidité

		Degré d'invalidité minimum						En effectifs / %
		0	1	2	3	4	5 ou 6	Total par ligne
Risque vital minimum	0	26 336	60 882	54 784	15 290	2 565	88	159 945
		11,73	27,12	24,40	6,81	1,14	0,04	71,24
		1 16,47	38,06	2 34,25	9,56	1,60	0,06	
		76,58	98,68	61,18	51,51	34,16	5,25	
	1	8 003	721	10 393	1 544	588	3	21 252
		3,56	0,32	4,63	0,69	0,26	0,00	9,47
		37,66	4 3,39	48,90	6 7,27	2,77	0,01	
		23,27	1,17	11,61	5,20	7,83	0,18	
	2	26	27	23 994	8 594	559	192	33 392
		0,01	0,01	10,69	3,83	0,25	0,09	14,87
		3 0,08	0,08	5 71,86	25,74	1,67	0,57	
		0,08	0,04	26,80	28,95	7,45	11,46	
	3	23	67	375	3 977	2 831	773	8 046
		0,01	0,03	0,17	1,77	1,26	0,34	3,58
		0,29	0,83	4,66	7 49,43	35,19	9,61	
		0,07	0,11	0,42	13,40	37,71	46,12	
4 ou 5	0	0	0	281	965	620	1 866	
	0,00	0,00	0,00	0,13	0,43	0,28	0,83	
	8 0,00	0,00	0,00	15,06	9 51,71	33,23		
	0,00	0,00	0,00	0,95	12,85	36,99		
Total par colonne		34 388	61 697	89 546	29 686	7 508	1 676	224 501
		15,32	27,48	39,89	13,22	3,34	0,75	100,00

Lecture : l'ensemble des croisements risque vital/degré sont regroupées en neuf classes de sévérité identifiées par les chiffres sur fond gris, positionnés en bas à gauche de chaque sous-ensemble. Par exemple, la classe de sévérité 4 regroupe les maladies impliquant un risque vital égal à un et des degrés minimaux d'invalidité égaux à un ou deux. Cette classe représente 0,32 % + 4,63 % = 4,95 % de l'ensemble des 224 501 maladies déclarées dans les enquêtes 2002 à 2008.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : Rochaix *et al.* (2006) et ESPS 2002 à 2008.

il existe un lien fort entre le fait de souffrir d'une affection chronique et d'être en mauvaise santé au sens de cet indicateur : 80 % des individus touchés par une maladie chronique sont en mauvaise santé, alors que ce n'est le cas que pour 26 % du

reste de l'échantillon. 95 % des personnes que l'on considère ici en bonne santé ne bénéficient pas d'une prise en charge totale de l'assurance maladie au titre d'une affection chronique, tandis que c'est le cas de 65 % des personnes dont

Tableau 4
Résultats de la régression (logit ordonné) de l'état de santé auto-déclaré en fonction de mesures objectives de l'état de santé et des caractéristiques individuelles

Estimation par maximum de vraisemblance				
Paramètres	Coefficients		Écart type	Pr > χ^2
Constante 1	- 8,7752	(***)	0,0826	< 0,0001
Constante 2	- 6,5283	(***)	0,0578	< 0,0001
Constante 3	- 3,4993	(***)	0,0461	< 0,0001
Constante 4	- 0,3252	(***)	0,0422	< 0,0001
Nb. maladies sans indication de gravité	0,2530	(***)	0,0206	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 1	0,0593	(***)	0,00861	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 2	0,2883	(***)	0,00682	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 3	0,1417	(***)	0,0314	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 4	0,1975	(***)	0,0211	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 5	0,4620	(***)	0,0115	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 6	0,6161	(***)	0,0396	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 7	0,7873	(***)	0,0230	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 8	0,6579	(***)	0,0766	< 0,0001
Nb. maladies de gravité de niveau 9	0,9610	(***)	0,0519	< 0,0001
Age	0,0244	(***)	0,000961	< 0,0001
Genre (réf. = Femme)				
Homme	- 0,00453		0,0198	0,8187
Statut professionnel (réf. = retraité)				
Actifs en emploi	- 0,1133	(***)	0,0176	< 0,0001
Chômeurs	0,4753	(***)	0,0349	< 0,0001
Etudiants	- 0,2273	(***)	0,0341	< 0,0001
Autres inactifs	0,5410	(***)	0,0340	< 0,0001
Hospitalisation				
Dépense hospitalière non nulle	0,3943	(***)	0,0341	< 0,0001
Année (réf. = 2008)				
2002	- 0,1691	(***)	0,0359	< 0,0001
2004	0,0807	(***)	0,0289	0,0052
2006	- 0,0529	(**)	0,0265	0,0464
Testing Global Null Hypothesis: BETA=0				Nombre d'observations : 46 669
Test	χ^2			Pr > χ^2
Likelihood Ratio	21387,2070			< 0,0001
Score	16717,7057			< 0,0001
Wald	16408,1312			< 0,0001

Note : (***) = coefficient significatif au seuil de 1 %, (**) = coefficient significatif au seuil de 5 %, (*) = coefficient significatif au seuil de 10 %.

Lecture : le logit ordonné est estimé en classant les modalités de l'état de santé déclaré par ordre croissant. Ainsi, la modalité 1 correspond à un très bon état de santé tandis que la modalité 5 correspond à un très mauvais état de santé. Dès lors, un coefficient positif associé à une variable indique qu'elle est positivement corrélée avec le fait d'être en mauvaise santé. Le nombre de maladies de chaque degré de sévérité est ainsi positivement corrélé avec la probabilité de se déclarer en mauvaise santé. Pour la constante, le logarithme de l'odds ratio correspond à la probabilité de déclarer un très mauvais état de santé par rapport aux autres états si toutes les autres variables explicatives sont nulles.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS 2002 à 2008.

la santé est ici jugée mauvaise. Enfin, 90 % des individus en bonne santé selon le score présenté se déclarent en très bonne ou bonne santé. 92 % et 90 % de ceux qui se jugent eux-mêmes respectivement en très mauvaise et mauvaise santé le sont aussi par notre indicateur.

On peut aussi rapprocher cette variable des niveaux de consommation de soins qui seront utilisés plus loin. Les personnes en bonne santé ont une dépense moins élevée que celles qui sont en mauvaise santé (cf. figure III). En moyenne, le total des dépenses de soins de ville pour un individu en mauvaise santé est plus de deux fois supérieur à celui d'un individu en bonne santé. Par exemple, un individu en bonne santé âgé de 75 à 79 ans a une dépense moyenne de 1 500 euros, alors qu'elle est de 3 100 euros pour un individu du même âge en mauvaise santé.

Simuler les transitions entre bonne et mauvaise santé

La variable décrivant l'état de santé ayant été définie et construite, l'étape suivante est de spécifier et estimer le modèle qui permettra d'en simuler l'évolution au cours du temps.

On notera ici 1 et 2 les états correspondant à la bonne et à la mauvaise santé, et on notera conventionnellement 3 l'état de décédé. On note p_{ij} la probabilité de passer d'un état i à l'état j . Le problème est d'estimer des matrices de transition de forme générale :

$$\begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix}$$

Tableau 5
Distribution de l'indicateur de santé normalisé selon les années de l'enquête ESPS

	2002	2004	2006	2008
Valeur moyenne de l'indicateur de santé normalisé	93	91	91	90
1 ^{er} quartile	90	88	87	86
Médiane	95	94	94	93
3 ^e quartile	98	98	97	97

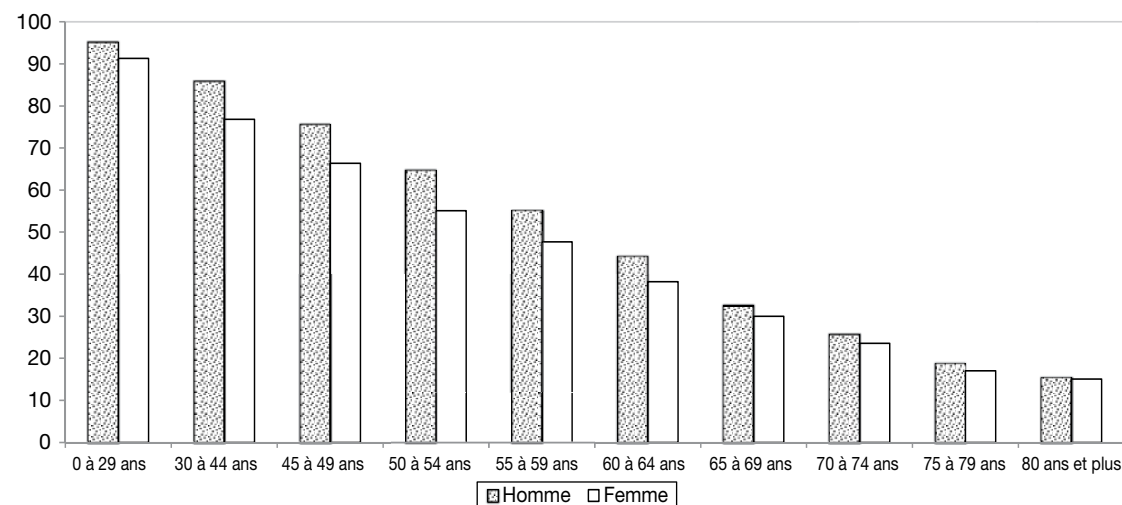
Lecture : dans l'échantillon 2006, la valeur moyenne du score de santé normalisé est de 91, sa médiane est de 94.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS 2002 à 2008.

Figure II
Part de la population en bonne santé, par sexe et tranche d'âge

En %



Lecture : 65% des hommes âgés entre 50 et 54 ans sont en bonne santé contre 55% des femmes du même âge.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS 2002 à 2008.

mais avec seulement quatre paramètres indépendants puisqu'on a évidemment les contraintes $p_{31}=p_{32}=0$, $p_{33}=1$ et l'égalité à un des sommes $p_{11}+p_{12}+p_{13}$ et $p_{21}+p_{22}+p_{23}$. Ces matrices seront spécifiques à l'âge et au sexe : on construit donc 20 matrices de transition pour simuler l'évolution de l'échantillon de départ, chacune étant spécifique à un sexe et à une classe d'âge.

Contrairement à d'autres articles de la littérature sur le même sujet tels que Barnay *et al.* (2009), on suppose ici que des rémissions entre mauvaise et bonne santé sont possibles, c'est-à-dire $p_{21} \neq 0$. L'hypothèse $p_{21}=0$ est souvent nécessaire pour garantir l'existence d'une solution unique au système d'équations qui permet d'estimer les p_{ij} , mais on essaie ici de la relâcher en utilisant la dimension de panel de l'ESPS.

