

LES DÉTERMINANTS DES DÉPENSES PUBLIQUES DE SANTÉ ET DE SOINS DE LONGUE DURÉE : UNE MÉTHODE DE PROJECTION INTÉGRÉE

Joaquim Oliveira Martins et Christine de la Maisonneuve

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	134
Évolution des dépenses au cours de la période 1970-2005	135
Santé	136
Facteurs démographiques	136
Facteurs non démographiques	138
Modèle de projection	141
Autres scénarios pour les pays de l'OCDE	142
Analyse de sensibilité	147
Soins de longue durée	148
Facteurs démographiques	150
Facteurs non démographiques	151
Modèle de projection des soins de longue durée	154
Autres scénarios pour les pays de l'OCDE	155
Analyse de sensibilité	155
Aperçu général des résultats par pays	159
Conclusion	160
<i>Annexe</i> : Sources des données et méthodes	166
Bibliographie	172

Les deux auteurs travaillent au Département des affaires économiques de l'OCDE. Contact : Joaquim Oliveira Martins (joaquim.oliveira@oecd.org). Simen Bjørnerud, du ministère norvégien des Finances, a apporté une précieuse contribution au stade initial de ce projet lors d'un détachement auprès du Département. Nous avons reçu des remarques fort utiles de Jean-Philippe Cotis, Jørgen Elmeskov, Michael P. Feiner, Vincent Koen, Gaétan Lafortune, François Lequiller, Giuseppe Nicoletti, Peter Scherer et Hannes Suppanz, ainsi que d'autres collègues de l'OCDE. Nous avons aussi bénéficié des discussions au sein du Groupe de travail sur le vieillissement de la Commission européenne, notamment avec Henri Bogaert, Declan Costello, Michel Englert et Bartosz Przywara. Nous remercions enfin Irène Sinha de la grande qualité de son assistance technique. Les auteurs expriment ici leurs vues, qui ne reflètent pas nécessairement celles de l'OCDE ou de ses pays membres.

INTRODUCTION

Les dépenses publiques consacrées à la santé et aux soins de longue durée (SLD ci-après) sont un sujet de préoccupation pour les gouvernements de la plupart des pays de l'OCDE. Leur accélération récente exerce une pression sur les budgets publics, qui s'ajoute à celle résultant de la réforme incomplète des régimes de retraite et d'autres formes de dépenses sociales. Depuis un certain temps, les pays de l'OCDE limitent la croissance de ces charges en appliquant des politiques de maîtrise des coûts. Il s'agit surtout d'une modération des salaires, de contrôles des prix et d'un report des investissements concernant les soins de longue durée. Une large part de ces derniers est assurée par les familles hors des circuits officiels. Toutefois, les possibilités de contenir de cette façon les dépenses pour la santé et les soins de longue durée se réduisent.

En tentant de prévoir la progression future des dépenses de santé et la marge de manœuvre des politiques publiques, on peut *grosso modo* distinguer deux catégories de déterminants des dépenses : les facteurs démographiques et non démographiques. Les *facteurs démographiques* alourdiront les coûts de la santé et des soins de longue durée, qui tendent à augmenter avec l'âge. C'est pourquoi les projections antérieures des futures dépenses de santé reposaient principalement sur un rapport donné entre ces dépenses et l'âge (cf. Dang *et al.* 2001, CE-CPE, 2001, Santé Canada, 2001). Mais cette démarche était par essence statique, faute de tenir compte d'un lien dynamique et positif entre l'état de santé et les progrès de la longévité, qui se traduit par un phénomène de « vieillissement en bonne santé ». Ce phénomène diminuera le coût moyen par personne dans les tranches d'âge les plus élevées, d'autant que les dépenses de santé les plus lourdes ont lieu en fin de vie. Le « vieillissement en bonne santé » devrait aussi réduire la proportion de personnes dépendantes par groupe d'âge élevé, allégeant ainsi la charge future des soins de longue durée. En définitive, on prévoit pourtant que le vieillissement augmentera les dépenses de santé.

Les *facteurs non démographiques* agiront dans le même sens. Bien que les données empiriques sur l'élasticité des dépenses de santé par rapport au revenu ne soient pas encore concluantes, les analyses récentes (par exemple Dreger et Reimers, 2005) incitent à considérer une élasticité unitaire comme une approximation raisonnable. Dans ces conditions, les dépenses de santé peuvent progresser plus vite que les revenus pour deux raisons. D'abord, le progrès technologique augmente le nombre et la qualité des produits et des traitements. Ensuite, même quand ce progrès permet des

économies, en faisant baisser le prix relatif des produits et des services de santé, les dépenses globales risquent de s'alourdir à cause de la forte élasticité-prix de la demande de soins médicaux. On ne dispose pas de données probantes sur les élasticités entre revenu et soins de longue durée, mais elles sont sans doute faibles. Toutefois, la part dans le PIB des dépenses à ce titre augmentera probablement, sous l'effet d'une « dérive des coûts ». Les possibilités limitées de gains de productivité, la tendance à l'égalisation des salaires dans l'ensemble de l'économie et une faible élasticité-prix pourrait les faire progresser au même rythme que les prix relatifs.

Sur ces bases, nous examinons ici deux scénarios différents d'évolution future des dépenses publiques. Dans un scénario de « tension sur les coûts », les facteurs non démographiques de hausse sont censés continuer à jouer pleinement, de sorte que la tendance des dépenses correspond à celle observée dans le passé récent. Dans un scénario de « limitation des coûts », on suppose que l'action publique freine les déterminants non démographiques. On commencera par donner un bref aperçu de l'évolution des dépenses au cours des dernières décennies. Puis on exposera la méthode de projection des dépenses de santé, en ventilant les facteurs démographiques et non démographiques, et en examinant les principaux mécanismes qui s'exercent dans chaque cas. Après avoir présenté plusieurs scénarios prévisionnels, on s'interrogera sur la sensibilité des résultats aux hypothèses clés. L'analyse se déroule de la même manière pour les dépenses relatives aux soins de longue durée. Enfin, on résumera les résultats et on tirera une série de conclusions.

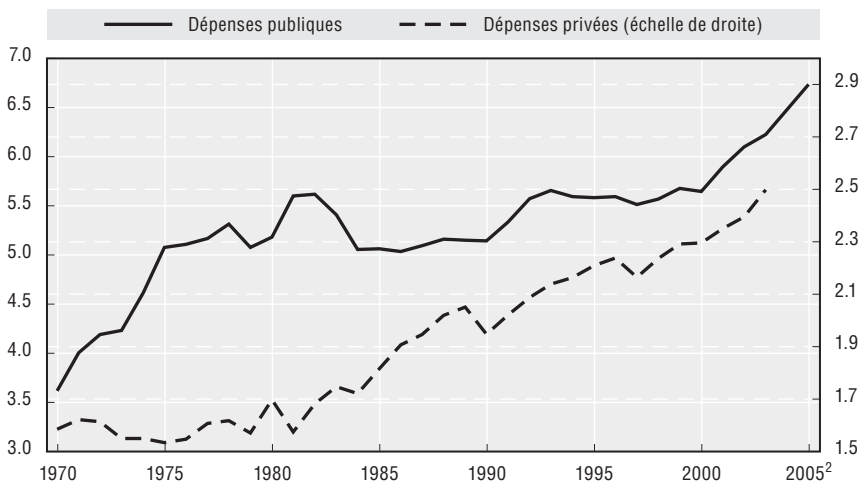
ÉVOLUTION DES DÉPENSES PENDANT LA PÉRIODE 1970-2005

En pourcentage du PIB, les dépenses publiques affectées à la santé et aux soins de longue durée se sont accrues de quelque 50 % de 1970 au début des années 1980 (graphique 1). Les gouvernements ont commencé à réagir à cette évolution dans le courant de la décennie 1980 en lançant un certain nombre de mesures de maîtrise des coûts (cf. Docteur et Oxley, 2003). Ils ont surtout agi par le biais de mécanismes macroéconomiques comme la modération des salaires, les contrôles des prix et le report d'investissements. En conséquence, du milieu des années 1980 à la fin des années 1990, la part des dépenses publiques pour la santé et les soins de longue durée dans le PIB des pays de l'OCDE est restée à peu près stable. Parallèlement, les dépenses de santé du secteur privé ont commencé à s'accélérer au début des années 1980.

On ne peut pas poursuivre indéfiniment des politiques de maîtrise des coûts. Il est difficile, quand on freine les salaires, d'attirer dans le secteur de la santé une main-d'oeuvre jeune et qualifiée. Dans des activités publiques comme les services de santé, le remplacement des personnels partant en retraite va se traduire par une forte demande, à un moment où les cohortes de jeunes entrant sur le marché du travail seront moins nombreuses (cf. Høj et Toly, 2005). Il n'est pas non plus aisé de

Graphique 1. **Évolution du total des dépenses de santé, publiques et privées, dans l'OCDE¹**

En % du PIB



1. Moyenne non pondérée des pays de l'OCDE où les données sont disponibles.

2. Estimations de l'OCDE.

Source : Base de données de l'OCDE sur la santé (2005).

contrôler les prix lorsque le progrès technique ne cesse de créer de nouveaux produits et traitements. Et il faut aussi rénover les équipements, surtout dans un contexte de rapides avancées technologiques. C'est pourquoi, dans l'OCDE, après une longue période de compression des coûts, la part du PIB allant aux dépenses de santé et de soins de longue durée augmente de plus de 3 % l'an depuis 2000. Dès lors, il importe de se demander quels facteurs seront à l'origine des dépenses futures, compte tenu notamment de l'évolution démographique prévue.

SANTÉ

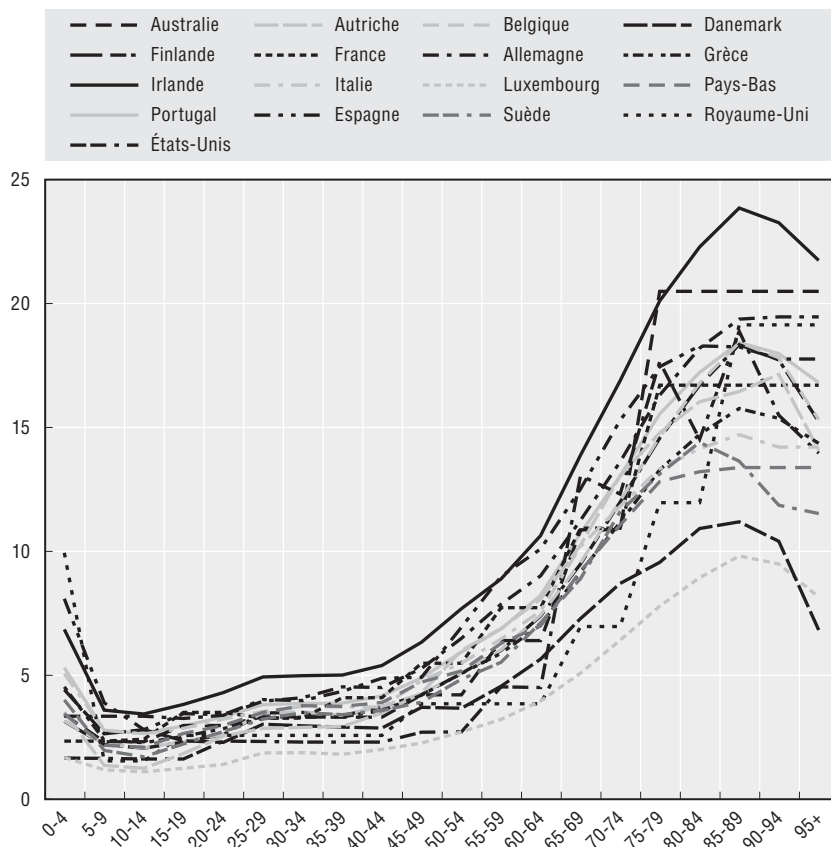
Facteurs démographiques

Bien que l'effet du vieillissement sur les dépenses publiques de santé par habitant ait été faible dans le passé¹, on s'attend généralement à ce qu'il soit plus marqué à l'avenir. Cette appréciation repose sur l'effet conjugué de la hausse prévue de la proportion de personnes âgées et de la tendance des dépenses de santé par habitant à augmenter avec l'âge². Les profils moyens de dépenses par âge disponibles pour l'année 1999 (graphique 2) sont relativement élevés pour les jeunes enfants, diminuent, puis se stabilisent, pendant l'essentiel de l'âge adulte, et commencent à augmenter rapidement durant la vieillesse³. Sur la base

de ces profils de dépenses et des estimations de population, les personnes âgées (65 ans et plus) représentaient en 2005 un pourcentage significatif (35 % environ) des dépenses publiques de santé.

C'est en toute fin de vie que les dépenses de santé sont les plus lourdes⁴. La forme des courbes moyennes de dépenses traduit l'interaction de ces « coûts de fin de vie » et des taux de mortalité. Alors que ces derniers augmentent avec l'âge, le coût des soins dispensés en fin de vie est généralement plus élevé pour les jeunes et les adultes que pour les personnes âgées (Aprile, 2004). C'est la raison pour laquelle les dépenses s'élèvent d'abord parallèlement à l'âge, culminent

Graphique 2. **Dépenses publiques de santé par tranche d'âge¹**
En % du PIB par habitant



1. Dépenses par tête dans chaque tranche d'âge en 1999 divisées par le PIB par habitant.
Source : ENPRI-AGRI, autorités nationales et calculs des auteurs.

et ensuite régressent dans l'extrême vieillesse. La petite pointe observée en début de courbe a une explication simple : la mortalité post-natale est plus importante que celle des jeunes et des adultes.