Pour ce faire, on sépare la population « initiale » (enquêtée en 2002 ou en 2004) en deux groupes selon l'état de santé : il y a N_1 personnes en bonne santé et N_2 personnes en mauvaise santé. Au sein de ces deux groupes, certains individus vont survivre et rester dans l'échantillon d'enquête (s_1 et s_2), d'autres vont aussi survivre mais ne seront pas réinterrogés (a_1 et a_2), et d'autres décéderont (m_1 et m_2). Comme indiqué précédemment, on dispose de données sur les raisons de l'attrition, ce qui permet d'observer s_1 , s_2 , m_1 et m_2 et d'en déduire a_1 et a_2 .

Les « survivants », qu'ils restent ou non dans l'échantillon d'enquête ($s_1+s_2+a_1+a_2$), seront soit en bonne soit en mauvaise santé à la période suivante, à laquelle ils devraient théoriquement être réinterrogés. On définit donc a_{11} , a_{12} , a_{21} , a_{22} et s_{11} , s_{12} , s_{21} , s_{22} , avec a_{ij} le nombre de personnes qui sortent de l'échantillon sans décéder et s_{ij} le nombre de celles qui restent dans le panel, selon leurs états de santé i et j à la première et à la seconde période. Parmi ces 8 variables, seules les s_{ij} sont observables. Faute d'informations supplémentaires, on suppose que l'évolution globale de l'état de santé des survivants est la même qu'ils restent ou non dans l'échantillon : cela revient à supposer que les individus ont la même trajectoire de santé par âge et par sexe qu'ils restent dans le panel ou soient dans le groupe d'attrition, c'est-à-dire $a_{11}/a_1=s_{11}/s_1$ et $a_{22}/a_2=s_{22}/s_2$. On en déduit alors, par exemple, dans le cas de la probabilité de rester en bonne santé :

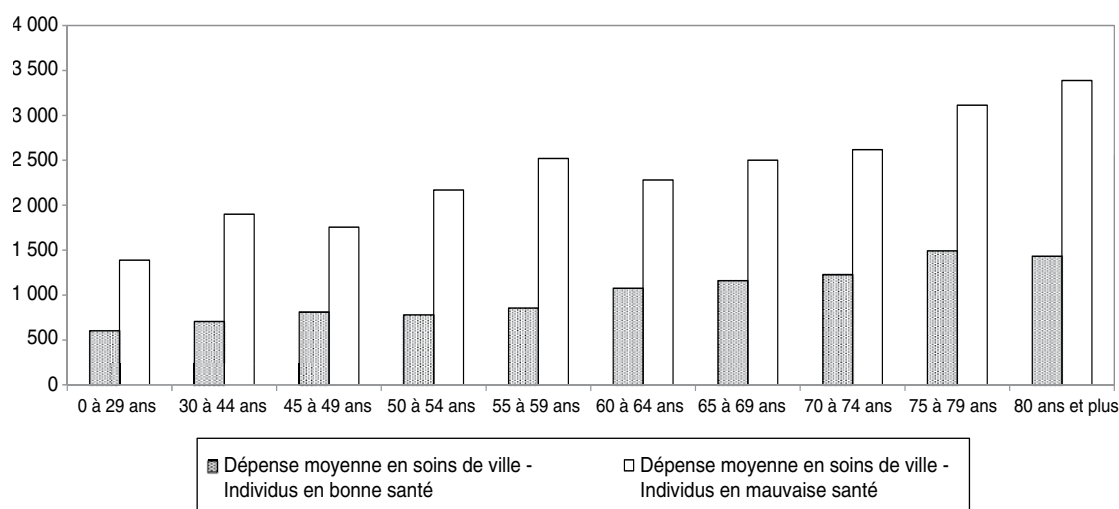
$$p_{11} = \frac{s_{11} + a_{11}}{N_1} = \frac{s_{11}}{N_1} \left(1 + \frac{a_1}{s_1} \right)$$

avec des équations équivalentes pour les trois autres probabilités à estimer (cf. figure IV).

Les probabilités ainsi estimées font ensuite l'objet d'un redressement car, même si l'échantillon

Figure III
Dépense moyenne de soins de ville selon l'état de santé et la classe d'âge

En euros 2013



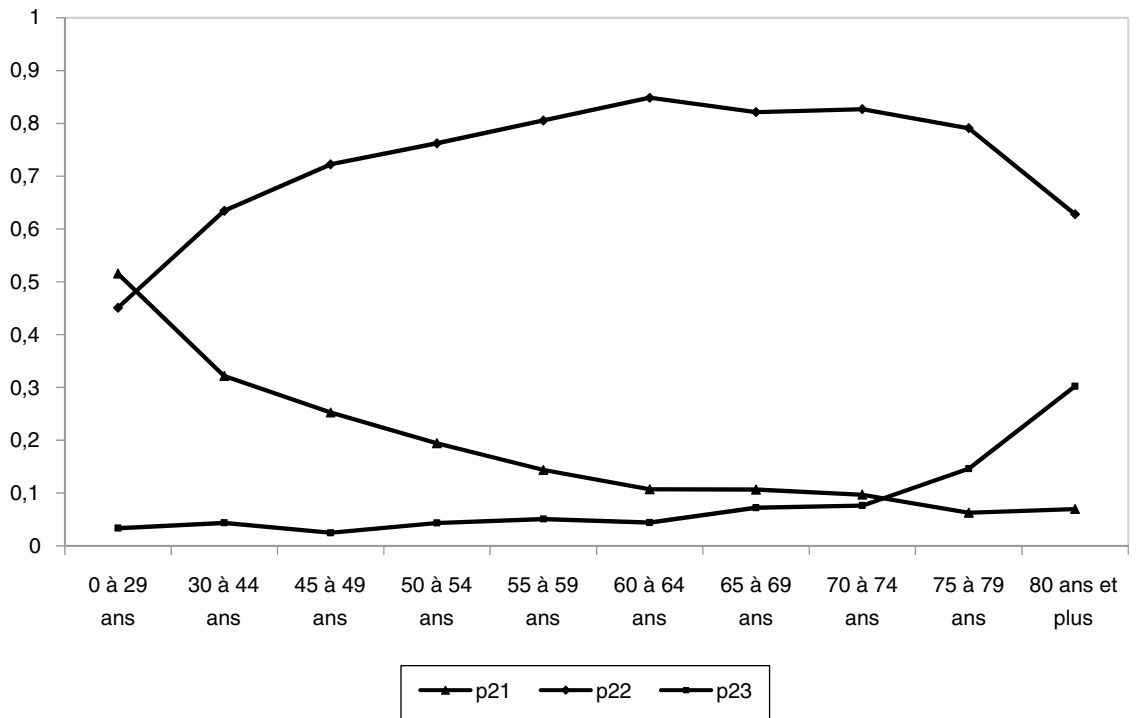
Lecture : la dépense moyenne en soins de ville pour un individu en bonne santé âgé de 60 à 64 ans s'élevait à 1 076 euros en 2008 contre 2 280 euros pour un individu du même âge en mauvaise santé.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

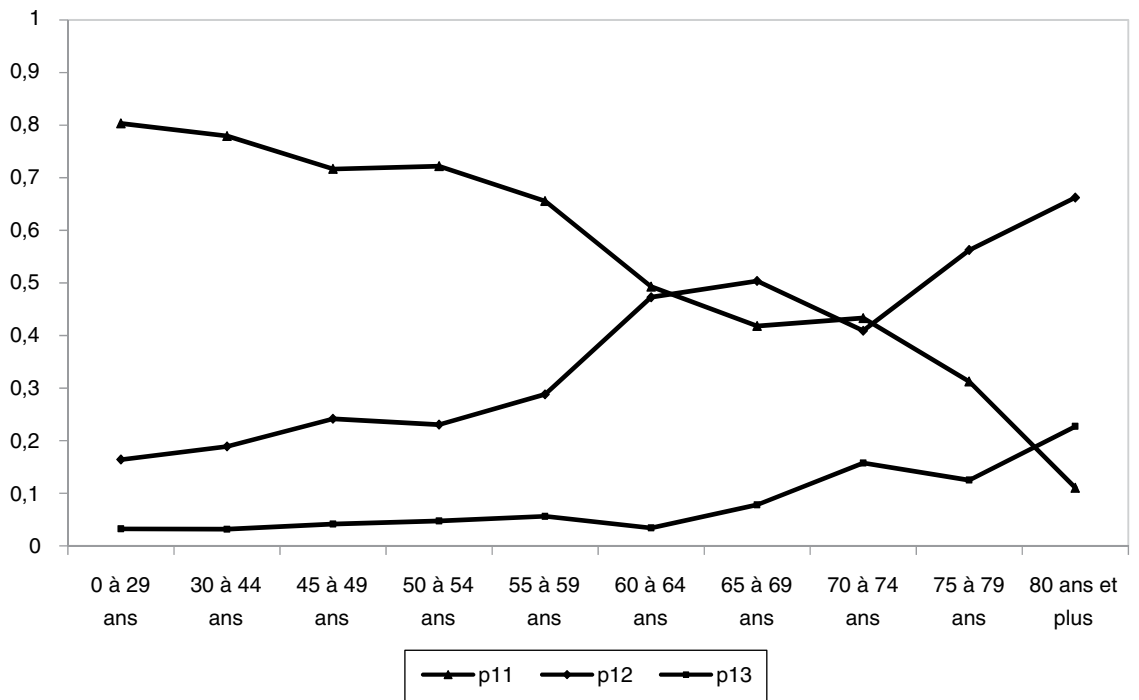
Source : ESPS-EPAS 2008.

Figure IV

a. Probabilités de transition de mauvaise à bonne, mauvaise santé et mort pour les femmes, par classe d'âge



b. Probabilités de transition de bonne à bonne, mauvaise santé et mort pour les femmes, par classe d'âge

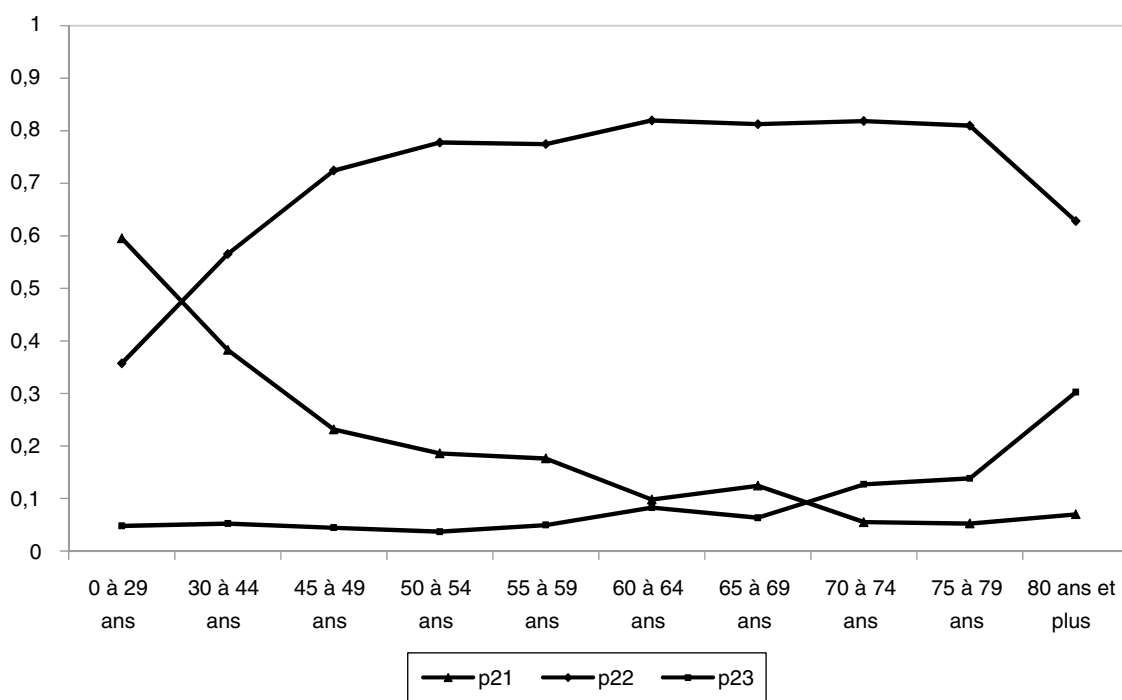


Lecture figure IVa : une femme entre 45 et 49 ans en mauvaise santé a 25 % de chance de retrouver un état de santé bon (p21), 72 % de chance de rester en mauvaise santé (p22). Le taux de mortalité (p23) s'élève lui à 3 %.
 Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.
 Source : ESPS-EPAS 2008.

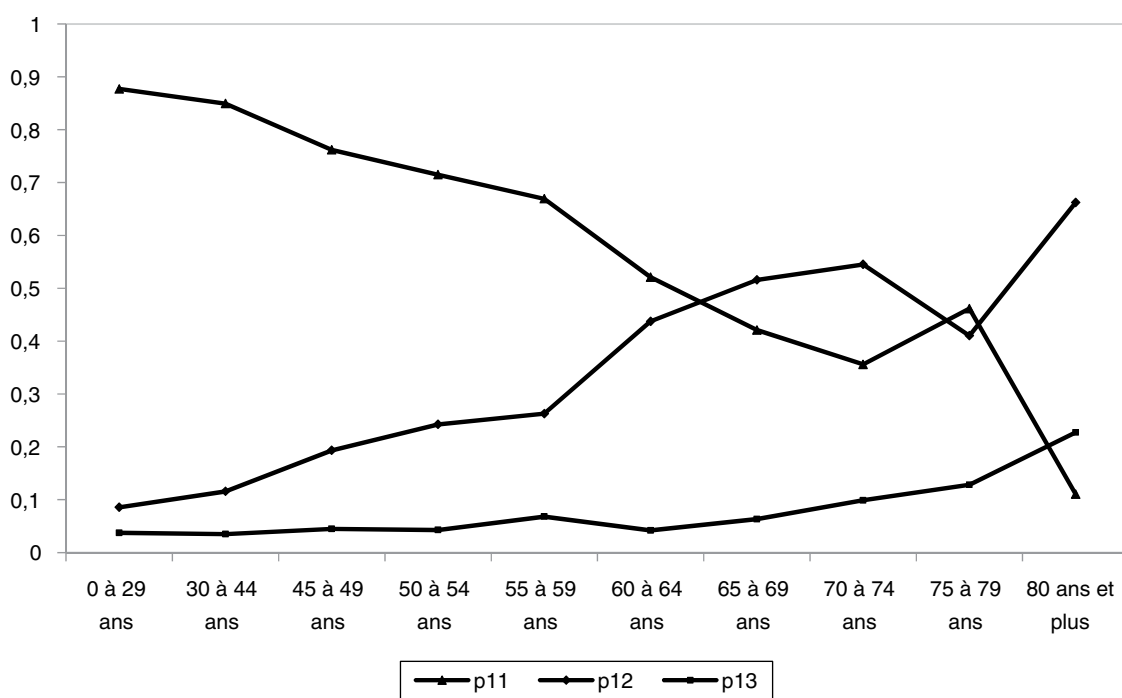


Figure IV (suite)

c. Probabilités de transition de mauvaise à bonne, mauvaise santé et mort pour les hommes, par classe d'âge



d. Probabilités de transition de bonne à bonne, mauvaise santé et mort pour les hommes, par classe d'âge



Lecture figure IVc : pour un homme de 50 à 54 ans en mauvaise santé, la probabilité de rester en mauvaise santé à la période suivante est légèrement inférieure à 80 %.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS-EPAS 2008.

de départ est représentatif de la population française en termes de sexe, d'âge, de régime d'affiliation à la sécurité sociale et de taille de ménage, rien ne garantit qu'il le soit en termes de taux de mortalité. Ainsi, sans ajustement supplémentaire, les probabilités qu'on vient d'estimer peuvent conduire à simuler une mortalité différente du scénario démographique de base de l'Insee. Pour éviter cela, on recale les probabilités de décès p_{13} et p_{23} avant de projeter la population, selon la contrainte suivante :

$$r_{BS} \times p_{13}^{recalé} + r_{MS} p_{23}^{recalé} = p_m^{Insee}$$

où r_{BS} (respectivement r_{MS}) correspond au taux d'individus en bonne (respectivement mauvaise) santé dans la population, et où p_m^{Insee} est le taux de mortalité des projections de l'Insee. On le fait en maintenant le ratio des taux de mortalité en bonne et mauvaise santé observés dans l'échantillon, soit :

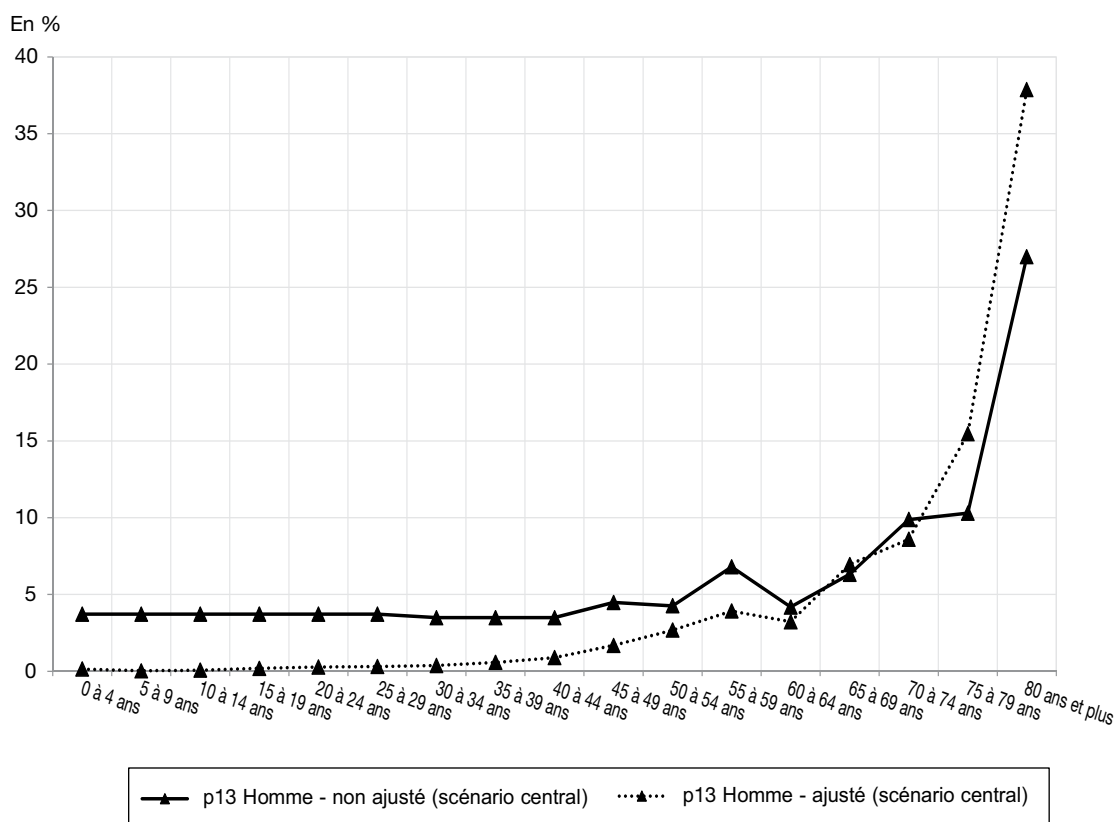
$$\frac{p_{13}^{recalé}}{p_{23}^{recalé}} = \frac{p_{13}^{observé}}{p_{23}^{observé}}$$

et en maintenant également les probabilités relatives de conserver l'état de santé courant ou d'en changer, soit, pour $i = 1$ et 2 :

$$\frac{p_{i1}^{recalé}}{p_{i2}^{recalé}} = \frac{p_{i1}^{observé}}{p_{i2}^{observé}}$$

ce qui fait au total quatre équations permettant le calcul de l'ensemble des p_{ij} recalés, une fois tenu compte des deux contraintes $p_{i3}^{recalé} = 1 - p_{i1}^{recalé} - p_{i2}^{recalé}$ pour $i = 1$ ou 2 . La figure V illustre l'impact de ce redressement sur le taux de mortalité par âge des hommes. L'impact de l'ajustement est faible aux âges élevés mais permet de redresser les probabilités de décès avant 50 ans en minorant les probabilités non ajustées.

Figure V
Probabilités de décès, ajustées ou non, pour les hommes en bonne santé, selon l'âge



Lecture : la probabilité de décès non ajustée sur la mortalité du scénario démographique de base de l'Insee pour un homme de 25 à 29 ans s'élève à 3,7 % contre 0,3 % pour la probabilité de décès ajusté sur ce scénario.
Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.
Source : ESPS-EPAS 2008 et modèle de microsimulation.

Estimation des dépenses de soins de ville

Une fois simulée la santé, la question est d'en déduire un niveau de dépense. La modélisation des dépenses de santé a fait l'objet d'une littérature abondante visant à prendre en compte deux caractéristiques polaires de leur distribution : l'existence de niveaux de dépense très élevés, mais également un nombre élevé de dépenses nulles. Afin de prendre en compte cette deuxième caractéristique des dépenses de soins, les différents modèles utilisés dans la littérature sont composés de deux équations. La première équation modélise la décision de consommer des individus, c'est-à-dire si l'individu a une dépense de soins non nulle. La seconde équation détermine le niveau de consommation de soins sur le sous-échantillon des individus qui ont une dépense non nulle.