Si l'on veut projeter les dépenses de santé, il semble donc approprié d'établir une distinction entre celles destinées aux survivants et aux non-survivants. On peut estimer les dépenses affectées aux *non-survivants* en multipliant le coût des soins à l'approche du décès par le nombre de décès par groupe d'âge. Les « coûts de fin de vie » sont alors représentés par les dépenses de santé par tête dans la tranche d'âge de 95 ans et plus (en supposant qu'après 95 ans il n'y a que des dépenses liées à la fin de vie). On a multiplié ce montant par un facteur – égal à 4 pour une personne âgée de 0 à 59 ans⁵ et diminuant ensuite de façon linéaire jusqu'à 1 – pour rendre compte de la baisse des dépenses de fin de vie avec l'âge. La courbe des coûts pour les *survivants* peut être calculée par différence entre la courbe des coûts totaux et la courbe des non-survivants (cf. annexe).

L'essentiel des coûts de santé étant en rapport avec l'approche du décès, l'allongement prévu de l'espérance de vie doit, dans un souci de cohérence, aller de pair avec une hausse équivalente du nombre d'années passées en bonne santé. Sinon, la part de la population en mauvaise santé s'accroîtrait et les coûts de fin de vie ne seraient plus la cause principale des dépenses de santé, comme on l'a supposé initialement (*q.e.d.*).

Dans un scénario de ce type, on laisse la courbe de dépenses des *survivants* se déplacer vers la droite parallèlement aux progrès de la longévité, ce qui reporte progressivement les augmentations de charges liées au vieillissement⁶. Cette évolution a tendance à réduire les coûts, comparativement à une situation dans laquelle l'espérance de vie ne progresserait pas. Les projections de base présentées ici sont conformes à ce scénario de « vieillissement en bonne santé », mais on teste également ci-dessous la sensibilité des résultats à des hypothèses différentes (encadré 1).

En ce qui concerne les *non-survivants*, deux effets différents se font sentir. D'une part, le nombre de décès est voué à s'accroître en raison de l'effet *transitoire* du boum des naissances de l'après-guerre. D'autre part, si la mortalité recule au fil du temps, du fait d'une progression *permanente* de la longévité, moins de personnes seront en toute fin de vie pour chaque année donnée, ce qui allégera les coûts de santé⁷. L'incidence totale sur les dépenses publiques de santé dépendra de l'importance relative de ces effets.

Facteurs non démographiques

La croissance des revenus est certainement le principal déterminant non démographique des dépenses. Pourtant, les nombreuses études économiques sur ce sujet ne sont pas encore parvenues à quantifier avec précision l'élasticité des dépenses par rapport au revenu. En premier lieu, cette élasticité tend à augmenter

Encadré 1. Scénario de longévité et d'état de santé

Les spécialistes ont envisagé différentes hypothèses pour le lien entre longévité et espérance de vie. Dans un scénario d'« augmentation de la morbidité » (Grunenberg, 1977), la durée de vie passée en mauvaise santé augmenterait parallèlement à l'allongement de l'espérance de vie, alors qu'un scénario de « diminution de la morbidité » (Fries, 1980) donnerait un résultat inverse. Manton (1982) a proposé une hypothèse d'« équilibre dynamique », selon laquelle les progrès de la longévité se traduiraient par un nombre exactement égal d'années en bonne santé (« vieillissement en bonne santé »). Dans ce scénario, les dépenses de santé sont reportées d'un délai proportionnel à l'augmentation de l'espérance de vie. Michel et Robine (2004) ont proposé une interprétation globale expliquant pourquoi les pays pourraient passer d'une augmentation à une diminution de la morbidité ou parvenir à un équilibre entre progrès de la longévité et réduction de la morbidité. Selon eux, plusieurs facteurs entrent en jeu : i) une hausse du taux de survie des personnes malades, qui causerait l'augmentation de la morbidité ; ii) une maîtrise de la progression des maladies chroniques, qui serait à l'origine d'un équilibre subtil entre la chute de la mortalité et l'augmentation des incapacités ; iii) une amélioration de l'état de santé et du mode de vie des nouvelles cohortes de personnes âgées, qui expliquerait la baisse de la morbidité ; iv) enfin, l'apparition de populations très âgées et fragiles, qui rendrait compte d'une nouvelle augmentation de la morbidité. En fonction de l'importance relative de chacun de ces facteurs, les pays passeraient d'une catégorie de morbidité à une autre.

en fonction du niveau d'agrégation, ce qui signifie que la santé pourrait être à la fois « une nécessité individuelle et un luxe sur le plan national » (Getzen, 2000). En second lieu, les fortes élasticités au revenu (supérieures à l'unité), souvent mentionnées dans les études macroéconomiques, résultent peut-être de l'incapacité à tenir compte des véritables effets de prix (Dreger et Reimers, 2005). À partir de là, il semble raisonnable de faire l'hypothèse d'une élasticité égale à 1 et, par conséquent, de tester la sensibilité des projections à cette hypothèse⁸.

Après prise en compte des effets démographiques et en fonction de l'élasticité au revenu, on peut calculer la croissance résiduelle des dépenses. De 1981 à 2002 (tableau 1), les dépenses publiques de santé ont connu une progression annuelle moyenne de 3.6 % dans les pays de l'OCDE⁹, dont 0.3 point de pourcentage est imputable aux effets démographiques purs¹⁰ et 2.3 points aux effets de revenu (avec une élasticité unitaire). On peut donc estimer la croissance résiduelle moyenne à quelque 1 % par an.

Les projections centrales de dépenses retiennent cette croissance résiduelle moyenne dans l'OCDE. Il y a au moins deux raisons de ne pas utiliser un chiffre rési-

Tableau I. **Décomposition de la croissance des dépenses publiques de santé¹, 1981-2002²**

(Variations annuelles en %)

	Dépenses de santé	Effet d'âge	Effet de revenu ³	Résiduel
Australie (1981-2001)	3.6	0.4	1.8	1.4
Autriche	2.2	0.1	2.1	0.0
Belgique (1995-2002)	2.9	0.4	1.7	0.6
Canada	2.6	0.4	1.7	0.6
Rép. tchèque (1993-2002)	2.7	0.4	2.8	-0.4
Danemark	1.3	0.1	1.7	-0.5
Finlande	2.6	0.3	2.1	0.2
France	2.8	0.2	1.6	1.0
Allemagne	2.2	0.2	1.2	1.0
Grèce (1987-2002)	3.4	0.4	1.3	0.8
Hongrie (1991-2002)	1.5	0.3	2.8	-1.5
Islande	3.5	0.1	1.5	1.9
Irlande	3.9	0.1	4.9	-1.0
Italie (1988-2002)	2.1	0.7	1.7	-0.1
Japon (1981-2001)	3.8	0.4	2.2	1.1
Corée (1982-2002)	10.1	1.4	6.1	2.4
Luxembourg	3.8	0.0	3.9	-0.1
Mexique (1990-2002)	4.5	0.7	0.5	2.4
Pays-Bas	2.6	0.3	1.9	0.3
Nouvelle-Zélande	2.7	0.2	1.5	1.0
Norvège	4.0	0.1	2.5	1.5
Pologne (1990-2002)	3.1	0.5	3.2	-0.6
Portugal	5.9	0.4	2.6	2.8
Slovaquie (1997-2002)	2.1	0.5	4.2	-1.5
Espagne	3.4	0.3	2.3	0.8
Suède	1.5	0.1	1.7	-0.4
Suisse (1985-2002)	3.8	0.2	0.8	2.9
Turquie (1984-2002)	11.0	0.3	2.3	8.3
Royaume-Uni	3.4	0.2	2.3	1.0
États-Unis	4.7	0.1	2.0	2.6
Moyenne	3.6	0.3	2.3	1.0

1. Dépenses publiques totales de santé par habitant.

2. Ou la plus longue période disponible située dans cette fourchette.

3. En supposant une élasticité-revenu des dépenses de santé égale à 1.

Source : Base de données santé de l'OCDE (2004), ENPRI-AGIR et calculs des auteurs.

duel spécifiquement national dans des projections à long terme. Tout d'abord, dans les pays où les politiques de limitation des coûts ont été à l'origine d'une croissance résiduelle faible ou négative (par exemple l'Autriche, le Danemark, l'Irlande, l'Italie et la Suède) un retournement de tendance pourrait avoir lieu, parce qu'il faut opérer de nouveaux recrutements ou renouveler les équipements usés. Ensuite, là où la croissance résiduelle était très élevée (par exemple au Portugal, en Turquie et aux États-Unis), il y a lieu de croire que des mesures de maîtrise des coûts seront appliquées à l'avenir. Ces effets mèneraient progressivement à une certaine convergence des dépenses résiduelles dans tous les pays.

Quels sont les facteurs fondamentaux de la croissance résiduelle des dépenses ? Les principaux responsables sont la technologie et les prix relatifs¹¹. En effet, l'amélioration de l'état de santé évoquée ci-dessus n'est pas seulement due aux progrès du mode de vie (Sheehan, 2002 ; Cutler, 2001), mais aussi aux avancées des traitements et de la technologie médicale. Ces dernières ont forcément un coût économique. Certes, le progrès technique peut permettre des économies et réduire le prix relatif des produits et des services de santé ; néanmoins, son incidence sur les dépenses dépend de l'élasticité-prix de la demande de soins. Si elle est élevée, une chute des prix induit une hausse plus que proportionnelle de la demande et donc une augmentation des dépenses¹². Même en l'absence de baisse des prix, les nouvelles technologies peuvent accroître la demande en augmentant la diversité et la qualité des produits^{13, 14}, ce qui fait diminuer les « vrais » prix relatifs des produits et services de santé¹⁵. Enfin, les incitations propres au domaine de la santé, c'est-à-dire l'existence d'un système d'assurance basé sur les coûts rétrospectifs, sont de nature à stimuler la recherche-développement, l'innovation et les prix relatifs (Weisbrod, 1991).

Modèle de projection des dépenses de santé

On définit respectivement HE, Y et N comme les dépenses de santé en volume, le revenu réel et la population ; ε est l'élasticité des dépenses de santé au revenu et ONDF représente les autres facteurs non démographiques. La croissance des dépenses de santé peut être décomposée comme suit :

$$\Delta \log\left(\frac{HE}{N}\right) = \Delta \log(\text{Facteur d'âge ajusté}) + \varepsilon \cdot \Delta \log\left(\frac{Y}{N}\right) + \Delta \log(\text{ONDF}) \quad [1]$$

ou exprimée en pourcentage du PIB :

$$\Delta \log\left(\frac{HE}{Y}\right) = \Delta \log(\text{Facteur d'âge ajusté}) + (\varepsilon - 1) \cdot \Delta \log\left(\frac{Y}{N}\right) + \Delta \log(\text{ONDF}) \quad [2]$$

Intuitivement, l'effet mécanique du vieillissement de la population sur les dépenses correspond à un mouvement le long de la courbe, en supposant que le profil d'âge des dépenses reste constant dans le temps. On ajuste l'effet démographique pour tenir compte du « vieillissement en bonne santé » en déplaçant la courbe des dépenses vers la droite ; cela implique que les personnes âgées continuent à coûter plus cher que les jeunes, mais à des âges progressivement supérieurs. Enfin, la courbe des coûts se redresse sous l'influence des déterminants non démographiques (effet de revenu et autres effets non démographiques).

Pour rendre les projections moins sensibles à l'année de départ et tenir compte d'une certaine convergence du ratio dépenses/PIB parmi les pays¹⁶, les taux de croissance logarithmiques totaux calculés avec l'équation (2) pour chaque pays sont appliqués à la part moyenne des dépenses dans le PIB observée dans l'OCDE en 2005 (sorte de pays « représentatif » de l'OCDE). Les modifications des

parts de dépenses calculées sur cette base commune sont ensuite ajoutées aux parts spécifiquement nationales constatées en 2005, pour obtenir les ratios dépenses/PIB projetés (cf. annexe).

L'encadré 2 détaille les hypothèses exogènes supplémentaires qui sous-tendent les projections pour les dépenses de santé et de soins de longue durée (l'annexe donne également des précisions).

Autres scénarios pour les pays de l'OCDE

Le cadre que l'on vient de décrire a servi à prévoir les dépenses de la période 2005 à 2050. L'élasticité au revenu étant fixée à 1 dans les principaux scénarios, les effets de revenu n'exercent pas de pression supplémentaire sur le ratio dépenses/PIB.

Encadré 2. Variables exogènes et hypothèses à la base des projections

Une série de données exogènes est nécessaire pour effectuer les projections :

1) Les projections démographiques (N) ont été obtenues directement auprès de sources nationales par la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales de l'OCDE. Étant donné que les hypothèses sous-jacentes sur la fécondité et l'espérance de vie peuvent différer selon les pays (cf. Oliveira Martins *et al.*, 2005), on a utilisé aussi une maquette de la population (Gonand, 2005) pour tester la sensibilité des résultats à des hypothèses uniformes de longévité pour un échantillon de pays.

2) Les projections de taux d'activité de la population active (L/N), qui s'appuient sur des travaux antérieurs de l'OCDE (Burniaux *et al.*, 2003), se fondent sur un scénario de poursuite des tendances actuelles : l'incidence des politiques en vigueur est censée influencer sur le taux d'activité au cours des décennies à venir, sans que l'on fasse d'autres hypothèses sur des changements futurs de politique.

3) On suppose que la croissance de la productivité du travail (Y/L) converge de façon linéaire, à partir de son taux initial (1995-2003), vers un taux annuel de 1.75 % d'ici 2030, et cela partout sauf dans les anciens pays en transition et au Mexique, où la convergence ne se réalise qu'en 2050.

Des statistiques résumées sur les hypothèses exogènes se trouvent dans OCDE (2006). Les projections du PIB par habitant sont directement calculées au moyen des variables exogènes précitées ($Y/N = Y/L \times L/N$). Ce cadre simple n'a pas pour but d'appréhender de manière optimale les écarts de productivité entre pays, mais d'isoler, autant que possible, l'effet du vieillissement et d'autres facteurs démographiques sur les projections.

Effets démographiques

Comme il est indiqué dans la partie A du graphique 3, on peut distinguer trois effets démographiques : les dépenses de santé pour les survivants, l'ajustement au titre du « vieillissement en bonne santé » et les coûts de fin de vie. Les effets purs du vieillissement peuvent être tout à fait importants dans certains pays, mais ils ont tendance à être compensés par un meilleur état de santé au fur et à mesure que la longévité augmente. Les coûts liés à la fin de la vie ne représentent qu'une faible proportion de la progression du ratio dépenses/PIB (7 % environ des dépenses de santé en 2050). L'incidence nette de la démographie sur les charges de santé va de pratiquement 0 en Suède à 1.6 point du PIB en Corée. Cela peut être représenté graphiquement par l'évolution des ratios de dépendance des personnes âgées (partie B du graphique 3).

En moyenne, les effets démographiques sont responsables d'une légère hausse des dépenses, de 5.7 % en 2005 à 6.3 % en 2050, soit 0.6 point de PIB (tableau 2). Si l'on peut certes considérer l'hypothèse de « vieillissement en bonne santé » comme relativement optimiste, elle n'en est pas moins conforme aux tendances de la morbidité observées dans de nombreux pays de l'OCDE. La sensibilité des résultats à cette hypothèse a été testée (cf. ci-dessous).

Scénario de tension sur les coûts

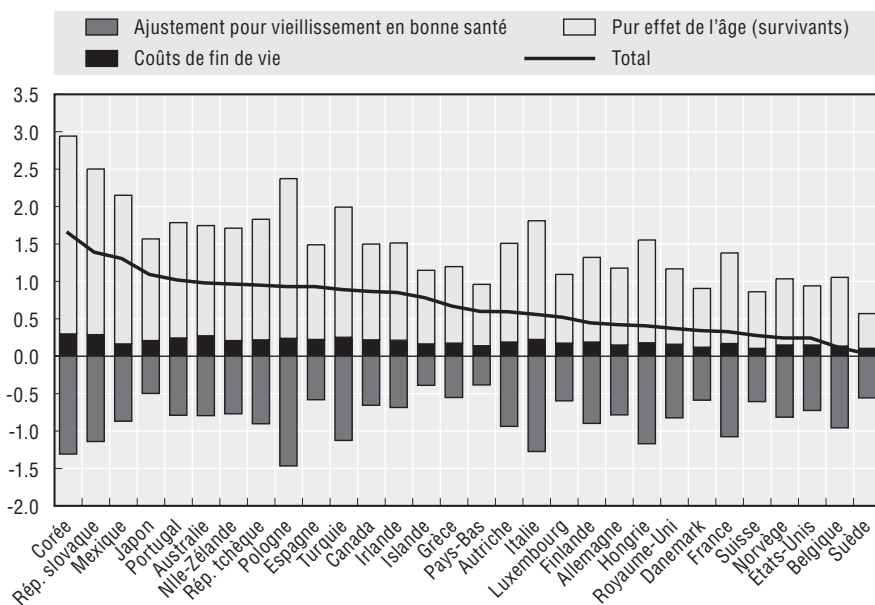
Dans ce scénario, on suppose qu'outre les effets démographiques et ceux de l'élasticité unitaire au revenu, la croissance résiduelle des dépenses continue à progresser de 1 % par an tout au long de la période de projection. Il en résulte une hausse substantielle des dépenses de santé, qui représente en moyenne 4 points de PIB de 2005 à 2050. Dans la plupart des pays, elles avoisineraient ou dépasseraient alors 10 % du PIB en fin de période. Même si ces chiffres sont utiles en tant que référence, il est peu probable que le ratio dépenses de santé/PIB puisse continuer à croître indéfiniment à un taux constant aussi élevé.

Scénario de limitation des coûts

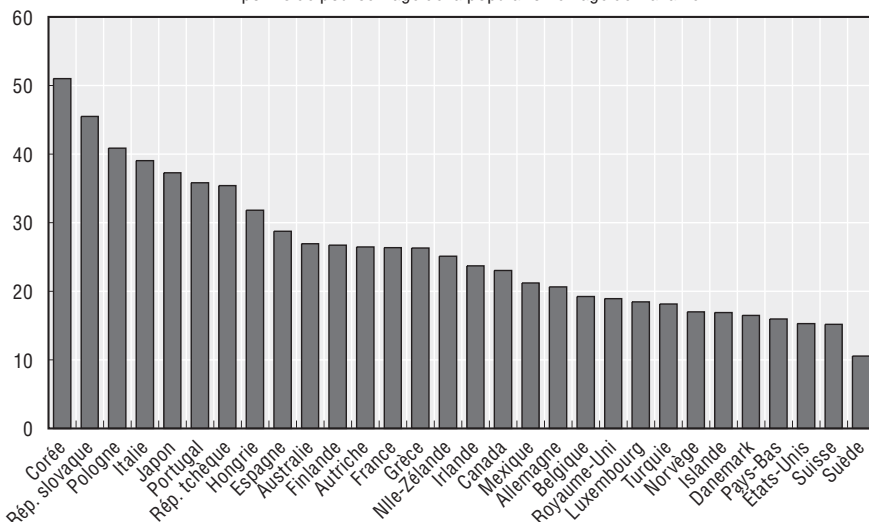
Dans un scénario délibérément optimiste de « limitation des coûts », la croissance résiduelle des dépenses est censée converger en direction de 0 d'ici 2050¹⁷, ce qui signifie implicitement que certaines politiques en vigueur parviendraient à maîtriser la croissance des charges découlant des facteurs non démographiques. Elles pourraient freiner progressivement la croissance résiduelle, en faisant en sorte, par exemple, que l'application des futurs progrès techniques réduise les

Graphique 3. Conséquences de la démographie sur les dépenses de santé

A. Dépenses publiques de santé
Hausse en points de PIB 2005-2050



B. Hausse du ratio de dépendance de 2005 à 2050¹
En points de pourcentage de la population en âge de travailler



1. Rapport entre la population âgée de 65 ans et plus et la population âgée de 15 à 64 ans.
Source : Calculs des auteurs.

Tableau 2. Scénarios de projection des dépenses publiques de santé, 2005-2050¹

En % du PIB

	2005 ²	Effet démographique	Tension sur les coûts	Limitation des coûts	Analyse de sensibilité					
					Résiduels spécifique-ment nationaux	Élasticité au revenu = 0.8	Élasticité au revenu = 1.2	Résiduels à 1.5 %	Diminution de la morbidité	Augmentation de la morbidité
Australie	5.6	6.5	9.7	7.9	8.5	7.1	8.9	8.7	7.1	8.7
Autriche	3.8	4.4	7.6	5.7	4.4	5.0	6.6	6.6	5.0	6.7
Belgique	5.7	5.8	9.0	7.2	6.7	6.4	8.1	8.0	6.4	8.2
Canada	6.2	7.0	10.2	8.4	7.8	7.6	9.3	9.2	7.9	9.1
République tchèque	7.0	8.0	11.2	9.4	7.5	8.9	9.9	10.2	8.5	10.3
Danemark	5.3	5.6	8.8	7.0	5.1	6.2	7.9	7.8	6.4	7.6
Finlande	3.4	3.8	7.0	5.2	4.1	4.3	6.3	6.0	4.4	6.1
France	7.0	7.3	10.6	8.7	8.7	8.1	9.5	9.6	7.8	9.8
Allemagne	7.8	8.2	11.4	9.6	9.6	8.9	10.3	10.4	9.0	10.4
Grèce	4.9	5.5	8.7	6.9	6.6	6.1	7.9	7.7	6.4	7.5
Hongrie	6.7	7.1	10.3	8.5	5.4	7.5	9.6	9.3	7.6	9.6
Islande	6.8	7.5	10.7	8.9	10.5	7.9	10.1	9.7	8.5	9.3
Irlande	5.9	6.8	10.0	8.2	5.6	6.9	9.8	9.0	7.7	8.8
Italie	6.0	6.5	9.7	7.9	6.4	7.3	8.6	8.7	6.8	9.2
Japon	6.0	7.1	10.3	8.5	8.7	7.9	9.1	9.3	7.9	9.0
Corée	3.0	4.6	7.8	6.0	8.6	5.3	6.9	6.8	4.8	7.3
Luxembourg	6.1	6.6	9.9	8.0	6.6	6.9	9.4	8.9	7.5	8.6
Mexique	3.0	4.3	7.5	5.7	8.3	4.4	7.3	6.5	4.9	6.5
Pays-Bas	5.1	5.7	8.9	7.0	6.1	6.3	8.0	7.9	6.8	7.4
Nouvelle-Zélande	6.0	6.9	10.1	8.3	8.4	7.6	9.1	9.1	7.7	9.1

Tableau 2. Scénarios de projection des dépenses publiques de santé, 2005-2050¹ (suite)

		En % du PIB								
2005 ²		Effet démographique	Tension sur les coûts	Limitation des coûts	Analyse de sensibilité					
					Résiduels spécifiques-nationaux	Élasticité au revenu = 0.8	Élasticité au revenu = 1.2	Résiduels à 1.5 %	Diminution de la morbidité	Augmentation de la morbidité
					2050					
Norvège	7.3	7.5	10.7	8.9	9.6	8.1	9.8	9.7	8.1	9.7
Pologne	4.4	5.3	8.5	6.7	4.6	5.5	8.2	7.5	5.5	8.2
Portugal	6.7	7.7	10.9	9.1	12.6	8.3	10.1	9.9	8.4	9.9
République slovaque	5.1	6.5	9.7	7.9	4.9	7.2	8.6	8.7	6.8	9.0
Espagne	5.5	6.4	9.6	7.8	7.5	7.1	8.5	8.6	7.2	8.3
Suède	5.3	5.3	8.5	6.7	4.9	5.9	7.7	7.5	6.3	7.3
Suisse	6.2	6.4	9.6	7.8	11.4	7.1	8.6	8.6	7.4	8.4
Turquie	5.9	6.7	9.9	8.1	n.a	7.3	9.1	8.9	7.3	9.2
Royaume-Uni	6.1	6.5	9.7	7.9	7.9	7.1	8.8	8.7	7.1	8.7
États-Unis	6.3	6.5	9.7	7.9	10.8	7.1	8.9	8.7	7.3	8.6
Moyenne	5.7	6.3	9.6	7.7	7.5	6.9	8.7	8.5	7.0	8.5

1. Les définitions des différents scénarios sont données au tableau A1.

2. Estimations faites en tenant compte de la croissance des dépenses observée de 2000 à 2003 (ou à 2002 si 2003 n'est pas disponible).

Source : Calculs des auteurs.

coûts. En l'absence d'effets supplémentaires de vieillissement, les dépenses publiques de santé et le revenu évolueraient parallèlement à très long terme¹⁸. Il convient toutefois de souligner que la poursuite à aussi longue échéance d'une stratégie de freinage des coûts n'irait pas de soi.

Avec ce scénario, les dépenses publiques de santé dans la zone de l'OCDE continueraient néanmoins à augmenter de deux points de pourcentage en moyenne de 2005 à 2050, pour passer de 5.7 % à 7.7 % du PIB (cf. tableau 2). De plus, on constate de fortes hausses (supérieures à 2.5 points de PIB) à l'horizon de 2050 dans certains pays – Corée, République slovaque, Mexique, et Japon (cités en ordre décroissant) – qui connaissent une rapide mutation démographique.

Analyse de sensibilité

Pour évaluer la robustesse des résultats, on a modifié un certain nombre de paramètres du « scénario de limitation des coûts ». Il s'agit de l'élasticité-revenu, de l'ordre de grandeur de la croissance résiduelle, des hypothèses d'état de santé et des projections démographiques. Ces tests de sensibilité ne modifient pas profondément la situation d'ensemble, même si de grandes différences peuvent apparaître au niveau de chaque pays. En outre, des changements d'hypothèses qui influencent les évolutions dans le même sens peuvent modifier sensiblement les résultats.

Résiduels, élasticité-revenu et différences d'état de santé

L'application de résiduels de dépenses spécifiques à chaque pays¹⁹ change notablement les projections de dépenses des différents pays (cf. tableau 2, colonnes de droite). En Corée, au Mexique, au Portugal, en Suisse et aux États-Unis, il y a une hausse supérieure à deux points de PIB par rapport au scénario de « limitation des coûts »²⁰. Cela montre bien que les tendances actuelles des dépenses de santé dans certains pays de l'OCDE ne peuvent se poursuivre. À l'inverse, là où les politiques de maîtrise des coûts ont réussi, les prévisions de ratios dépenses-PIB sont plus modérées que dans le scénario de limitation des coûts (Danemark et Suède, par exemple). Dans d'autres pays, on observerait une nette diminution des dépenses, en raison d'une prolongation dans le futur de l'effet de la croissance résiduelle passée résultant de conditions particulières, telles que la révision en baisse des anciens systèmes de protection sociale pendant la transition économique (République tchèque, Hongrie, Pologne et République slovaque).