Pour une description détaillée et formalisée des différents options possibles pour cette modélisation le lecteur pourra se référer à Jones (2000), Huber (2006) et Albouy, Davezies et Debrand (2010). On va se borner ici à en présenter les éléments principaux de ce débat qui oppose deux types de modèles. La première option est d'utiliser un modèle de sélection (*Sample Selection Model*) qui suppose qu'il existe une corrélation entre les facteurs inobservés qui affectent les deux décisions. Par exemple, si on suppose que cette corrélation négative, cela veut dire que les individus qui consomment fréquemment des soins présentent des dépenses de soins moins élevées lorsqu'ils ont recours aux soins. Cette hypothèse pourrait s'expliquer par le fait qu'un recours aux soins plus fréquent permet de prévenir des aggravations des maladies engendrant alors une dépense moindre pour ces individus. Le second type de modèle est le modèle dit « en deux parties » (*Two Part Model*) qui ignore ce type de corrélation. Les deux équations sont alors indépendantes.

Dans le cas du modèle de sélection, le biais de sélection de l'équation de dépense est contrôlé par une procédure en deux étapes (Heckman, 1979). Dans un premier temps, on estime la probabilité de consommer des soins à l'aide d'un modèle *probit*. On en dérive un ratio de Mills dont l'inverse mesure l'espérance du résidu de ce premier *probit*. Il suffit ensuite de l'introduire comme variable explicative additionnelle de l'équation de consommation pour y neutraliser l'effet de sélection. Cette équation peut-être estimée par moindres carrés ordinaires. Dans

le cas d'un modèle en deux parties (*Two Part Model*), on estime dans un premier temps le même *probit* de la probabilité de consommer mais on estime l'équation de consommation de manière totalement indépendante, sans prendre en compte l'éventuelle corrélation des résidus des deux équations.

La comparaison de la robustesse des estimations issues de ces deux modèles a été la source de nombreux débats dans la littérature (Manning *et al.*, 1987 ; Leung *et al.*, 1996). Un critère important est la corrélation entre le ratio de Mills et les variables exogènes dans l'équation de consommation. Si elle est forte, l'estimation de la seconde étape va se heurter à un problème de colinéarité et l'estimation par le modèle en deux étapes s'avèrera plus robuste que celle du modèle de sélection.

Les choix entre les deux modèles dépend aussi de l'objectif qui est poursuivi (Albouy, Davezies et Debrand, 2010). Le modèle en deux parties ne permet pas d'avoir une lecture causale stricte des effets des variables explicatives de dépenses de soins, faute de bien contrôler le biais de sélection. Malgré sa moindre précision, ce modèle de sélection reste donc préférable quand on veut évaluer ces effets causaux. Mais, si la question est uniquement de prévoir ces dépenses, le modèle en deux parties est adéquat car on ne s'intéresse pas à l'effet d'une variable en particulier.

Dans le cas présent, les variables explicatives de notre modèle d'estimation des dépenses de santé sont fortement corrélées avec le ratio de Mills : le coefficient de corrélation est proche de l'unité (0,96). Par ailleurs, notre objectif est davantage de simuler le niveau de dépenses de soins de ville de la population projetée, que d'interpréter et d'analyser les coefficients de la demande de santé. Par conséquent nous retenons pour nos estimations le modèle en deux parties. Les tableaux 6 et 7 présentent les deux régressions de ce modèle : le *probit* du fait de consommer, et une estimation du niveau consommé par moindres carrés généralisés (MCG ou GLM), avec des variables explicatives qui sont les variables simulées par le premier bloc du modèle.

En moyenne, lorsque l'on contrôle pour l'état de santé, l'âge de l'individu n'influence pas la probabilité de dépenser. À l'opposé, plus les patients sont âgés, plus la consommation de soins augmente. Cela indique qu'à partir d'un certain âge, les habitudes en matière de

Tableau 6
Première étape (*probit*) – Équation de choix, dépense totale de soins de ville

Équation de choix	Coefficient		Écart-type	z	P> z	[95 % IC]	
Age (réf. 0 à 29 ans)							
30 à 39 ans	- 0,0347751		0,0483633	- 0,72	0,472	- 0,1295656	0,0600153
40 à 49 ans	- 0,110407	**	0,0488393	- 2,26	0,024	- 0,2061304	- 0,0146837
50 à 59 ans	- 0,068213		0,0519959	- 1,31	0,190	- 0,1701231	0,0336971
60 à 69 ans	- 0,0652367		0,0780632	- 0,84	0,403	- 0,2182377	0,0877643
70 à 79 ans	- 0,0660253		0,0921897	- 0,72	0,474	- 0,2467138	0,1146632
80 ans et plus	0,1541115		0,1128582	1,37	0,172	- 0,0670865	0,3753095
État de santé (réf. Mauvaise santé)							
Bonne santé	- 0,3637033	***	0,0328998	11,05	< 0,001	- 0,4281857	- 0,2992209
Genre (réf. Homme)							
Femme	0,1874471	***	0,0275426	6,81	< 0,001	0,1334645	0,2414297
Revenu en euros (réf. Non renseigné)							
0-599	- 0,0439834		0,0969733	- 0,45	0,650	- 0,2340476	0,1460809
600-699	- 0,1848519	*	0,1003902	- 1,84	0,066	- 0,3816131	0,0119093
700-899	0,1263919		0,0966129	1,31	0,191	- 0,0629659	0,3157497
900-1 099	0,1207249		0,0828063	1,46	0,145	- 0,0415726	0,2830224
1 100-1 299	- 0,0928768		0,070856	- 1,31	0,190	- 0,231752	0,0459984
1 300-1 499	- 0,077583		0,0557185	- 1,39	0,164	- 0,1867893	0,0316233
1 500-1 799	- 0,1581286	***	0,0525908	- 3,01	0,003	- 0,2612046	- 0,0550526
1 800-2 199	- 0,0986027	*	0,0535123	- 1,84	0,065	- 0,2034849	0,0062796
2 200-2 499	- 0,136558	**	0,0533682	- 2,56	0,011	- 0,2411577	- 0,0319583
2 500-2 999	0,0569113		0,0554112	1,03	0,304	- 0,0516925	0,1655152
3 000-3 499	- 0,0136996		0,0498075	- 0,28	0,783	- 0,1113205	0,0839212
3 500-4 499	0,0349926		0,0506094	0,69	0,489	- 0,0642001	0,1341853
4 500 et plus	- 0,029326		0,0602973	- 0,49	0,627	- 0,1475065	0,0888546
Education (réf. Primaire)							
Secondaire	- 0,0926047	**	0,0389079	- 2,38	0,017	- 0,1688628	- 0,0163466
Tertiaire	- 0,2781515	***	0,0396807	- 7,01	< 0,001	- 0,3559243	- 0,2003787
Pas de diplôme et autres	0,113516	***	0,0350699	3,24	< 0,001	0,0447803	0,1822517
Statut professionnel (réf. Employé du secteur public)							
Indépendants	0,2342228	***	0,0783512	2,99	0,003	0,0806573	0,3877883
Autres	0,9632735	***	0,3249845	2,96	0,003	0,3263156	1,600231
Employés du secteur privé	0,258999	***	0,0653636	3,96	0,000	0,1308886	0,3871093
Occupation (réf. Retraité)							
Actifs en emploi	- 0,1608264	**	0,0715996	- 2,25	0,025	- 0,3011591	- 0,0204937
Autres inactifs	- 0,3839828	***	0,0758768	- 5,06	0,000	- 0,5326985	- 0,235267
Étudiants	- 0,1053056		0,1170997	- 0,90	0,369	- 0,3348168	0,1242057
Chômeurs	- 0,2003672	**	0,0840392	- 2,38	0,017	- 0,365081	- 0,0356534
Autres ou inconnu	- 0,1279079		0,1287106	- 0,99	0,320	- 0,380176	0,1243603
Assurance complémentaire (réf. Pas de couverture)							
Assuré avec complémentaire santé	0,0779961		0,0475897	1,64	0,101	- 0,015278	0,1712702
Secteur d'activité et Assurance complémentaire							
Secteur privé et complémentaire santé	0,2929126	***	0,0643796	4,55	< 0,001	0,1667309	0,4190942
Taille du ménage (réf. 2 personnes)							
1 personne	- 0,0892456	**	0,0422502	- 2,11	0,035	- 0,1720543	- 0,0064368
3 personnes	0,0604518		0,0402234	1,50	0,133	- 0,0183846	0,1392882
4 personnes	0,0233754		0,0372716	0,63	0,531	- 0,0496756	0,0964264

→

Tableau 6 (suite)

Équation de choix	Coefficient		Écart-type	z	P> z	[95 % IC]	
Année (réf. 2008)							
2002	- 0,0323461		0,03849	- 0,84	0,401	- 0,1077852	0,043093
2004	0,0196163		0,0376618	0,52	0,602	- 0,0541995	0,0934321
2006	0,0310534		0,0374755	0,83	0,407	- 0,0423972	0,1045041
CSP (réf. Cadre)							
Agriculteur	- 0,079257		0,1043281	- 0,76	0,447	- 0,2837364	0,1252223
Artisan	- 0,1794834	**	0,0852817	- 2,10	0,035	- 0,3466323	- 0,0123344
Autres	- 0,8698046	***	0,3199053	- 2,72	0,007	- 1,496807	- 0,2428018
Employé	- 0,0810581		0,0575089	- 1,41	0,159	- 0,1937735	0,0316573
Ouvrier	- 0,2649801	***	0,0573054	- 4,62	0,000	- 0,3772966	- 0,1526636
Intérimaire	- 0,1375572	***	0,052645	- 2,61	0,009	- 0,2407395	- 0,0343749
Constante	1,655633	***	0,1179519	14,04	< 0,001	1,424451	1,886814

Note : 1. La variable dépendante est la probabilité d'avoir une dépense en soins de ville non nulle. 2. La fonction de lien entre les deux décisions est une transformation en log et la distribution généralement retenue pour estimer la dépense de santé est une fonction gamma (Dormont et al., 2006 ; Paret, 2012). 3. (***) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 % ; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 % ; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

Lecture : un coefficient positif indique une plus grande probabilité de consommer des soins que l'individu de référence. La probabilité de consommer des soins pour l'individu de référence est de $\exp(1,655633) / (1 + \exp(1,655633)) = 84,0\%$. Elle est de $\exp(1,655633 - 0,3637033) / (1 + \exp(1,655633 - 0,3637033)) = 78,4\%$ pour le même individu en bonne santé.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS 2002-2008.