Les projections ont été faites avec des élasticités-revenu inférieures et supérieures à l'unité (0.8 et 1.2 respectivement), tout en conservant le résiduel du scénario de limitation des coûts²¹. Dans le cadre de ces autres scénarios, les dépenses publiques de santé dans l'OCDE représenteraient en moyenne de 7 % à 8.7 % du PIB. Les pays où la croissance prévue du PIB par habitant est la plus forte

(Irlande, Mexique, Pologne, etc.) sont évidemment ceux dans lesquels les changements de l'élasticité-revenu ont le plus d'effet.

Comme on l'a indiqué précédemment, le résiduel a été calculé à partir des tendances constatées pendant les deux dernières décennies, période caractérisée par des efforts de maîtrise des coûts. Si l'on retient une croissance de 1.5 % par an du résiduel, conforme à la moyenne 1970-2002 (mais diminuant toujours jusqu'à zéro au cours de la période de projection), on obtient une moyenne inférieure à 1 point de PIB comparativement au scénario de limitation des coûts.

On a également testé la sensibilité à d'autres hypothèses d'état de santé. Dans un scénario de « diminution de la morbidité », l'ajustement des courbes de coût est le double de celui du « vieillissement en bonne santé ». En revanche, une « augmentation de la morbidité » correspond à un scénario dans lequel les progrès de la longévité ne se traduisent pas par un vieillissement en bonne santé. Dans le cadre de ces scénarios, les dépenses moyennes de santé s'échelonnent en 2050 de 7 % à 8.5 % du PIB. Cela montre que les différences de morbidité ont une incidence sur les prévisions de dépenses futures, mais moins importante que les effets non démographiques.

Autres projections démographiques

Comme l'indique l'encadré 2, les prévisions nationales de population ne reposent pas sur des hypothèses harmonisées. Les progrès de longévité prévus peuvent notamment différer beaucoup et sont, en moyenne, inférieurs à ceux observés au cours des dernières décennies.

Pour tester l'effet d'hypothèses démographiques différentes, on a supposé que la longévité augmentait comme dans le passé (deux ans par décennie)²². Les simulations ont été faites pour cinq grands pays de l'OCDE (France, Allemagne, Italie, Japon et les États-Unis). Comme on pouvait s'y attendre dans un monde de « vieillissement en bonne santé », les différences qui en résultent sont faibles (en prenant comme référence le scénario de limitation des coûts, cf. tableau 3). Mais, sans cette hypothèse, les résultats seraient plus sensibles aux particularités des projections nationales de population. En cas de conjonction d'une hypothèse d'« augmentation de la morbidité » et de plus grands progrès de longévité, les deux effets se renforcent mutuellement et provoquent une hausse des dépenses (de l'ordre de 1 point de pourcentage comparativement au scénario de limitation des coûts). Cela souligne l'importance des effets d'interaction.

SOINS DE LONGUE DURÉE

Après l'analyse des dépenses de santé, on applique aux soins de longue durée (SLD) une technique de projection parallèle. Alors que l'objectif des services de santé est de modifier un état de santé (pour l'améliorer), les soins de

Tableau 3. **Analyse de sensibilité des dépenses de santé aux projections démographiques**

En supposant que la longévité progresse de deux ans par décennie (En % du PIB)

2005 ¹	Vieillessement en bonne santé	Augmentation de la morbidité	Pour mémoire : Scénario de limitation des coûts	
	2050			
France	7.0	8.8	9.8	8.7
Allemagne	7.8	9.6	10.7	9.6
Italie	6.0	8.1	9.2	7.9
Japon	6.0	8.4	9.5	8.5
États-Unis	6.3	7.7	8.6	7.9
Moyenne	6.6	8.5	9.6	8.5

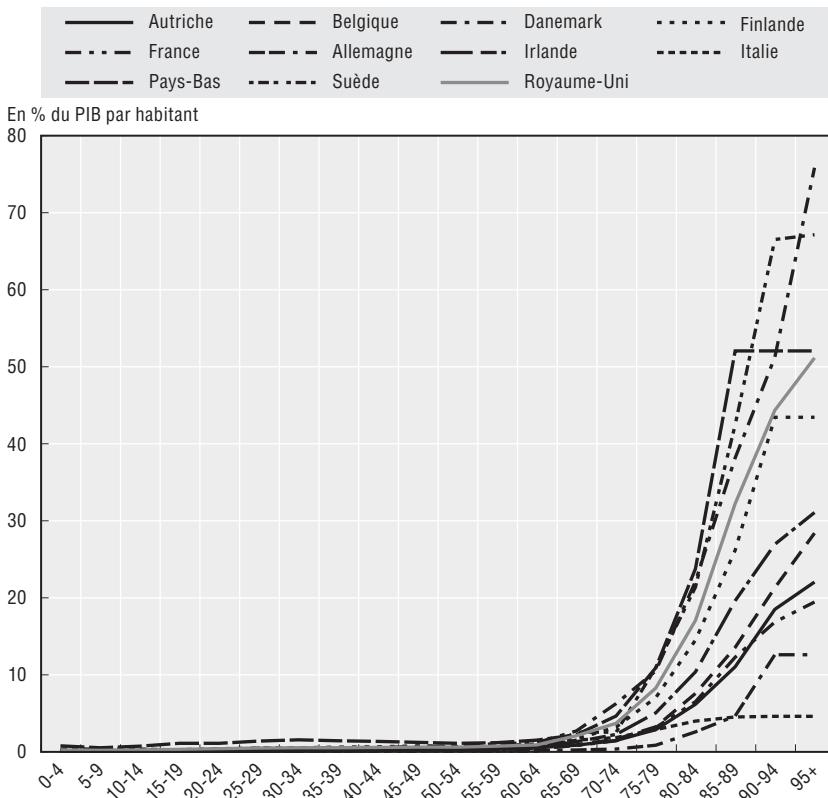
1. Estimations faites en tenant compte de la croissance des dépenses observée de 2000 à 2003 (ou à 2002 si 2003 n'est pas disponible).

Source : Calculs des auteurs.

longue durée visent seulement à rendre la (mauvaise) condition présente d'une personne plus supportable. Les gens risquent de devenir dépendants et d'avoir besoin de SLD à cause d'une incapacité, d'un état chronique, d'un traumatisme ou d'une maladie, limitant leurs possibilités d'effectuer les tâches ou les soins personnels qui sont une obligation quotidienne. C'est ce que l'on appelle les actes de la vie courante (manger, s'habiller, se laver, se coucher et se lever, être continent) ou les activités instrumentales de la vie quotidienne (cuisiner, faire son ménage et sa lessive, prendre ses médicaments, aller dans des endroits où l'on ne peut se rendre à pied, faire ses courses, gérer son budget et utiliser le téléphone/Internet).

En comparaison des dépenses de santé, le coût actuel des SLD demeure limité (1 à 2 % seulement du PIB). Toutefois, les SLD concernant essentiellement les personnes âgées (Wittenberg *et al.*, 2002), leur poids dans l'économie est voué à s'accroître du fait des évolutions démographiques prévues. Les prévisions reposent sur des profils de dépenses par groupe d'âge. À la différence de la santé, ces courbes de dépenses sont proches de 0 jusqu'à la tranche d'âge 60-65 ans, puis augmentent fortement et systématiquement, avec des pentes différentes selon les pays (graphique 4). Ces caractéristiques découlent des différences nationales concernant, par exemple, le dosage entre les soins (coûteux) administrés dans un cadre officiel et les soins non officiels (peu coûteux) ainsi que la prévalence actuelle de la dépendance (état d'incapacité)²³. Sur la base des profils de dépenses pour les SLD et des estimations de population, les personnes âgées (65 ans et plus) représentaient en 2005 82 % des dépenses publiques dans ce domaine.

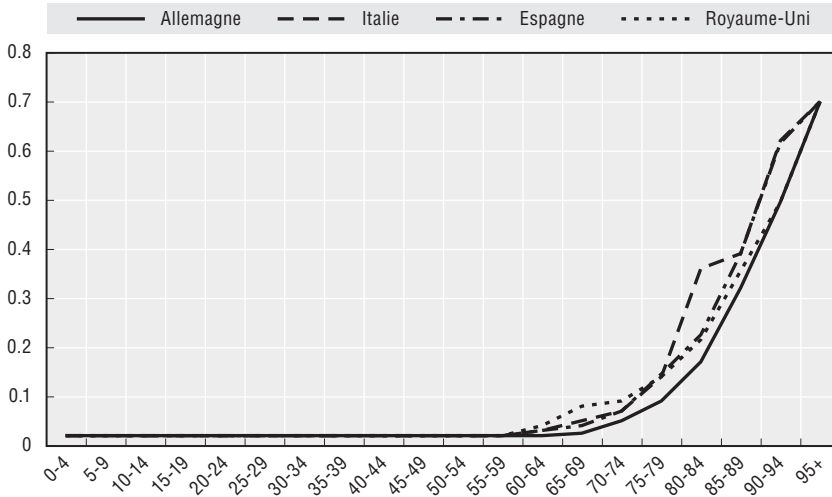
Graphique 4. Dépenses publiques pour les soins de longue durée



1. Dépenses par tête dans chaque tranche d'âge divisées par le PIB par habitant, 1999.
 Source : ENPRI-AGIR et calculs des auteurs.

Facteurs démographiques

Alors que les projections des coûts de santé établissaient une distinction entre survivants et non-survivants, les projections pour les SLD divisent chaque groupe d'âge en *dépendants* et *non-dépendants*²⁴. Pour calculer le coût des SLD *par dépendant*, il faut estimer la prévalence de la dépendance par tranche d'âge. L'une des études les plus complètes dans ce domaine, réalisée par Comas-Herrera *et al.*, (2003) ne donne des statistiques de dépendance que pour l'Allemagne, l'Italie, l'Espagne et le Royaume-Uni (graphique 5). On a estimé, par approximation, que les taux de dépendance étaient identiques partout et égaux à la moyenne des quatre pays précités (ce qui a l'avantage de rendre les projections moins

Graphique 5. Prévalence de la dépendance par tranche d'âge¹

1. On définit la dépendance comme l'incapacité à accomplir un ou plusieurs actes de la vie courante (cf. texte).
Source : Comas-Herrera *et al.* (2003) et calculs des auteurs.

sensibles aux conditions initiales). On peut calculer les dépenses de SLD par personne dépendante en divisant le profil initial des dépenses par la moyenne du taux de dépendance pour tous les pays.

En ce qui concerne les degrés d'incapacité, il y a beaucoup d'incertitude (cf. encadré 3). Les données internationalement comparables sont assez rares (Lagergren et Batljan, 2000 ; Jacobzone *et al.*, 2000 ; Wittenberg *et al.*, 2001). Par ailleurs, l'incapacité n'implique pas forcément la dépendance, dans la mesure où le progrès technique peut permettre à une personne handicapée de travailler et de prendre part à la vie quotidienne. Face à l'absence d'éléments indiscutables concernant ces phénomènes, nous adoptons ici une position prudente, en supposant que la moitié seulement des progrès de la longévité se traduit par une réduction de la dépendance. On peut justifier ce scénario d'évolution des SLD limitant le « vieillissement en bonne santé » au motif que, dans le grand âge, période où la dépendance est la plus répandue, les possibilités de progrès de la longévité en bonne santé diminuent.

Facteurs non démographiques

Les dépenses de SLD dépendent beaucoup de la répartition entre *soins officiels* et *non officiels*²⁵ ainsi que de son évolution au fil du temps²⁶. Dans l'ensemble de l'OCDE, l'essentiel des SLD est actuellement dispensé de façon informelle (à

Encadré 3. Y a-t-il de moins en moins d'incapacités ?

Il n'existe pas de données internationales cohérentes sur les taux d'incapacité. On mesure actuellement l'incapacité par l'impossibilité d'effectuer un ou plusieurs actes de la vie courante. Ce que l'on sait de certains pays de l'OCDE laisse penser que la proportion de personnes affectées d'une sévère incapacité diminue dans le temps, mais on ne peut se prononcer sur l'évolution du nombre d'incapacités légères. Selon les études portant sur les États-Unis, où les données sont plus abondantes, les taux d'incapacité semblent avoir quelque peu régressé parmi les personnes âgées, mais augmenté dans les groupes d'âge plus jeune, ce que l'on attribue souvent aux tendances de l'obésité (cf. Rand Research Bulletin, 2004).

Néanmoins, les tendances à la diminution des incapacités ne s'accompagnent pas forcément d'un ralentissement des charges. Au contraire, l'augmentation des dépenses de santé est une condition préalable du recul des incapacités (Lichtenberg et Virabhak, 2002 ; Lichtenberg, 2003 ; Jacobzone, 2003) et aider un malade chronique à être autonome peut exiger le recours à des biotechnologies et des médicaments d'un coût très élevé.

un coût explicitement nul), et c'est particulièrement vrai pour les pays du sud de l'Europe. Sachant que l'on prévoit une hausse des taux d'activité à l'avenir, il y aura probablement moins de ressources disponibles pour les soins donnés gratuitement et il faudra les remplacer par des soins officiels coûteux (OCDE, 2005b ; Comas-Herrera *et al.*, 2005)²⁷.

Le coût de la main-d'œuvre qui dispense les soins de longue durée est un autre déterminant majeur des dépenses. Les données britanniques montrent que les charges de personnel des établissements publics représentent 85 % des coûts unitaires totaux (Netten *et al.*, 1998). Reinhold (2001) a aussi calculé que l'emploi représentait 70 à 90 % des coûts unitaires totaux des établissements spécialisés en Allemagne.