Tableau 7

Seconde étape (GLM) – Équation de consommation, dépense totale de soins de ville

Équation de consommation	Coefficient		Écart-type	t	> t	[95 % IC]	
Âge (réf. 0 à 29 ans)							
30 à 39 ans	0,0954453	***	0,0423189	2,26	0,024	0,0125019	0,1783888
40 à 49 ans	0,2595395	***	0,0429474	6,04	< 0,001	0,1753641	0,3437148
50 à 59 ans	0,347535	***	0,0447134	7,77	< 0,001	0,2598984	0,4351717
60 à 69 ans	0,3440598	***	0,064297	5,35	< 0,001	0,21804	0,4700796
70 à 79 ans	0,540252	***	0,0737813	7,32	< 0,001	0,3956433	0,6848606
80 ans et plus	0,7199338	***	0,0795991	9,04	< 0,001	0,5639224	0,8759451
État de santé (réf. Mauvaise santé)							
Bonne santé	- 0,7151044	***	,0249398	- 28,67	< 0,001	- 0,7639856	- 0,6662232
Genre (réf. Homme)							
Femme	0,1096823	***	0,0221419	4,95	< 0,001	0,0662849	0,1530797
Revenu en euros (réf. Non renseigné)							
0-599	- 0,0337139		0,0854249	- 0,39	0,693	- 0,2011436	0,1337159
600-699	- 0,2748769	***	0,090163	- 3,05	0,002	- 0,4515931	- 0,0981607
700-899	- 0,0609701		0,0707473	- 0,86	0,389	- 0,1996323	0,0776922
900-1 099	- 0,1019647	*	0,0598574	- 1,70	0,088	- 0,2192831	0,0153537
1 100-1 299	- 0,0916497		0,0572077	- 1,60	0,109	- 0,2037748	0,0204754
1 300-1 499	- 0,0908277	***	0,0443266	- 2,05	0,040	- 0,1777062	- 0,0039493
1 500-1 799	- 0,1774171	***	0,0434382	- 4,08	< 0,001	- 0,2625545	- 0,0922798
1 800-2 199	- 0,1795771	***	0,0436273	- 4,12	< 0,001	- 0,2650851	- 0,0940691
2 200-2 499	- 0,1832092	***	0,044184	- 4,15	< 0,001	- 0,2698083	- 0,0966101
2 500-2 999	- 0,1570666	***	0,0427737	- 3,67	< 0,001	- 0,2409015	- 0,0732317
3 000-3 499	- 0,1424902	***	0,0400617	- 3,56	< 0,001	- 0,2210096	- 0,0639708
3 500-4 499	- 0,0906337	***	0,0405265	- 2,24	0,025	- 0,1700642	- 0,0112032
4 500 et plus	- 0,08534	*	0,050469	- 1,69	0,091	- 0,1842574	,0135775



Tableau 7 (suite)

Équation de consommation	Coefficient		Écart-type	t	> t	[95 % IC]	
Education (réf. Primaire)							
Secondaire	0,0191639		0,0322685	0,59	0,553	- 0,0440813	0,0824091
Tertiaire	- 0,0198829		0,0343679	- 0,58	0,563	- 0,0872428	0,047477
Pas de diplôme et autres	0,02702		0,0272283	0,99	0,321	- 0,0263466	0,0803865
Statut professionnel (réf. Employé du secteur public)							
Indépendants	0,039171		0,0701611	0,56	0,577	- 0,0983422	0,1766843
Autres	- 0,1799966		0,3908155	- 0,46	0,645	- 0,9459808	0,5859877
Employés du secteur privé	0,0824089		0,0612046	1,35	0,178	- 0,0375499	0,2023677
Occupation (réf. Retraité)							
Actifs en emploi	- 0,1771957	***	0,0568373	- 3,12	0,002	- 0,2885947	- 0,0657966
Autres inactifs	0,2590018	***	0,0601249	4,31	< 0,001	0,1411592	0,3768445
Etudiants	- 0,0526899		0,0980705	- 0,54	0,591	- 0,2449046	0,1395247
Chômeurs	- 0,0546207		0,0686245	- 0,80	0,426	- 0,1891222	0,0798808
Autres ou inconnu	- 0,0369451	**	0,1074715	- 0,34	0,731	- 0,2475854	0,1736952
Assurance complémentaire (réf. Pas de couverture)							
Assuré avec complémentaire santé	0,1684268	***	0,0431507	3,90	< 0,001	0,0838529	0,2530007
Secteur d'activité et Assurance complémentaire							
Secteur privé et complémentaire santé	- 0,1030843	*	0,0582497	- 1,77	0,077	- 0,2172516	0,011083
Taille du ménage (réf. 2 personnes)							
1 personne	- 0,0361553		0,0337811	- 1,07	0,284	- 0,102365	0,0300543
3 personnes	- 0,0893454	***	0,0320414	- 2,79	0,005	- 0,1521454	- 0,0265454
4 personnes	- 0,1189804	***	0,0307139	- 3,87	0,000	- 0,1791786	- 0,0587822
Année (réf. 2008)							
2002	- 0,1972794	***	0,0312612	- 6,31	0,000	- 0,2585502	- 0,1360085
2004	0,0058813		0,0299298	0,20	0,844	- 0,05278	0,0645425
2006	0,0159457		0,0299181	0,53	0,594	- 0,0426926	0,074584
CSP (réf. cadre)							
Agriculteur	- 0,2174149	***	0,0831692	- 2,61	0,009	- 0,3804235	- 0,0544064
Artisan	0,0109468		0,0731683	0,15	0,881	- 0,1324605	0,1543542
Autre	0,0192476		0,3881667	0,05	0,960	- 0,7415452	0,7800403
Employé	- 0,0432039		0,0458225	- 0,94	0,346	- 0,1330143	0,0466066
Ouvrier	- 0,0445687		0,0464573	- 0,96	0,337	- 0,1356233	0,0464859
Profession intermédiaire	- 0,0491909		0,0434354	- 1,13	0,257	- 0,1343227	0,0359409
Constante	7,400652	***	0,0984454	75,18	< 0,001	7,207703	7,593601

Note : la variable dépendante est la dépense en soins de ville pour les individus avec une dépense en soins de ville non nulle. (***) = coefficient significativement non nul au seuil de 1 % ; (**) = coefficient significativement non nul au seuil de 5 % ; (*) = coefficient significativement non nul au seuil de 10 %.

Lecture : un coefficient positif indique une valeur plus importante de la dépense de soins.

Champ : ménages ordinaires résidant en France métropolitaine dont un membre au moins est assuré à la Cnamts, au Régime social des indépendants ou à la Mutualité sociale agricole.

Source : ESPS 2002-2008.

consommation tendent à se figer dans le temps. Cependant, du fait de ce même âge avancé, les coûts de traitement tendent à croître en lien avec la complexité des soins fournis, en particulier en réponse à la probabilité plus grande de souffrir de pluripathologies. Ceci peut expliquer l'accroissement des dépenses de soins de ville au cours du cycle de vie.

Lorsque l'on s'intéresse à l'effet du sexe, nous constatons que la probabilité d'avoir une dépense de soins de ville non nulle et le niveau de dépense de soins sont plus élevés pour les femmes. Ce résultat est cohérent avec d'autres travaux de la littérature (Dormont *et al.*, 2006). Les dépenses plus élevées chez les femmes peuvent s'expliquer par la consultation plus

régulière de praticiens, notamment spécialistes (gynécologues-obstétriciens par exemple).

Enfin, le fait d'être en bonne santé diminue la probabilité d'avoir une dépense de soins de ville et affecte négativement le niveau de la consommation lorsque l'individu présente une dépense de soins de ville non nulle.

Une projection et des variantes illustratives

Afin d'illustrer les possibilités offertes par ces deux modules de microsimulation, nous montrons un exemple d'application consistant à projeter l'état de santé et les dépenses des individus présents dans la base *ESPS* de 2008. Ces modules pourront ensuite être adaptés pour être utilisés sur des bases de données plus larges.

Au sein de l'*ESPS* 2008, on ne retient que les individus pour lesquels il est possible de déterminer

le score d'état de santé présenté précédemment. Cette base de données est ensuite pondérée pour être représentative de la population française métropolitaine en 2008 selon quatre variables principales : le sexe, l'âge, le régime d'affiliation à la sécurité sociale et la taille du ménage (cf. tableau 8). La représentativité selon les variables d'âge et sexe sont indispensables pour projeter les évolutions démographiques de la population française. Ensuite, l'affiliation à la sécurité sociale qui est en partie liée à l'emploi occupé par les individus permet de s'assurer d'une certaine représentativité de l'échantillon selon l'activité professionnelle.

Faute de disposer d'un module simulant les naissances nous nous bornons ici à une projection concernant la population âgée de 25 ans et plus, à l'horizon 2032. La projection s'effectue par pas de quatre ans puisque les probabilités de transitions estimées à partir de l'enquête *ESPS* sont estimées également sur des périodes de quatre ans, entre 2002 et 2006 ou 2004 et 2008. De ce fait, c'est l'année 2032 qui est la dernière

Tableau 8
Répartition de la population française métropolitaine en 2008 par sexe, âge, taille du ménage et le régime de sécurité sociale

	En %
	France métropolitaine en 2008
Sexe	
Femme	52
Âge	
50 à 54 ans	7
55 à 59 ans	7
60 à 64 ans	5
65 à 69 ans	4
70 à 74 ans	4
75 à 79 ans	4
80 ans et plus	5
Taille du ménage	
1	34
2	33
3	15
4	12
5 et plus	7
Régime de la sécurité sociale	
Régime général	87
Mutualité sociale agricole	6
Régime social des indépendants	5
Autres	3

Lecture : en 2008, 52 % des individus composant la population de France métropolitaine étaient des femmes, 7 % étaient âgés de 50 à 54 ans, 34 % appartenaient à un ménage unipersonnel et 87 % étaient affiliés au régime général de sécurité sociale.
Source: Insee et Cnamts.

date où nous pouvons avoir une population complète d'individus âgés de 25 ans et plus, sur la base des individus présents dans l'ESPS de 2008.

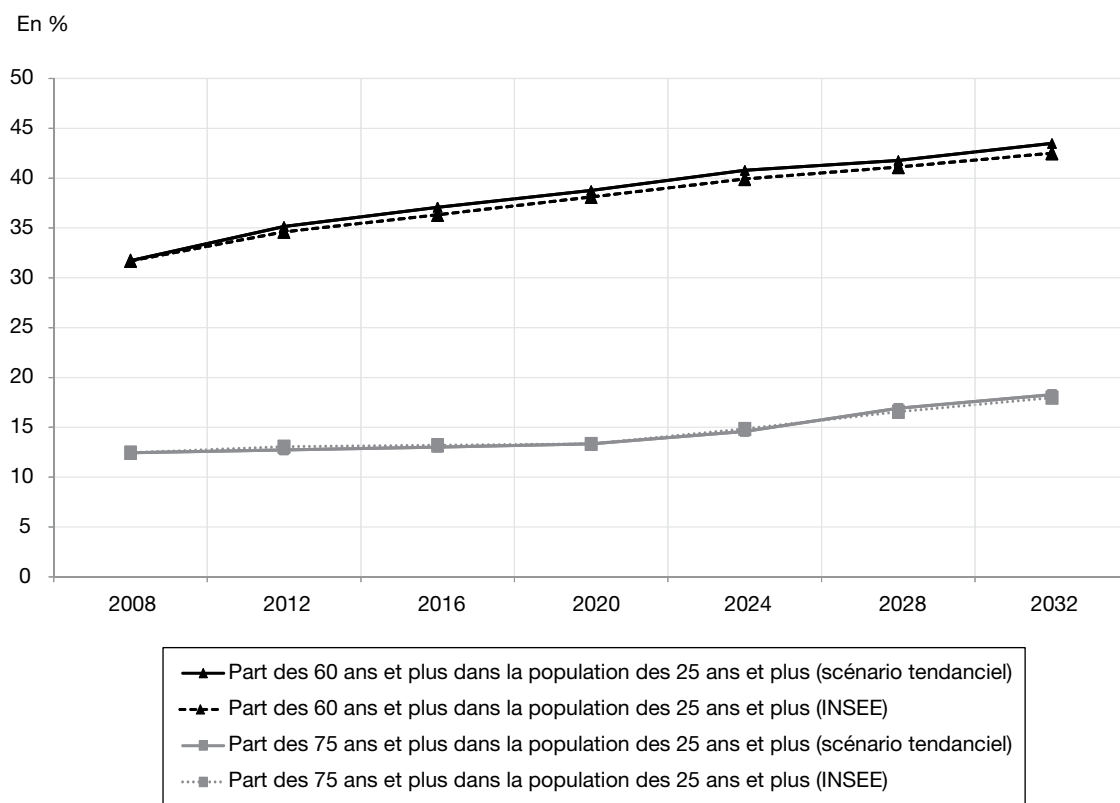
Les probabilités de transition du module épidémiologique appliquées à cette population sont recalées à chaque période sur les taux de mortalité des projections de l'Insee, selon la procédure décrite plus haut. Il est donc normal que ces projections confirment le vieillissement attendu de la population : à l'horizon 2032, la part des 60 ans et plus dans la population de plus de 25 ans devrait s'élever à environ 43,5 % contre environ 31 % en 2012 (cf. figure VI). La part des personnes âgées de 75 ans et plus devrait stagner jusqu'en 2020 avant de connaître une croissance relativement élevée pour atteindre plus de 18,5 % d'ici 25 ans contre 13 % en 2012.

L'évolution de l'état de santé de la population est ensuite simulée sous quatre hypothèses sur le lien entre état de santé et mortalité.

Le scénario central, tendanciel, suppose des probabilités de transition entre bonne et mauvaise santé qui restent constantes à l'horizon 2032.

Autour de ce scénario tendanciel sont simulées deux premières variantes extrêmes consistant à appliquer un choc initial aux probabilités de transition, choc qui est ensuite maintenu tout au long de la projection. Il s'agit bien sûr d'hypothèses d'école, le choc consistant à décaler les probabilités de transition d'un groupe d'âge à l'autre, comme le font Thiébaud *et al.* (2013). Dans le cas du scénario « choc initial défavorable sur l'état de santé », les probabilités de transition sur la période de projection d'un individu qui est âgé de 60 à 65 ans sont celles d'une personne âgée de 65 à 70 ans en 2008. Inversement, dans le cas d'une évolution optimiste de l'état de santé de la population, scénario « choc initial favorable sur l'état de santé », les probabilités de transition pour une personne qui est âgée de 70 à 75 ans sont les probabilités de transition sur la période de projection d'un individu qui est âgé de 65 à 70 ans en 2008.

Figure VI
Projections de la population, scénario tendanciel



Lecture : la part des 60 ans et plus dans la population des 25 ans et plus selon le scénario tendanciel du modèle de microsimulation s'élève à 41 % en 2024 et 40 % selon la projection démographique de l'INSEE.
Champ : individus de 25 ans et plus couverts par l'assurance maladie obligatoire en France métropolitaine.
Source : ESPS 2008 et modèle de microsimulation.

L'autre méthode consiste à lier l'évolution des probabilités de transition avec les gains d'espérance de vie anticipés par l'Insee sur la période étudiée. Par exemple, si le gain d'espérance de vie constaté sur une période de quatre ans est égal à un an, les probabilités de transition sur la période de projection pour une personne qui a entre 70 et 75 ans sont égales à la moyenne pondérée des probabilités de transition d'un individu âgé de 65 à 70 ans et des probabilités de transition d'un individu qui est âgé de 70 à 75 ans avec des poids respectifs de un quart et de trois quarts. Cette variante est qualifiée de « décalage progressif de la morbidité » dans les différentes figures présentées.

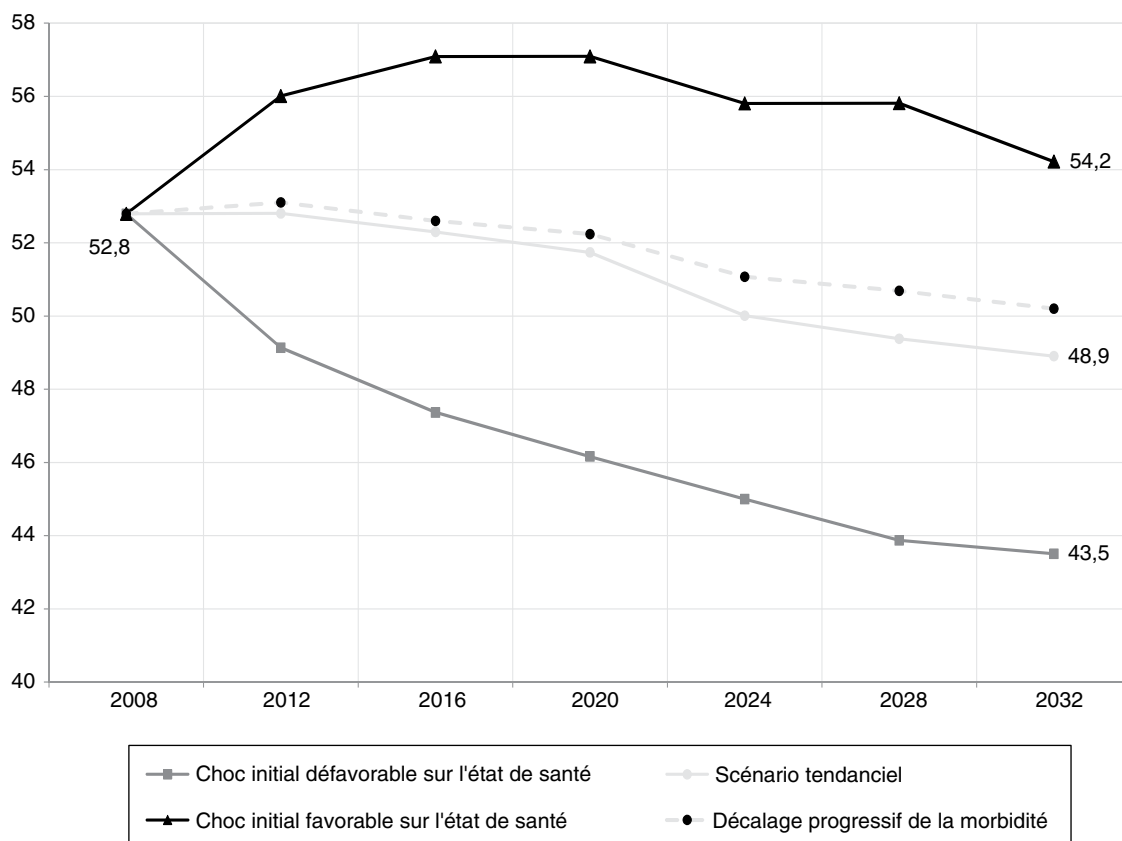
Ces différentes hypothèses conduisent à des évolutions très contrastées de la part de la population en bonne santé dans le cas des deux premières variantes. Ainsi, dans le scénario « choc initial favorable sur l'état de santé », la part des personnes en bonne santé atteint 54,2 % de la population en 2032 contre 52,8 % en 2012

(cf. figure VII). Cette part ne représente que 43,5 % de la population dans le scénario « choc initial défavorable sur l'état de santé ». En décalant les probabilités de transition d'une classe d'âge dans ce scénario, la transition vers un mauvais état de santé est accélérée et les chances de guérison sont réduites. En appliquant le décalage progressif de la morbidité, la différence avec le scénario tendanciel est bien plus limitée. En effet, dans ce scénario, la part des personnes en bonne santé représente, en 2032, 50,1 % de la population des plus de 25 ans contre 48,9 % dans le scénario tendanciel.

À ces projections d'état de santé sont associées des projections également contrastées des niveaux de dépense. Aucune variante supplémentaire n'est proposée à ce stade : les niveaux de dépense à état de santé donné évoluent en ligne avec le Produit intérieur brut dans le temps et d'un scénario à l'autre. Cette hypothèse traduit approximativement l'idée classique que la production de soins est pour l'essentiel

Figure VII
Part de la population en bonne santé à l'horizon 2032

En %



Lecture : dans le cas du scénario tendanciel, la part de la population en bonne santé parmi les individus de 25 ans et plus en 2032 s'élève à 48,5 %.

Champ : individus de 25 ans et plus couverts par l'assurance maladie obligatoire en France métropolitaine.

Source : ESPS 2008 et modèle de microsimulation.

une activité de services dont le coût doit donc évoluer, à long terme, comme le salaire moyen et donc la productivité moyenne. La croissance du PIB est prise ici comme *proxy* de cette évolution, sachant que, à l'horizon 2030, c'est la productivité qui est le déterminant principal de ce PIB, avec une faible contribution attendue de la croissance de la population active occupée. Le scénario retenu pour le PIB est le scénario central du Conseil d'orientation des retraites en 2012 (COR) ce qui assure une homogénéité des hypothèses entre les différents exercices de projection des prestations sociales (cf. figure IX), même si cette application des modules est davantage présentée pour son aspect méthodologique que pour des enjeux de politique publique.