Alors que les SLD exigent beaucoup de main-d'œuvre, les possibilités de gains de productivité sont probablement limitées. Cela crée les conditions d'une éventuelle « dérive des coûts » (Baumol, 1967, 1993). Sous l'effet d'un différentiel de productivité négatif et de l'égalisation des salaires entre secteurs, les prix relatifs des SLD auront tendance à augmenter par rapport à d'autres biens et services. La faible élasticité-prix de la demande entraînera aussi une hausse progressive de la part des dépenses de SLD dans le PIB. Pour tenir compte de l'effet de Baumol, on suppose ici que les coûts unitaires augmentent au même rythme que la productivité totale du travail, considérée comme représentative de la croissance des salaires du personnel spécialisé (cf. Comas-Herrera *et al.*, 2003).

En ce qui concerne les effets de revenu, on ne dispose d'aucune donnée empirique sur l'élasticité- revenu des dépenses de SLD. Mais, sachant que les SLD peuvent être considérés comme nécessaires, cette élasticité est probablement proche de zéro. Il s'agit là d'une autre hypothèse grossière, car le développement futur des services de longue durée pourrait augmenter la demande de prestations de qualité supérieure ; on testera donc ci-dessous une autre valeur de l'élasticité au revenu.

Pour évaluer l'incidence de ces facteurs sur les différences observées entre les dépenses de SLD par personne dépendante selon les pays, on a spécifié un modèle économétrique simple²⁸ :

$$\text{Log}\left(\frac{LTC}{ND}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Age} + \beta_2 \cdot Z + \beta_3 \cdot W + u \quad [3]$$

où LTC représente les dépenses totales de soins de longue durée, ND, le nombre de personnes dépendantes, *Age* le point central de chaque tranche d'âge (2, 7, 12, ..., 97), *Z* une mesure de la fourniture informelle de soins et *W* une mesure des autres effets (prix relatifs et/ou revenu). Cette équation est estimée sur un panel de 11 pays de l'UE pour 20 groupes d'âge (tableau 4). À l'issue de tests d'autres spécifications (non mentionnés ici), il apparaît que la disponibilité de soins informels est la mieux représentée par le taux d'activité de la population âgée de 50 à 64 ans. Le niveau de PIB par habitant a été inclus, mais il n'apparaît pas significatif, ce qui

Tableau 4. **Estimations économétriques du coût de SLD par personne dépendante**

Log du coût SLD par personne dépendante	Effets fixes	MCO robuste avec variables explicatives invariants avec l'âge	
Âge	0.0335*** (0.0014)	0.0348*** (0.0025)	0.0345*** (0.0023)
Taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans		0.0394*** (0.0054)	0.0378*** (0.0066)
PIB par habitant			0.0748 (0.0509)
Constante	6.433*** (0.079)	4.217*** (0.380)	2.356* (1.317)
Nombre de pays	11	11	11
Nombre de groupes d'âge	20	20	20
Nombre d'observations	185	185	185
R-au carré (intra-groupe)	0.77	0.62	0.62

Notes : *** significativité à 1 % et significativité à 10 %. Erreurs-types entre parenthèses.

Source : Estimations des auteurs.

tendrait à confirmer la faiblesse de l'élasticité-revenu. Compte tenu de la taille réduite de l'échantillon et de problèmes de colinéarité, il n'a pas été possible de tester les effets de prix relatifs (ou de hausse des salaires). Les estimations des coefficients de participation des personnes âgées et de l'âge sont robustes pour les différentes spécifications et sont du signe attendu.

Modèle de projection des soins de longue durée

En conjuguant les différents déterminants, la croissance logarithmique du rapport entre les dépenses pour les soins de longue durée et le PIB peut être décomposée comme suit :

$$\Delta \log \left(\frac{LTC}{Y} \right) = \Delta \log(\text{Facteur d'âge ajusté}) + (\varphi - 1) \cdot \Delta \log \left(\frac{Y}{N} \right) + \gamma \cdot \Delta \log(\text{Effet de Baumol}) + \omega \cdot \Delta \log(\text{Part des soins informels}) \quad [4]$$

où Y et N sont le revenu et la population, tels que définis précédemment ; φ est l'élasticité au revenu des dépenses SLD et γ l'élasticité caractérisant l'« effet de Baumol », c'est-à-dire la mesure dans laquelle une hausse de la productivité moyenne du travail dans l'économie (représentative de la croissance des salaires) entraîne une augmentation des coûts SLD par personne dépendante.

Dans ce cadre, on laisse les déterminants opérer de plusieurs manières (on trouvera plus de précisions en annexe). L'effet démographique est ajusté pour faire en sorte que la *moitié* des progrès de la longévité se traduise par des années de moindre dépendance, ce qui déplace la courbe de dépendance vers la droite²⁹.

S'agissant des facteurs non démographiques, la courbe de dépenses par personne dépendante se déplace vers le haut sous l'effet de la « dérive des coûts ». Dans la plupart des scénarios, on a supposé que l'« élasticité de Baumol » (γ) était de 0.5 ; c'est probablement une vue relativement optimiste du degré possible de sous-performance de la productivité des services SLD relativement au reste de l'économie. Comme on a fait l'hypothèse d'une élasticité au revenu généralement égale à zéro, la progression du revenu tend à faire baisser la part du PIB consacrée aux dépenses SLD.

Le second effet non démographique vise à appréhender l'incidence d'une baisse de la part relative des soins informels dans l'offre totale de SLD, résultant du taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans. Avec l'équation estimée (3), la hausse du taux d'activité induit un redressement de la courbe des coûts SLD. Les projections de base du taux d'activité proviennent de Burniaux *et al.*, (2003). Cet auteur recourt à la méthode des cohortes, mais la dernière cohorte utilisée pour prévoir le taux d'activité est celle qui entre sur le marché du travail en 2000. Le comportement des cohortes suivantes ne change pas. Cette simplification pourrait fausser les projections dans le sens de la baisse, surtout dans les

pays où le taux d'activité était en 2000 bien inférieur à la moyenne de l'OCDE. C'est pourquoi l'analyse de sensibilité ci-dessous teste un scénario plus optimiste pour les taux d'activité.

Autres scénarios pour les pays de l'OCDE

Comme avec la méthode suivie pour établir les projections de dépenses de santé, on a projeté les dépenses de SLD dans le cadre de plusieurs scénarios couvrant la période 2005-2050.

Effets démographiques

La prévalence de la dépendance augmentant avec l'âge, les effets démographiques entraînent une augmentation des dépenses de SLD plus marquée que celle constatée pour les dépenses de santé. Elles atteindraient, en moyenne, 2.3 % du PIB en 2050, soit une hausse de 1.2 point en comparaison de 2005 (tableau 5). On trouve de très fortes progressions (de quelques 2 points de PIB à près de 4) dans les pays à vieillissement rapide tels que la Corée, la République slovaque, la Pologne et le Mexique.

Avec un « effet de Baumol » intégral, les coûts de SLD par personne dépendante s'élèvent parallèlement à la productivité moyenne du travail dans l'économie. Cela induit une progression régulière des prix relatifs qui fait monter les dépenses SLD à 3.3 % du PIB en 2050, soit une majoration de 2.2 points de PIB comparativement à 2005.

Scénario de limitation des coûts

Les politiques publiques pourraient enrayer les tensions sur les coûts liées à l'effet de Baumol, mais il est difficile de définir clairement leur contenu. Concrètement, les gouvernements s'efforceraient en permanence de susciter des gains de productivité et/ou de maîtriser le glissement des salaires du personnel affecté aux soins de longue durée. Dans le scénario simulé ici, l'offre informelle de soins reste assez abondante, sous le double effet d'un relèvement modéré des taux d'activité et d'une hausse de la proportion de la population âgée de 50 à 64 ans due au vieillissement. Même avec ces hypothèses optimistes, les dépenses de SLD font plus que doubler en moyenne à partir du niveau actuel et atteignent 2.4 % du PIB en 2050. On observe les effets les plus importants dans les pays où le taux d'activité des 50 à 64 ans devrait augmenter sensiblement et où la situation démographique est difficile (Espagne, Grèce, Irlande et Italie).

Analyse de sensibilité

Étant donné le grand nombre d'incertitudes, l'analyse de sensibilité est particulièrement importante pour tester la robustesse des projections des dépenses de SLD. Une première simulation rend compte de l'éventualité d'effets de revenu

Tableau 5. Scénarios de projection des dépenses publiques pour les soins de longue durée, 2005-2050¹

En % du PIB

	2005 ²	Effet démographique	Tension sur les coûts	Limitation des coûts	Analyse de sensibilité				
					Élasticité-revenu unitaire	Diminution des incapacités	Accroissement des incapacités	Augmentation de la dépendance	Taux d'activité accru
Australie	0.9	2.2	2.9	2.0	2.6	1.5	2.4	3.1	3.2
Autriche	1.3	2.5	3.3	2.5	3.0	2.0	2.9	3.6	5.4
Belgique	1.5	2.4	3.4	2.6	3.2	2.2	3.1	3.7	5.9
Canada	1.2	2.3	3.2	2.4	3.0	1.9	2.9	3.6	2.9
République tchèque	0.4	2.0	2.0	1.3	1.7	0.9	1.8	2.4	3.2
Danemark	2.6	3.3	4.1	3.3	3.9	2.9	3.7	4.2	3.5
Finlande	2.9	4.3	5.2	4.2	4.8	3.7	4.6	5.4	4.9
France	1.1	2.3	2.8	2.0	2.5	1.6	2.4	3.0	3.7
Allemagne	1.0	1.9	2.9	2.2	2.7	1.7	2.7	3.4	3.2
Grèce	0.2	1.0	2.8	2.0	2.6	1.4	2.6	3.5	3.0
Hongrie	0.3	1.5	2.4	1.0	1.6	0.6	1.3	1.8	5.4
Islande	2.9	3.5	4.4	3.4	4.1	3.1	3.8	4.3	3.5
Irlande	0.7	1.7	4.6	3.2	3.9	2.5	3.9	4.9	3.7
Italie	0.6	2.0	3.5	2.8	3.3	2.2	3.5	4.5	6.3
Japon	0.9	2.3	3.1	2.4	2.8	1.9	2.9	3.7	2.3
Corée	0.3	4.1	4.1	3.1	3.7	2.3	3.9	5.1	5.1
Luxembourg	0.7	1.6	3.8	2.6	3.3	2.0	3.1	4.0	4.9
Mexique	0.1	2.0	4.2	3.0	3.8	2.2	3.9	5.1	3.7
Pays-Bas	1.7	2.4	3.7	2.9	3.5	2.4	3.4	4.1	3.9
Nouvelle-Zélande	0.5	2.0	2.4	1.7	2.2	1.2	2.1	2.8	2.1
Norvège	2.6	3.3	4.3	3.5	4.1	3.1	3.9	4.5	3.6
Pologne	0.5	2.6	3.7	1.8	2.5	1.3	2.2	2.8	6.2
Portugal	0.2	1.3	2.2	1.3	1.9	0.8	1.8	2.4	2.1
République slovaque	0.3	2.6	2.6	1.5	2.0	1.1	2.0	2.6	6.6
Espagne	0.2	1.0	2.6	1.9	2.3	1.3	2.4	3.3	3.0

Tableau 5. Scénarios de projection des dépenses publiques pour les soins de longue durée, 2005-2050¹ (suite)
En % du PIB

	2005 ²	Effet démographique	Tension sur les coûts	Limitation des coûts	Analyse de sensibilité				
					Élasticité-revenu unitaire	Diminution des incapacités	Accroissement des incapacités	Augmentation de la dépendance	Taux d'activité accru
Suède	3.3	3.6	4.3	3.4	4.0	3.2	3.6	4.0	3.6
Suisse	1.2	1.7	2.6	1.9	2.4	1.5	2.3	2.8	1.9
Turquie	0.1	1.8	1.8	0.8	1.4	0.5	1.2	1.7	6.8
Royaume-Uni	1.1	2.1	3.0	2.1	2.7	1.7	2.6	3.2	2.6
États-Unis	0.9	1.8	2.7	1.8	2.4	1.4	2.2	2.8	1.9
Moyenne	1.1	2.3	3.3	2.4	2.9	1.9	2.8	3.5	3.9

1. Les définitions des différents scénarios sont données au tableau A2.

2. Estimations faites en tenant compte de la croissance des dépenses observée de 2000 à 2003 (ou à 2002 si 2003 n'est pas disponible).

Source : Calculs des auteurs.

plus marqués. Avec une élasticité au revenu égal à l'unité, le ratio de dépenses de SLD/PIB augmenterait de 0.5 point environ d'ici 2050 par rapport au scénario de limitation des coûts.

Un scénario de « diminution des incapacités » a été testé, dans lequel la courbe de dépendance se déplace vers la droite deux fois plus vite que dans le scénario de limitation des coûts. Cela réduit les dépenses de SLD de quelque 0.5 point de PIB pour l'ensemble de l'OCDE par rapport au scénario de « limitation des coûts ». Dans un scénario d'« accroissement des incapacités », les taux de dépendance demeurent constants, tandis que l'espérance de vie s'allonge, et l'effet est symétriquement contraire.