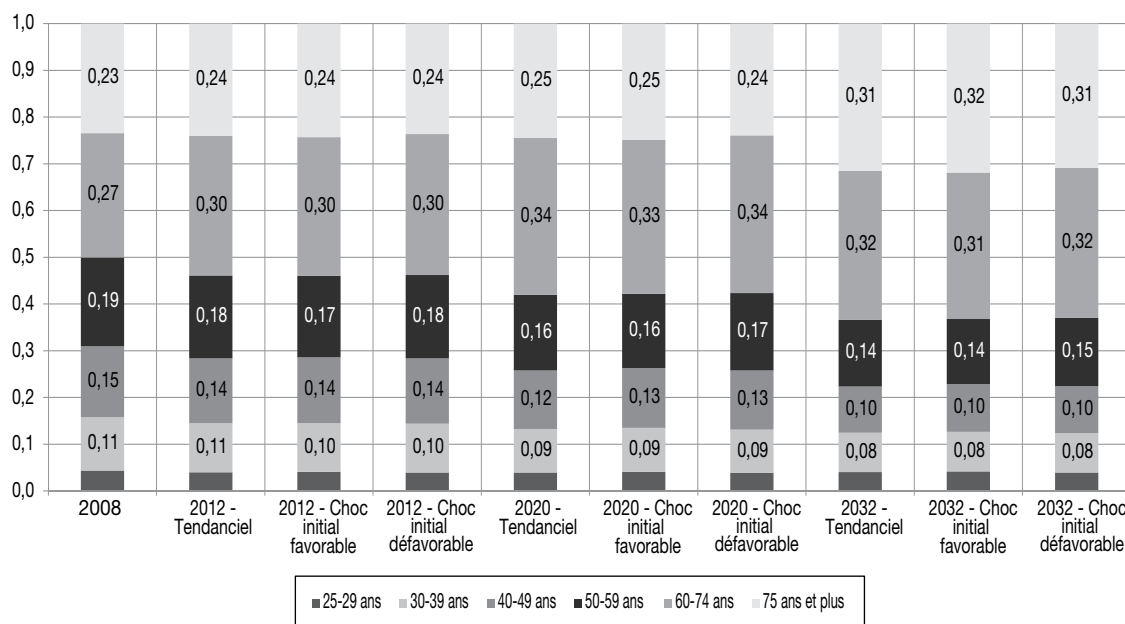
Avec une telle hypothèse d'évolution de la dépense à caractéristiques données, il n'y a que le vieillissement de la population et l'évolution de son état de santé qui sont susceptibles de modifier la structure des dépenses de soins de ville à l'horizon 2032 et la part des dépenses des individus de plus de 25 ans dans le PIB (cf. figure VIII). Alors qu'en 2008, les personnes âgées de 60 ans et plus représentaient environ 50 % du coût des soins de la population de 25 ans et plus, en 2032 cette catégorie de la population devrait concentrer 63 % de ces dépenses. Les différences observées entre les

différents scénarios sont faibles. En effet, dans le scénario « choc initial favorable sur l'état de santé » la part des 60 ans et plus en bonne santé augmente, ce qui entraîne une dépense moindre. Cependant, l'augmentation des dépenses de soins de ville avec l'âge, combinée à l'effet de nombre lié à une durée de vie plus grande, explique que la part des dépenses des personnes de 60 ans et plus reste conséquente, même dans ce scénario optimiste.

Dans le scénario tendanciel, le montant global des dépenses de soins de ville des individus de 25 ans et plus passe de 3,9 % du PIB en 2008 à 4,6 % à l'horizon 2032 (cf. figure X). Les divergences d'évolution épidémiologique influent sur ce ratio : sa valeur en 2032 est de 4,4 % dans le scénario « choc initial favorable sur l'état de santé » et 4,7 % dans le scénario « choc initial défavorable sur l'état de santé »³.

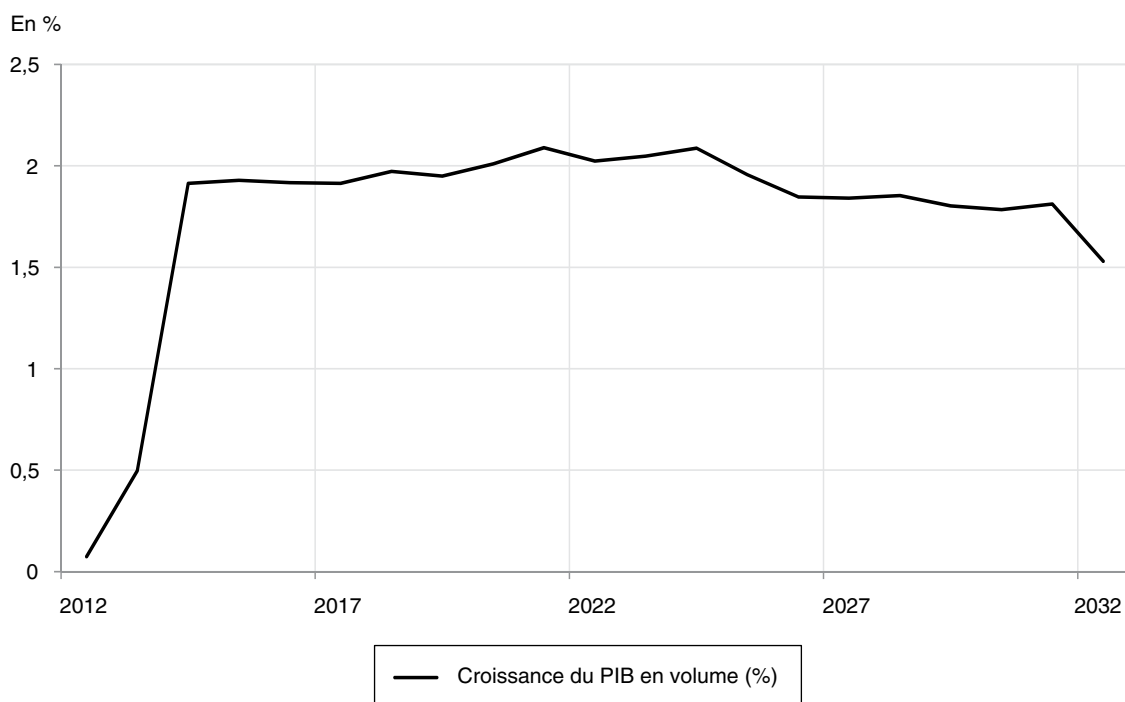
3. La comparaison des résultats d'un modèle à cohortes pour la France (Geay et Lagasnerie, 2013) avec le modèle de microsimulation permet de conforter les résultats avancés. Ainsi, dans le cas d'une évolution de l'état de santé équivalente à ce modèle de microsimulation, et avec une élasticité des dépenses de santé au PIB unitaire, la dépense totale des 25 ans et plus serait de 4,7 % du PIB dans le cas du modèle à cohortes ce qui est très légèrement supérieur à la projection tendancielle menée à l'aide du modèle de microsimulation, c'est-à-dire lorsqu'aucun décalage des probabilités de transition n'est simulé, puisque dans ce scénario la dépense de soins de ville des 25 ans et plus atteindrait 4,6 % du PIB.

Figure VIII
Structure des dépenses de soins de ville en fonction de l'âge et des différents scénarios épidémiologiques



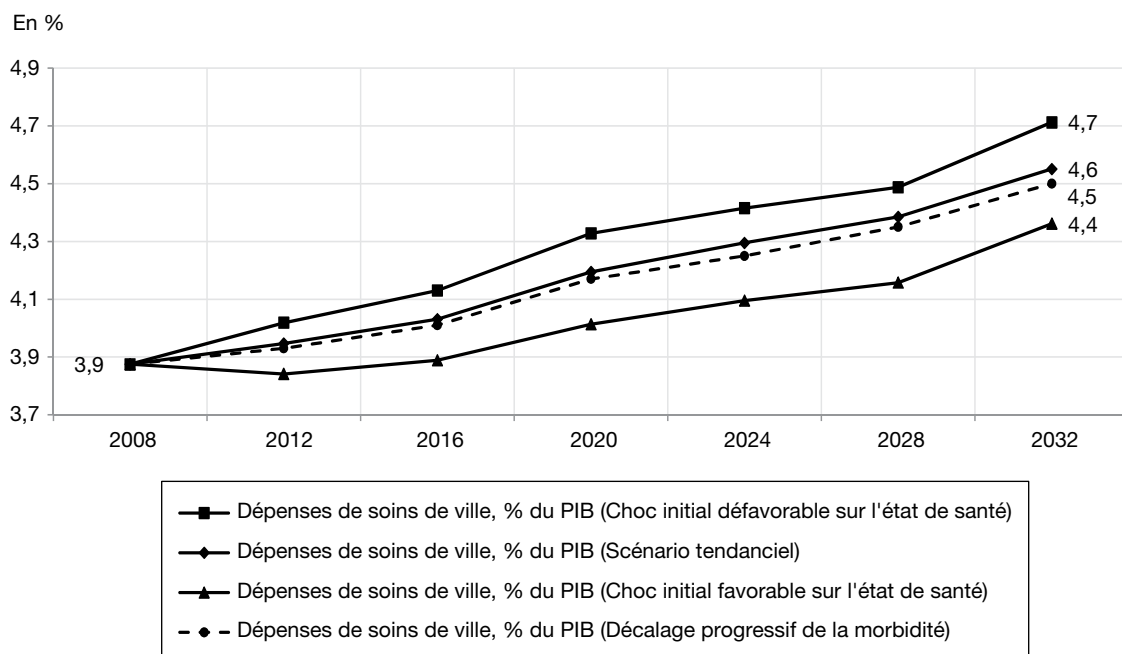
Lecture : en 2032, dans le cadre du scénario tendanciel, les 75 ans et plus concentreront 31 % de la dépense de soins de ville.
Champ : individus de 25 ans et plus couverts par l'assurance maladie obligatoire en France métropolitaine.
Source : ESPS 2008 et modèle de microsimulation.

Figure IX
Hypothèse macroéconomique dans le cadre des projections, croissance du PIB en volume selon le scénario B du COR



Lecture : la croissance du PIB en volume selon le scénario B du COR atteindrait 2,02 % en 2022.
 Champ : France entière
 Source : COR.

Figure X
Dépenses en soins de ville des individus de 25 ans et plus à l'horizon 2032 selon quatre scénarios d'évolution de l'état de santé de la population



Lecture : dans le scénario tendanciel, le montant global des dépenses de soins de ville des individus de 25 ans et plus passe de 3,9 % du PIB en 2008 à 4,6 % à l'horizon 2032.
 Champ : individus de 25 ans et plus couverts par l'assurance maladie obligatoire en France métropolitaine.
 Source : ESPS 2008 et modèle de microsimulation.

* *
*

Plusieurs raisons plaident pour le développement du recours aux modèles de microsimulation dans le domaine de la santé. Tout d'abord, la grande disparité des dépenses par tête implique de s'intéresser particulièrement à leur distribution, plutôt que d'étudier des montants moyens qui mesurent mal la qualité de la couverture assurée par le système de remboursement. Afin de mener une analyse fine du système d'assurance, il est en particulier nécessaire d'identifier les populations les plus fragiles face au risque de maladie. Il convient donc d'analyser au niveau le plus fin possible les caractéristiques individuelles qui influent sur l'exposition au risque maladie. Dans cet article, on a utilisé simultanément des informations sur les maladies dont souffre l'individu mais également l'état de santé déclaré ou encore des variables sociodémographiques pour caractériser un état de santé individuel à deux modalités. La microsimulation permet ensuite de passer de cette vision microéconomique au calcul d'agrégats macroéconomiques. Potentiellement,

l'outil doit permettre de donner une vision d'ensemble des effets individuels et globaux d'éventuels scénarios de réforme.