Un autre scénario donne une estimation possible de l'incidence sur la dépendance des tendances préoccupantes de l'obésité³⁰. De 1986 à 2000, la proportion de personnes légèrement obèses (celles avec un indice de masse corporelle de 30 à 35) a seulement doublé aux États-Unis. En revanche, le pourcentage ayant un IMC de 40 ou plus a quadruplé. Selon Sturm et Lakdawalla (2004), dans le groupe d'âge de 50 à 59 ans la prolongation des tendances actuelles de l'obésité ferait augmenter les taux d'incapacité de 1 % par an de plus que si elles s'interrompaient. L'effet est rendu ici par une progression autonome de 0.5 % l'an du taux de dépendance. En moyenne, les dépenses de SLD atteindraient 3.5 % du PIB en 2050, soit une augmentation importante supérieure à un point de PIB par rapport au scénario de limitation des coûts.

Avec un scénario de « hausse du taux d'activité », on assiste à une raréfaction spectaculaire des soins informels, en supposant que tous les pays convergent vers un ratio d'activité des seniors d'au moins 70 % à l'horizon de 2050 (les pays dont le taux d'activité est déjà supérieur à ce chiffre sont censés poursuivre leur tendance propre). Ce résultat est bien supérieur aux projections de base du taux d'activité et ferait monter en moyenne les dépenses de SLD à 4 % du PIB en 2050, soit une majoration de 1.5 point relativement au scénario de limitation des coûts. Les hausses les plus significatives se produiraient dans les pays où le taux d'activité actuel des personnes âgées est particulièrement bas (par exemple l'Autriche, la France, l'Italie, la Turquie et les pays anciennement en transition).

La comparaison entre ce scénario et celui de limitation des coûts donne une idée des arbitrages à opérer entre les mesures destinées à accroître le taux d'activité, d'une part, et l'objectif de maîtrise des futures dépenses de SLD, d'autre part. Dans ces conditions, le groupe d'âge de 50 à 64 ans pourrait être soumis à des exigences contradictoires particulièrement fortes.

La sensibilité à des projections de population différentes a également été testée pour cinq pays de l'OCDE (Allemagne, États-Unis, France, Italie et Japon). Avec l'hypothèse de « vieillissement en bonne santé » (la moitié de l'allongement de l'espérance de vie modifie les courbes de dépendance), de plus grands pro-

grès de la longévité (deux années par décennie) n'ont pas *en eux-mêmes* une forte incidence sur les dépenses (cf. tableau 6). En revanche, un scénario couplant des progrès supérieurs de longévité à un « accroissement des incapacités » ferait passer la moyenne des dépenses de SLD au-dessus de 4 % du PIB d'ici 2050.

Tableau 6. **Analyse de sensibilité des dépenses pour les soins de longue durée aux projections de population**

En supposant que la longévité progresse de deux ans par décennie
En % du PIB

2005 ¹	Vieillessement en bonne santé	Expansion de la morbidité	Pour mémoire : Scénario de limitation des coûts	
	2050			
France	1.1	2.2	3.1	2.0
Allemagne	1.0	3.0	4.4	2.2
Italie	0.6	3.5	5.3	2.8
Japon	0.9	3.6	5.2	2.4
États-Unis	0.9	1.7	2.6	1.8
Moyenne	0.9	2.8	4.1	2.3

1. Estimations faites en tenant compte de la croissance des dépenses observée de 2000 à 2003 (ou à 2002 si 2003 n'est pas disponible).

Source: Calculs des auteurs.

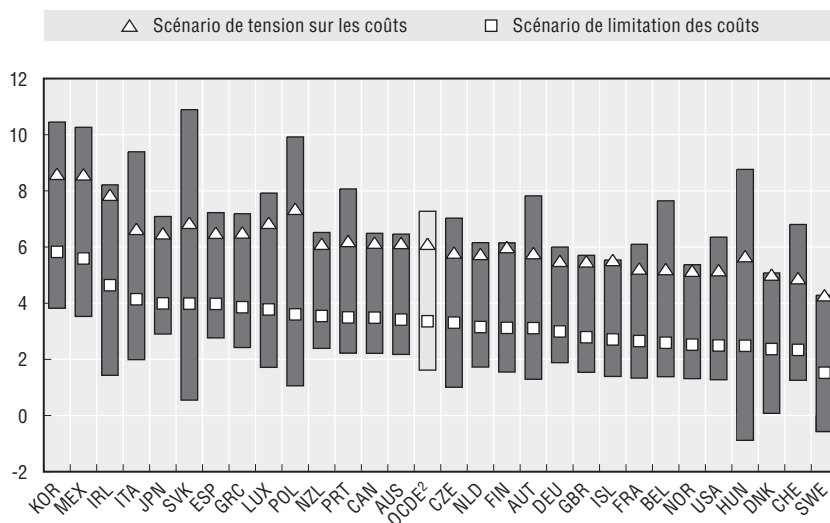
En résumé, il ressort de l'analyse de sensibilité que les projections de dépenses de SLD présentées ici résistent assez bien à d'autres hypothèses d'élasticité au revenu, d'état de santé et de longévité. Mais une dépendance accrue, liée aux tendances de l'obésité ou à une offre inférieure de soins informels, pourrait avoir des conséquences beaucoup plus grandes. Une combinaison de ces facteurs négatifs assombrirait évidemment les perspectives des finances publiques.

APERÇU GÉNÉRAL DES RÉSULTATS PAR PAYS

En conjuguant les projections relatives à la santé et aux soins de longue durée ainsi que l'analyse de sensibilité, on voit apparaître des différences frappantes entre les pays (graphique 6). Un groupe se distingue par une hausse des dépenses totales d'au moins quatre points de PIB au cours de la période 2005-2050, même dans le cadre du scénario optimiste de « limitation des coûts ». Il comprend les pays en vieillissement rapide (Espagne, Italie, Japon), les pays où la composition de la population va profondément changer (Corée, Mexique, République slovaque) ainsi que ceux dont le taux d'activité est actuellement faible et

Graphique 6. Hausse totale par pays des dépenses de santé et des soins de longue durée, 2005-2050¹

En points de pourcentage du PIB



1. Les barres verticales correspondent à la série de scénarios différents, en incluant l'analyse de sensibilité. Les pays sont classés en fonction de la hausse des dépenses de 2005 à 2050 dans le scénario de limitation des coûts. La Turquie n'est pas prise en compte, car l'insuffisance de données a empêché de calculer l'un des scénarios.

2. Moyenne de l'OCDE à l'exclusion de la Turquie.

Source : Calculs des auteurs.

qui pourraient voir la demande de soins *formels* augmenter nettement (Espagne, Irlande, Italie). En revanche, la Suède est dans le bas de la fourchette avec une augmentation inférieure à deux points de PIB. Ce pays se situe à un stade avancé de son processus de vieillissement et consacre déjà une fraction relativement élevée du PIB à la santé et aux soins de longue durée.

CONCLUSION

Cette étude a montré que les coûts de la santé et des soins de longue durée posent un problème majeur de politique économique. D'ici 2050, les dépenses publiques en la matière pourraient presque doubler en pourcentage du PIB, en moyenne, dans le pays de l'OCDE, en l'absence d'actions de l'État pour rompre avec les tendances passées. Ces estimations supposent, en outre, qu'en vivant plus longtemps on reste aussi plus longtemps en bonne santé. Même si des mesures de limitation des coûts sont prises, les dépenses publiques affectées à la santé et aux

SLD pourraient passer d'une moyenne de 6 à 7 % du PIB actuellement à quelque 10 % en 2050. Dans certains pays, la progression serait spectaculaire.

Or, ces projections sont prudentes. Ainsi, une augmentation de la morbidité – c'est-à-dire un scénario dans lequel une longévité supérieure augmenterait la période de la vie passée en mauvaise santé – accompagnée de progrès accrus de la longévité déboucherait sur des perspectives plus pessimistes. De même, il est possible que la technologie génère une demande de services de santé supérieure aux projections, tandis que les taux de dépendance pourraient s'élever plus qu'on ne l'anticipe, en raison notamment d'une poursuite de l'évolution actuelle de l'obésité et d'une offre réduite de soins informels.

Ces lourdes charges sur les dépenses publiques appellent une action ; il s'agit de limiter l'incidence de la technologie et des prix sur les dépenses de santé et d'atténuer la dérive du coût des soins de longue durée grâce à des gains de productivité. Ce ne sera pas facile. Pour améliorer le rapport coût/efficacité au niveau microéconomique, les réformes devront être plus profondes et plus complexes que celles appliquées jusqu'à présent. En tout état de cause, les décideurs seront confrontés à des arbitrages délicats. Il sera notamment malaisé de maîtriser les retombées du progrès technologique sur la demande de services de santé sans priver les patients de ses avantages. Il faudra aussi trouver de nouveaux moyens de minimiser les dépenses pour les soins de longue durée que risque d'entraîner une hausse du taux d'activité des femmes et des seniors, indispensable au maintien de l'effort social en faveur des personnes âgées.

Notes

1. Voir Culyer (1990), Gerdtham *et al.*, (1992), Hitiris et Posnett (1992), Zewifel *et al.*, (1999), Richardson et Roberston (1999), Moise et Jacobzone (2003) ainsi que Jönsson et Eckerlund (2003).
2. Les dépenses par tête des personnes âgées de plus de 65 ans sont à peu près quatre fois supérieures à celles des moins de 65 ans. Elles sont de six à neuf fois supérieures dans les groupes d'âge plus élevé (Productivity Commission, 2005 ; base de données de l'OCDE sur la santé, 2005a).
3. Les données proviennent du projet EU-AGIR ; on ne dispose de profils de dépenses complets que pour un sous-groupe de pays de l'OCDE. On a procédé à une série d'ajustements et d'estimations pour calculer ces courbes pour les autres pays de l'OCDE. Pour certains, on ne disposait que des coûts totaux et il a donc fallu séparer la santé des soins de longue durée. Pour 12 pays, les données n'étaient tout simplement pas disponibles. Les courbes ont alors été estimées en ajustant les dépenses en tant que fonction spline de l'âge, à partir des chiffres existants, et calibrées par référence aux dépenses de santé totales provenant d'OCDE (2005a). L'annexe donne des précisions sur ces procédures d'estimation.
4. Les « coûts de fin de vie » sont évoqués et décrits dans Seshamani et Gray (2004), ainsi que dans Batljan et Lagergren (2004).
5. Ce chiffre se base sur une étude d'Aprile (2006) et sur certaines données recueillies par le Groupe de travail de l'UE sur le vieillissement (CE-CPE, 2005). Les résultats ne sont pas très sensibles aux autres hypothèses, car les taux de mortalité sont assez bas pour les jeunes et les adultes.
6. En revanche, dans des projections « démographiques pures », les courbes de dépenses ne se déplaçaient pas vers la droite en raison de l'hypothèse implicite d'un état de santé inchangé pour tout âge donné. Lorsque les courbes de coûts ne se modifient pas, alors que la longévité progresse, la part de la vie passée en « mauvaise santé » augmente avec l'allongement de l'espérance de vie.
7. Voir par exemple Fuchs (1984), Zwiefel *et al.*, (1999), Jacobzone (2003) et Gray (2004).
8. On trouvera dans OCDE (2006) une discussion des études empiriques et des estimations économétriques de l'élasticité au revenu dans le cadre de différentes spécifications, pour un panel de 30 pays de l'OCDE, de 1970 à 2002.
9. L'estimation a porté sur le total des dépenses de santé, sachant que les séries temporelles de données historiques ne font pas la distinction entre les dépenses pour la santé proprement dite et celles pour les soins de longue durée. Compte tenu de la faible part dans le PIB de la deuxième catégorie en 2000 (en général moins de 1 % ; OCDE, 2005b), cette approximation de la croissance résiduelle semble raisonnable.

10. Pour simplifier les calculs, l'effet du vieillissement passé n'intègre ni la « longévité en bonne santé », ni « les coûts de fin de vie », comme le font les projections. En tout état de cause, cet effet était faible et l'aurait été encore plus si l'on avait appliqué une méthode plus sophistiquée. Toutes choses égales par ailleurs, le fait d'ignorer ces facteurs passés a sans doute faussé l'estimation de croissance résiduelle dans le sens de la baisse.
11. Voir Fuchs (1972) ainsi que Mushkin et Landefeld (1979). Plus récemment, cette approche a suscité un regain d'intérêt ; cf. Newhouse (1992), KPMG Consulting (2001), Wanless (2001), Productivity Commission (2005a-b).
12. Ainsi, Dormont, Grignon et Huber (2006) ont constaté qu'en France le prix unitaire de certains traitements chirurgicaux, comme celui de la cataracte, diminuait, alors que leur fréquence augmentait sensiblement. Des effets de ce type peuvent largement expliquer la récente hausse des courbes du coût de la santé dans ce pays.
13. Certains États tentent d'introduire des ajustements qualitatifs dans la mesure de la production (et donc des prix) des services publics. Grice (2005) commente ce point en s'inspirant d'une recherche effectuée pour l'Office britannique de statistiques (Atkinson Review).
14. On trouvera une présentation exhaustive des principales études qui estiment explicitement l'élasticité-prix des services de santé dans Ringel *et al.*, (2002).
15. Cela revient à dire que le « vrai » prix relatif des soins de santé diminue par rapport à d'autres produits de l'économie. Prenons, par exemple, le cas d'un modèle de demande de variété à fonction d'utilité CES : $U = \sum x_i^{(\sigma-1)/\sigma}$, où $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre produits. Pour simplifier, faisons l'hypothèse de symétrie des prix ($p_i = p$, $\forall i$). Le « vrai » indice composite des prix est alors égal à $P^* = n^{(1-\sigma)} \cdot p$. Avec deux types de biens composites, par exemple la santé (H) et tous les autres biens (O), le vrai prix relatif serait : $P_H^* / P_O^* = (n_H / n_O)^{(1-\sigma)} \cdot (p_H / p_O)$. Par conséquent, même si le ratio de prix habituel (p_H / p_O) reste constant, le « vrai » prix relatif P_H^* / P_O^* diminue lorsque le rythme de création de produits dans le secteur de la santé est beaucoup plus rapide que dans le reste de l'économie.
16. Sans cette spécification, la tendance des dépenses dans les pays ayant des déterminants de dépenses équivalents divergerait du simple fait des différences entre les ratios initiaux dépenses/PIB. Un scénario avec des divergences de ce type est peu souhaitable quand on fait des projections à long terme.
17. Cela équivaut à peu près à supposer que les dépenses résiduelles augmentent à un taux constant de 0.5 % par an.
18. Cette hypothèse de convergence (ou condition de transversalité) peut paraître discutable au regard de l'expérience passée. Elle se justifie par la nécessité de financer la croissance des dépenses par l'argent public. Si le marché de la santé était parfait, une hausse constante de la part du revenu affectée à cet usage pourrait résulter de préférences individuelles. Mais ce marché n'est pas parfait et les États règlent l'essentiel de la note. Ainsi, une croissance rapide de la proportion du revenu affectée à la santé devrait être compensée par des économies sur d'autres postes budgétaires, peut-être difficiles à réaliser, et/ou par une prise en charge accrue des dépenses de santé par les ménages. Certains pays pratiquent déjà ce partage des coûts. Des conditions de transversalité similaires ont été imposées à d'autres exercices de projection. Englert (2004),

par exemple, suppose que l'élasticité finit par converger à l'unité. À des fins de symétrie, on fait l'hypothèse, dans le scénario basé sur les résiduels spécifiques à chaque pays, que les résiduels négatifs tendent vers 0 pendant la période de projection.

19. On notera que le résiduel technologique est toujours censé converger vers 0 pendant la période de projection.
20. Compte tenu du taux de croissance historique très élevé du résiduel de la Turquie, ce pays a été sorti de la simulation, car on obtenait en 2050 des ratios dépenses de santé/PIB assez peu plausibles.
21. On remarquera que, lorsque l'élasticité-revenu choisie est censée se modifier tant dans le passé que dans l'avenir, l'application d'une élasticité inférieure à l'unité augmenterait le résiduel dans l'interprétation des données antérieures. Autrement dit, dans la projection, le freinage de la croissance des dépenses due à une moindre élasticité serait compensé par un résiduel supérieur et vice versa. Par construction, des scénarios de ce type ne donneraient pas des résultats sensiblement différents.
22. Ces autres projections de population ont été calculées à partir d'un modèle démographique schématisé qui reproduit les projections nationales (cf. Gonand, 2005).
23. Pour une présentation exhaustive du problème des soins de longue durée, on pourra consulter par exemple OCDE (2005b), Lundsgaard (2005), Karlsson *et al.*, (2004), Comas-Herrera *et al.*, (2003), Norton (2000) ainsi que Wittenberg *et al.*, (1998). Davies *et al.*, (1990) et Evandrou *et al.*, (1998) sont d'intéressantes études de cas britanniques. Pour donner une idée des dépenses éventuelles, signalons que le coût moyen annuel par personne âgée dépendante placée en institution s'élève actuellement en France à 35 000 euros et se situe aux États-Unis dans une gamme de 40 000 à 75 000 USD (Taleyson, 2003).
24. En effet, même si le coût unitaire des soins de longue durée par personne dépendante était le même dans des pays A et B, les courbes de dépenses par groupe d'âge ne correspondraient pas nécessairement si la proportion de personnes dépendantes dans chaque groupe d'âge différait dans ces deux pays.
25. Les soins non officiels sont généralement prodigués par le conjoint ou les enfants. Pour être qualifiés ainsi, ils ne doivent pas être rémunérés comme un service que l'on achète. Mais un soignant informel peut recevoir des revenus de transfert subordonnés à la prestation de ce service et même, en pratique, être payé sans formalités par la personne dont il s'occupe. En revanche, les soins officiels sont dispensés par du personnel spécialisé qui est rémunéré dans le cadre d'une forme de contrat de travail. Cela vaut à la fois pour les soins donnés dans des institutions et pour ceux prodigués à domicile. La différence entre soins formels et informels ne relève pas principalement de leur nature, mais de l'identité de ceux qui les administrent (Lundsgaard, 2005).
26. Faute d'informations suffisamment comparables sur les pays, nous n'intégrons pas ici une autre distinction importante, à savoir la subdivision des soins officiels entre ceux qui ont lieu dans des institutions et ceux qui sont dispensés à domicile. L'organisation officielle des SLD présente des différences fondamentales selon les pays. La pratique des SLD en institution est particulièrement répandue dans les pays nordiques. La Norvège et la Suède se distinguent par des dépenses de SLD nettement plus élevées que dans tout autre pays, en raison de la qualité des services (chambres individuelles et logements bien équipés) dispensés aux résidents dans des établissements spécialisés (OCDE, 2005b). Pour les autres pays, le choix opéré entre cette organisation et une

stratégie ambulatoire (meilleur marché) d'aide à domicile pourrait avoir d'importantes conséquences sur les dépenses publiques.

27. Selon certaines indications, la proportion de personnes âgées vivant seules s'est élevée jusqu'au milieu des années 1990, mais la tendance semble avoir ensuite changé (Tomassini *et al.*, 2004, et Borsch-Suppan, 2005).
28. Comme les courbes de dépenses par âge sont proches d'une fonction exponentielle, on a employé une spécification sous forme logarithmique en niveau.
29. On notera que cette méthode diffère quelque peu de celle présentée auparavant pour les dépenses de santé, dans laquelle on modifiait directement le profil de coût pour les survivants conformément aux progrès prévus de la longévité. Dans le cas présent, le profil des coûts est modifié indirectement par le changement des coûts de dépendance.
30. Voir aussi Olshansky *et al.*, (2005) qui commentent l'effet sur l'espérance de vie des tendances en matière d'obésité.

Annexe

Sources des données et méthodes

Estimation des coûts liés à la fin de la vie

Les principales données relatives à 18 pays de l'OCDE proviennent de la base de données AGIR (Westerhout et Pellikaan, 2005, sur la base de CPE-CE, 2001) pour les pays de l'UE à 15 et de sources nationales pour l'Australie, le Canada et les États-Unis.

Les coûts de fin de vie sont censés être les plus bas pour le groupe d'âge le plus élevé (95 ans et plus) et on les a représentés par le montant constaté des dépenses de santé par personne quand il était disponible. Pour la France, l'Allemagne, l'Italie, le Royaume-Uni, l'Espagne, les Pays-Bas et l'Australie, pays pour lesquels on ne disposait pas des dépenses pour ce groupe, on leur a substitué le coût pour les personnes âgées de 75 à 79 ans. En fait, là où les dépenses à 95 ans et plus sont disponibles, elles s'avèrent à peu près égales à celles du groupe d'âge 75-79 ans. Dans les pays où il n'existe aucune statistique de ce type, on a estimé les coûts de fin de vie pour le groupe le plus âgé en prenant trois fois la moyenne des dépenses de santé par habitant.

On a calculé les coûts de fin de vie des autres groupes d'âge en multipliant cette estimation par un facteur d'ajustement égal à quatre pour les groupes allant de 0-4 ans à 55-59 ans, avec une diminution progressive jusqu'à 1. En multipliant ces coûts par le nombre estimé de décès par groupe d'âge (au moyen des données sur la mortalité), on obtient la courbe des coûts liés à la fin de vie.

Estimation des courbes de dépenses pour les survivants

Pour obtenir la courbe des coûts pour les *survivants*, il suffit de soustraire les coûts de fin de vie des courbes de dépenses totales lorsqu'elles sont disponibles (18 pays de l'OCDE). Compte tenu de l'incertitude caractérisant ces données, il a semblé préférable d'estimer une courbe de dépenses moyennes pour les survivants, puis de l'adapter à chaque pays (cf. ci-dessous). En procédant de cette façon, les projections sont moins sensibles aux conditions initiales et aux particularités des données nationales.

On a estimé économétriquement la courbe de dépenses moyennes des *survivants* sur un panel de 18 pays pour 20 groupes d'âge en utilisant, comme suit, une fonction spline :

$$\frac{\text{dépenses de santé}}{\text{Population}} \Big|_{\text{groupe d'âge}} = -137.8 \cdot \hat{age} + 9.94 \cdot \hat{age}^2 - 0.29 \cdot \hat{age}^3 + 0.004 \cdot \hat{age}^4 - 0.00002 \cdot \hat{age}^5 + 1222.6$$

où \hat{age} est le point central de chaque tranche d'âge (par exemple 2, 7, 12, ..., 97). Tous les coefficients utilisés sont significatifs.

Calibrage des courbes de dépenses sur la base de données santé de l'OCDE

On a commencé par calibrer les courbes de coûts calculées pour l'année 2000, afin de les faire correspondre aux niveaux de 2005, point de départ des projections. Les dépenses totales de santé et de soins de longue durée en 2005 ne sont pas encore disponibles dans la base de données spécialisée de l'OCDE (2005a) ; on les a donc estimées en appliquant le taux de croissance des dépenses observé de 2000 à 2003 (ou 2002 selon les pays) à l'ensemble de la période 2000-2005. On a ensuite scindé le total en dépenses de santé et de soins de longue durée. On donne ci-dessous des précisions sur cette division, qui a amené à estimer les parts des dépenses de soins longue durée en utilisant l'OCDE (2005b).

On a calculé les coûts de fin de vie par groupe d'âge en 2005 en appliquant le même taux de croissance que celui des dépenses totales de santé de 2000 à 2005. Les coûts totaux de fin de vie en 2005 ont été obtenus en multipliant le coût unitaire par le nombre prévu de décès pour chaque groupe d'âge au cours de cette année. On est arrivé aux dépenses totales pour les survivants en soustrayant les coûts totaux de fin de vie des dépenses totales de santé. Cette information a été utilisée pour calibrer la courbe de coût des survivants proportionnellement pour chaque groupe d'âge.

Projection des effets démographiques dans le cadre d'un scénario de « vieillissement en bonne santé »

Ce déplacement de la courbe des survivants en fonction des progrès de la longévité résulte de deux opérations :

- On interpole la courbe de dépenses pour les survivants par groupe d'âge de cinq ans afin de dégager un profil pour chaque âge. Il est ainsi possible de lisser la courbe au fil du temps conformément à l'allongement de l'espérance de vie.
- On calcule un « âge effectif » en soustrayant la hausse de l'espérance de vie à la naissance à partir des projections nationales de l'âge actuel. On peut, par exemple, prévoir qu'en Allemagne une personne de 70 ans ait un âge effectif de 67 ans en 2025 et de 64 ans en 2050.

La courbe des coûts de fin de vie reste constante dans le temps (pour isoler l'effet démographique) et le total de ces coûts est projeté selon le nombre de décès.

Calcul des courbes pour les soins de longue durée (SLD)

Les courbes de dépenses de 11 pays de l'UE ont été obtenues au moyen de la base de données AGIR (Westerhout et Pellikaan, 2005, sur la base de CPE, 2001). On a calculé un taux moyen de dépendance (prévalence de la dépendance par groupe d'âge) pour quatre pays (Royaume-Uni, Espagne, Italie, Allemagne) en s'inspirant de l'étude de Comas-Herrera (2003). Comme cette étude ne donne des taux de dépendance que pour les âges élevés, on a supposé que ce ratio commençait à 2 % pour les plus jeunes.

Plus précisément, les dépenses de SLD par personne dépendante ont été calculées comme suit :

$$\frac{SLD}{\text{dépendant}} \Big|_{\text{groupe d'âge}} = \frac{SLD}{\text{population}} \Big|_{\text{groupe d'âge}} \times \frac{1}{\text{ratio de dépendance}} \Big|_{\text{groupe d'âge}}$$

$$\text{où } \text{ratio de dépendance} = \frac{\text{nombre de dépendants}}{\text{population totale}} \Big|_{\text{groupe d'âge}}$$

Pour estimer une courbe moyenne de dépenses de SLD par personne dépendante et groupe d'âge, on a utilisé l'équation suivante (cf. tableau 4 dans le corps du texte) :

$$\text{Log}\left(\frac{SLD}{\text{dépendant}}\right) = 4.217 + 0.0348 \cdot \text{âge} + 0.0394 \cdot (\text{Taux d'activité des 50-64 ans})$$

Avec cette équation, on a calculé les variations de la courbe des dépenses liées aux changements des taux d'activité. En connaissant les courbes de dépenses par personne dépendante dans chaque groupe d'âge, il est possible de calculer les coûts de SLD de la façon suivante :

$$\text{Total SLD} = \sum_i \left[\frac{SLD}{\text{dépendant}} \Big|_{\text{groupe d'âge } i} \cdot \text{nombre de dépendants} \Big|_{\text{groupe d'âge } i} \right]$$

On a calibré le ratio dépenses totales SLD/PIB en 2000 pour l'adapter aux estimations de l'étude de l'OCDE sur les soins de longue durée pour les personnes âgées (OCDE, 2005b), quand elles sont disponibles. Les données nationales non disponibles dans cette étude ont été obtenues en appliquant les ratios SLD/PIB observés dans des pays de référence « similaires », comme l'indique le tableau ci-dessous :

Pays estimés	Pays de référence
Belgique	Pays-Bas
République tchèque	Moyenne (Hongrie, Pologne)
République slovaque	Moyenne (Hongrie, Pologne)
Danemark	Moyenne (Norvège, Suède)
Finlande	Moyenne (Norvège, Suède)
Islande	Moyenne (Norvège, Suède)
France	Allemagne
Grèce	Espagne
Italie	Moyenne (Allemagne, Espagne)
Portugal	Espagne
Suisse	Allemagne
Turquie	Mexique