Pour valoriser au mieux l'information individuelle qu'apporte la méthode, il est évidemment intéressant de pouvoir la coupler avec d'autres informations individuelles pouvant également être projetées par microsimulation, par exemple le statut professionnel et le niveau de vie procuré soit par les revenus soit par les droits à retraite. Le présent modèle a ainsi vocation à être articulé au modèle Destinie qui simule déjà ces éléments (Geay, Koubi et Lagasnerie, 2015). Destinie simulant par ailleurs le renouvellement de la population par naissances et migrations, il deviendra possible de projeter les dépenses de l'ensemble de la population sur un horizon plus lointain que le début des années 2030. Reste à couvrir un champ plus large que les dépenses de ville, en intégrant les soins hospitaliers, ce qui peut se faire en s'inspirant de la démarche présentée dans cet article. Un autre enrichissement possible pourrait être d'améliorer la granularité du module épidémiologique, en caractérisant l'état de santé par davantage que deux modalités. □

BIBLIOGRAPHIE

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

Albouy V., Davezies L et Debrand T. (2010), « Health expenditure models: A comparison using panel data », *Economic Modelling*, vol. 27, n° 4, pp. 791-803.

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

Bago d'Uva T., Van Doorslaer E., Lindeboom M. et O'Donnell O. (2008), « Does reporting heterogeneity bias the measurement of health disparities? », *Health Economics*, vol. 17, n° 3, pp. 351-375.

Barnay T. Thiébaud S. et Ventelou B. (2009), « L'effet du vieillissement et de l'évolution de la morbidité sur les dépenses de médicaments remboursables en ville. Une microsimulation

quinquennale (2004-2029) », *Économie Publique/ Public Economics*, n° 24-25, pp. 157-186.

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

Blanchet D., Buffeteau S., Crenner E. et Le Minez S. (2011), « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *Économie et Statistique*, n° 441, pp. 101-121.

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

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

Breuil-Genier P., Flipo A. et Mahieu R. (1998), « Applications des méthodes de microsimulation dans les domaines de la santé et de la

- dépendance », *Rapport pour le Commissariat Général au Plan*.
- Cambois E., Robine J.-M. et Sieurin A. (2011)**, « Les espérances de santé en France : une tendance récente moins favorable que dans le passé », *Document de travail Ined*, n° 170.
- Com-Ruelle L., Lecomte T., Le Fur P., Mizrahi A., Mizrahi A. et Sermet C. (1997)**, « Un indicateur de gravité des maladies – Enquête sur la santé et les soins médicaux », *Documents de travail du Credes*, n° 1189.
- Devaux M., Jusot F., Sermet C. et Tubeuf S. (2008)**, « Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé », *Revue française des Affaires sociales*, n° 1, pp. 29-47.
- Disney R., Emmerson C. et Wakefield M. (2006)**, « Ill-health and retirement in Britain: a panel data-based analysis », *Journal of Health Economics*, vol. 25, pp. 621-649.
- Duan N. (1983)**, « Smearing estimate: a nonparametric retransformation method », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 78, pp. 605-610.
- Duan N., Manning W. G., Morris C. N. et Newhouse J. P. (1983)**, « A comparison of alternative models for the demand for medical care », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 1, n° 2, pp. 115-126.
- Dormont B., Grignon M. et Huber H. (2006)**, « Health expenditure growth: reassessing the threat of ageing », *Health Economics*, vol. 15, n° 9, pp. 947-63.
- Dormont B. (2009)**, « Les dépenses de santé : une augmentation salutaire ? », *Opuscules du Cepre-map*, n° 15.
- Dormont B. et Huber H. (2012)**, « Vieillissement de la population et croissance des dépenses de santé », *Rapport pour l'Institut Montaigne*. Téléchargeable sur : http://www.institut-montparnasse.fr/wp-content/files/Collection_recherches_n_2.pdf.
- Duée M. et Rebillard C. (2004)**, « La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040 », *Document de travail Insee*, n° 2004/02.
- EC (2012)**, *The 2012 Ageing Report*, Joint Report prepared by the European Commission (DGEC-FIN) and the Economic Policy Committee (AWG).
- Etilé F. et Milcent C. (2006)**, « Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health: evidence from France », *Health Economics*, vol. 15, pp. 965-981.
- Fries J. (1980)**, « Aging natural death and the compression of morbidity », *New England Journal of Medicine*, vol. 303, pp. 130-135.
- Geay C., Koubi M. et de Lagasnerie G. (2015)**, « Projections des dépenses de soins de ville construction d'un module pour DESTINIE », *Document de travail de l'Insee et du Trésor*.
- Geoffard P.-Y. (2000)**, « Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral », *Économie et Prévision*, n° 142, pp. 123-135.
- Greene W. (2003)**, « A Interpreting Estimated Parameters and Measuring Individual Heterogeneity in Random Coefficient Models », *Working Papers 03-19*, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics.
- Gruenberg E. M. (1977)**, « The failures of success », *Milbank Memorial Foundation Quarterly, Health and Society*, vol. 83, pp. 779-800.
- Hagan R., Jones A. M. et Rice N. (2009)**, « Health and Retirement in Europe », *International Journal of Environmental Research and Public Health*, vol. 6, n° 10, pp. 2676-2695.
- Hahn B. et Lefkowitz J. (1992)**, « Annual expenses and sources of payment for health care services », *National Medical Expenditure Survey Research Findings 14*. AHCPR Pub 93-0007, Public Health Service, Rockville, MD.
- HCAAM (2011)**, *Rapport annuel pour 2011*. Téléchargeable sur : <http://www.securite-sociale.fr/Rapport-annuel-du-HCAAM-pour-2011>.
- Heckman, J. J. (1979)**, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- Huber H. (2006)**, *Vieillissement, dépenses de santé et inégalités de recours aux soins : essais de microéconomie appliquée*, Thèse de doctorat (sciences économiques). Téléchargeable sur : <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00181627/document>.
- van Imhoff E. et Post W. (1998)**, « Microsimulation methods for population projection », *Population: An English Selection*, vol. 10, pp. 97-138.

- Jones A. M. (2000)**, « Health econometrics », dans *Handbook of Health Economics*, A. J. Culyer et J. P. Newhouse (dir), édition 1, vol. 1, pp. 265-344.
- Jones A. M., Rice N. et Roberts J. (2010)**, « Sick of work or too sick to work? Evidence on self-reported health shocks and early retirement from the BHPS », *Economic Modelling*, vol. 27, n° 4, pp. 866-880.
- Leung S. F. et Yu S. (1996)**, « On the choice between sample selection and two-part models », *Journal of Econometrics*, vol. 72, pp. 197-229.
- Maddala G. S. (1985)**, « A survey of the literature on selectivity bias as it pertains to health care markets », *Adv Health Econ Health Serv Res.*, vol. 6, pp. 3-26.
- Marbot C. et Roy D. (2015)**, « Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie », *Document de travail Insee*, n° G 2012/10.
- Manning W. G., Duan N. et Rogers W. H. (1987)**, « Monte Carlo evidence on the choice between sample selection and two-part models », *Journal of Econometrics*, vol. 35, n° 1, pp. 59-82.
- Manning W. G. et Mullahy J. (2001)**, « Estimating log models: to transform or not to transform? », *Journal of Health Economics*, vol. 20, pp. 461-494.
- Manton K. G. (1982)**, « Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population », *Milbank Memorial Fund Quarterly, Health and Society*, vol. 60, n° 2, pp. 183-244.
- Mizrahi, A. et Mizrahi A. (1985)**, « Indicateurs de morbidité et facteurs sociodémographiques », *Document de travail du CREDES*, n° 657
- Mizrahi A., Mizrahi A., Com-Ruelle L., Lecomte T., Le Fur P. et Sermet C. (1997)**, « Un indicateur de gravité des maladies : enquête sur la santé et les soins médicaux », France 1991-92 », *Document de travail du CREDES*, n° 1189.
- Mullahy J. (1998)**, « Much ado about two: reconsidering retransformation and the two-part model in health econometrics », *Journal of Health Economics*, vol. 17, pp. 247-281.
- van Praag B., Frijters P. et Ferrer-i-Carbonell (2002)**, « The anatomy of subjective well-being », *Journal of Economic Behaviour and Organization*, vol. 1493, pp. 1-21.
- Paret A. C. (2012)**, « Estimations des dépenses de santé à l'horizon 2028 : Modèle linéaire généralisé », Mémoire de Master Economics and Public Policy.
- Robine J-M. et Mormiche P. (1993)**, « L'espérance de vie sans incapacité augmente », *Insee Première*, n° 281.
- Rochaix L., Tubeuf S. et Perronnin M. (2006)**, « Construction d'un indicateur continu d'état de santé agrégeant risque vital et incapacité », *Question d'économie de la santé*, n° 107, Irdes.
- Spielauer M. (2007)**, « Dynamic microsimulation of health care demand, health care finance and the economic impact of the health behaviours: survey and review », *International Journal of Microsimulation*, vol. 1, n° 1, pp. 35-53.
- Thiébaud S., Barnay T. et Ventelou B. (2013)**, « Aging, chronic conditions and the evolution of future drugs expenditures: A five-year microsimulation from 2004 to 2029 », *Applied Economics*, vol. 45, n° 13, pp. 1663-1672.
- Yang Z., Norton E. C. et Stearns S. C. (2003)**, « Longevity and health care expenditures : the real reasons older people spend more », *Journal of Gerontology: Series B*, vol. 58, n° 1, pp. S2-S10.
- Wagstaff A., van Doorslaer E. et Paci P. (1991)**, « Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 5, n° 1, pp. 361-387.
- Willekens F. (2009)**, « Continuous-time microsimulation in longitudinal analysis, » dans A. Zaidi, A. Harding et P. Williamson (dir.), *New frontiers in microsimulation modeling*, Farnham, Ashgate, pp. 353-376.
- Wooldridge J. M. (2002)**, « Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, pp. 39-54.
- Zucchelli E., Harris M. et Zhao X. (2012)**, « Ill-health and transitions to part-time work and self-employment among older workers », *Health, Econometrics and Data Group (HEDG) Working Papers*, n° 12/04, HEDG, c/o Department of Economics, University of York.
- Zucchelli E., Jones A. M. et Rice N. (2012)**, « The evaluation of health policies through dynamic microsimulation methods », *International Journal of Microsimulation, International Microsimulation Association*, vol. 5, n° 1, pp. 2-20.