Point de départ des projections

Les changements projetés des dépenses, exprimés en pourcentage du PIB, ont été calculés à partir d'une base commune appliquée à tous les pays de l'OCDE. On a choisi comme base la moyenne des dépenses dans l'OCDE en 2005. Ces changements ont été ajoutés au montant initial des dépenses de chaque pays. La méthode rend les changements projetés (exprimés en pourcentage du PIB) moins dépendants des niveaux de base et permet aussi un certain rattrapage des ratios de dépenses entre pays. Plus précisément, on calcule la variation de la part des dépenses dans le PIB du pays *j* entre, par exemple 2005 et 2050, de la façon suivante :

$$\Delta \left(\frac{\text{Dépenses}}{\text{PIB}} \Big|_{\text{Pays } j, 2050-2005} \right) = \exp \left[\Delta \log(\text{Déterminants}) \Big|_{\text{Pays } j, 2050-2005} + \log \left(\frac{\text{Dépenses}}{\text{PIB}} \Big|_{\text{moyenne OCDE en 2005}} \right) \right] - \left(\frac{\text{Dépenses}}{\text{PIB}} \Big|_{\text{moyenne OCDE en 2005}} \right)$$

Tableau A.1. **Hypothèses sous-tendant les autres scénarios de projection : soins de santé**

Scénarios	État de santé	Élasticité au revenu	Résiduel de dépenses
Effet démographique	Vieillessement en bonne santé : les progrès de la longévité se traduisent par un nombre équivalent d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1	n.d.
Scénario de tension sur les coûts	Vieillessement en bonne santé : les progrès de la longévité se traduisent par un nombre équivalent d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1	Le résiduel de dépenses augmente de 1 % par an pendant la période de projection
Scénario de limitation des coûts	Vieillessement en bonne santé : les progrès de la longévité se traduisent par un nombre équivalent d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1	La croissance résiduelle est égale à 1 % en 2005 et converge à 0 en 2050 (condition de transversalité)
Résidus spécifiques par pays	Vieillessement en bonne santé : les progrès de la longévité se traduisent par un nombre équivalent d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1	La croissance résiduelle est spécifique aux pays et converge à 0 en 2050 (condition de transversalité)
Élasticité au revenu = 0.8	Vieillessement en bonne santé : les progrès de la longévité se traduisent par un nombre équivalent d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 0.8	La croissance résiduelle est égale à 1 % en 2005 et converge à 0 en 2050 (condition de transversalité)
Élasticité au revenu = 1.2	Vieillessement en bonne santé : les progrès de la longévité se traduisent par un nombre équivalent d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1.2	La croissance résiduelle est égale à 1 % en 2005 et converge à 0 en 2050 (condition de transversalité)
Résidus à 1.5 %	Vieillessement en bonne santé : les progrès de la longévité se traduisent par un nombre équivalent d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1	La croissance résiduelle est égale à 1.5 % en 2005 et converge à 0 en 2050 (condition de transversalité)
Diminution de la morbidité	Les progrès de la longévité se traduisent par le double d'années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1	La croissance résiduelle est égale à 1 % en 2005 et converge à 0 en 2050 (condition de transversalité)
Expansion de la morbidité	Pas d'ajustement pour vieillissement en bonne santé : les progrès de la longévité ne se traduisent pas par des années supplémentaires en bonne santé	Élasticité au revenu égale à 1	La croissance résiduelle est égale à 1 % en 2005 et converge à 0 en 2050 (condition de transversalité)

Note : L'hypothèse principale modifiée dans chaque scénario est en gras.

Tableau A.2. Hypothèses sous-tendant les autres scénarios de projection : soins de longue durée

Scénarios	État de santé	Taux d'activité (représentatifs de la disponibilité de soins informels)	Effets de revenu et de « dérive des coûts »
Effet démographique	Vieillessement en bonne santé : la prévalence par âge de la dépendance change de 0.5 an tous les 10 ans (la moitié environ des progrès de longévité projetés)	n.d.	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent de la <i>moitié</i> de la productivité moyenne du travail (effet de Baumol partiel). Élasticité au revenu égale à 0
Scénario de tension sur les coûts	Vieillessement en bonne santé : la prévalence par âge de la dépendance change de 0.5 an tous les 10 ans	Les taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans augmentent conformément aux projections de base de la population active	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent comme la productivité moyenne du travail (effet de Baumol intégral). Élasticité au revenu égale à 0
Scénario de limitation des coûts	Vieillessement en bonne santé : la prévalence par âge de la dépendance change de 0.5 an tous les 10 ans	Les taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans augmentent conformément aux projections de base de la population active	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent de la <i>moitié</i> de la productivité moyenne du travail (effet de Baumol partiel). Élasticité au revenu égale à 0
Élasticité au revenu unitaire	Vieillessement en bonne santé : la prévalence par âge de la dépendance change de 0.5 an tous les 10 ans	Les taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans augmentent conformément aux projections de base de la population active	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent de la <i>moitié</i> de la productivité moyenne du travail (effet de Baumol partiel). Élasticité au revenu égale à 1
Diminution des incapacités	La prévalence par âge de la dépendance change d'1 an tous les 10 ans	Les taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans augmentent conformément aux projections de base de la population active	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent de la <i>moitié</i> de la productivité moyenne du travail (effet de Baumol partiel). Élasticité au revenu égale à 0
Expansion des incapacités	Pas d'ajustement pour vieillissement en bonne santé : la prévalence de la dépendance reste constante dans le temps	Les taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans augmentent conformément aux projections de base de la population active	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent de la <i>moitié</i> de la productivité moyenne du travail (effet de Baumol partiel). Élasticité au revenu égale à 0
Augmentation de la dépendance	Vieillessement en bonne santé : la prévalence par âge de la dépendance change de 0.5 an tous les 10 ans, mais les taux de dépendance sont censés s'élever de 0.5 % par an	Les taux d'activité des personnes âgées de 50 à 64 ans augmentent conformément aux projections de base de la population active	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent de la <i>moitié</i> de la productivité moyenne du travail (effet de Baumol partiel). Élasticité au revenu égale à 0

Tableau A.2. **Hypothèses sous-tendant les autres scénarios de projection : soins de longue durée** (*suite*)

Scénarios	État de santé	Taux d'activité (représentatifs de la disponibilité de soins informels)	Effets de revenu et de « dérive des coûts »
Taux d'activité accru	Vieillessement en bonne santé : la prévalence par âge de la dépendance change de 0.5 an tous les 10 ans	Les taux d'activité des personnes âgées de 60 à 64 ans converge à au moins 70 % en 2050 dans tous les pays	Les coûts des soins de longue durée par dépendant augmentent de la <i>moitié</i> de la productivité moyenne du travail (effet de Baumol partiel). Élasticité au revenu égale à 0

Note : L'hypothèse principale modifiée dans chaque scénario est en gras.

BIBLIOGRAPHIE

- Aprile, R. (2004), « How to Take Account of Death-Related Costs in Projecting Health Care Expenditure – Updated Version », *Ragioneria Generale Dello Stato*.
- Batljan, I. et M. Lagergren, (2004), « Inpatient/Outpatient Health Care Costs and Remaining Years of Life – Effect of Decreasing Mortality on Future Acute Health Care Demand », *Social Science & Medicine* 59:2459-2466.
- Baumol, W.J. (1967), « Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis », *American Economic Review* 57:415-426.
- Baumol, W.J. (1993), « Health Care, Education and the Cost of Disease: A Looming Crisis for Public Choice », *Public Choice* 77:17-28.
- Borsch-Suppan, A. (2005), *Health, Ageing and Retirement in Europe*, Manheim Research Institute for the Economics of Ageing, Manheim.
- Burniaux, J.-M., R. Duval et F. Jaumotte (2003), « Coping with Ageing: a Dynamic Approach to Quantify the Impact of Alternative Policy Options on Future Labour Supply in OECD Countries », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 371.
- Comas-Herrera, A. et R. Wittenberg, eds., (2003), *European study of Long-Term Care Expenditure : Investigating the Sensitivity of Projections of Future Long-Term Care Expenditure in Germany, Spain, Italy and the United Kingdom to Changes in Assumptions About Demography, Dependency, Informal Care, Formal Care and Unit Costs*, PSSRU, LSE Health and Social Care, London School of Economics.
- Comas-Herrera, A., R. Wittenberg et L. Pickard (2005), « Making Projections of Public Expenditure on Long-Term Care for the European Member States: Methodological Proposals for Discussion », *LSE Health and Social Care*, Londres.
- Comité de politique économique (2001), *Budgetary Challenges Posed by Ageing Populations : The Impact on Public Spending on Pensions, Health and Long-term Care for the Elderly and Possible Indicators of the Long-term Sustainability of Public Finances*, EPC/ECFIN/655/01-EN final, octobre.
- Culyer, A.J. (1990), « Cost Containment in Europe », *Health Care Systems in Transition*, OCDE, Paris.
- Cutler, D. (2001), « The Reduction in Disability among the Elderly », *Proceedings of the National Academy of Science*, vol. 98, n° 12, juin.
- Dang, T.T., P. Antolin et H. Oxley (2001), « Fiscal Implications Ageing: Projections of Age-Related Spending », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 305, Paris.
- Davies, B., E. Ferlie, M. Hughes et J. Twigg (1990), *Resources, Needs and Outcomes in Community-based care : a comparative study of the production of welfare for elderly people in ten local authorities in England and Wales*, Avebury, Aldershot.

- Dreger, C., et H.-E. Reimers (2005), « Health Care Expenditures in OECD Countries: A Panel Unit Root and Cointegration Analysis », *IZA Discussion Paper* 1469, Bonn.
- Docteur, E. et H. Oxley (2003), « Health-Care Systems: Lessons From the Reform Experience », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 374.
- Dormont, B., M. Grignon et H. Huber (2006), « Health Expenditure Growth : Reassessing the Threat of Ageing », *Health Economics* 15, pp. 947-963. Published online in Wiley InterScience (www.interscience.wiley.com). DOI:10.1002/hec.1165
- EC (Economic Policy Committee) (2005), « The 2005 EPC Projection of Age-Related Expenditure: Agreed Underlying Assumptions and Projection Methodologies », *European Economy*, Occasional Papers n° 19.
- Englert, M. (2004), « Assessing the Budgetary Cost of Ageing and Projecting Health Care (+ Care for Elderly) Expenditure: The Belgian experience », Bureau fédéral du plan, Bruxelles.
- Evandrou, M. et D. Winter (1998), *The Distribution of Domiciliary and Primary Health Care in Britain : Preliminary Results on Modelling Resource Allocation in the Welfare State*, LSE, Welfare State Programme, WSP/26, Londres.
- Fries, J.F. (1980), « Ageing, Natural Death, and the Compression of Morbidity », *New England Journal of Medicine* 303:130-135.
- Fuchs, V. (1972), *Essays in the Economics of Health and Medical Care*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Fuchs, V. (1984), « Though Much is Taken Reflections on Ageing, Health and Medical Care », *Document de travail du National Bureau of Economic Research (NBER)* n° 1269.
- Gerdtham, U., J. Sogaard., F. Anderson et B. Jonsson (1992), « An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries », *Journal of Health Economics*, vol. 11, n° 1, pp. 63-84.
- Getzen, T. (2000), « Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditure », *Journal of Health Economics* 19, pp. 259-270.
- Gonand, F. (2005), « Assessing the Robustness of Demographic Projections in OECD Countries », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 464.
- Gray, A. (2004), *Estimating the Impact of Ageing Populations on Future Health Expenditures*, Public lecture to the National Institute of Economics and Business and the National Institute of Health and Human Science, 4 novembre, Canberra.
- Grice, J. (2005), « The Atkinson Review : Measurement of Government Output in National Accounts », in *OECD Statistics Newsletter*, n° 26, avril.
- Grunenberg, E.M. (1977), « The Failure of Success », *Milbank Memorial Fund Q. Health Soc.* 55: pp. 3-24.
- Hitiris, T. et J. Posnett (1992), « The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries », *Journal of Health Economics*, vol. 11, n° 2, pp. 173-81.
- Høj, J. et S. Toly (2005), « The Labour Market Impact of Rapid Ageing of Government Employees : Some Illustrative Scenarios », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 441.
- Jacobzone, S. (2003), « Ageing and the Challenges of New Technologies: Can OECD Social and Health Care Systems Provide for the Future? », *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, vol. 28, n° 2, avril, pp. 254-74.

- Jacobzone, S., E. Cambois et J.M. Robine (2000), « La santé des personnes âgées dans les pays de l'OCDE s'améliore-t-elle assez vite pour compenser le vieillissement de la population ? », *Revue économique de l'OCDE*, n° 30, Paris
- Jönsson, B. et I. Eckerlund (2003), « Why do Different Countries Spend Different Amounts on Health Care? », *A Disease-based Comparison of Health Systems*, OCDE, Paris.
- Karlsson, M., L. Mayhew, R. Plumb, B. Rickayzen (2004), *An International Comparison of Long-Term Care Arrangements*, Cass Business School, City University, Londres.
- KPMG Consulting (2001), *Impact of New Technology on Victorian Public Hospital Costs*, Report to the Victorian Department of Human Services, septembre.
- Lagergren, M. et I. Batljan (2000), *Will There Be a Helping Hand? Macroeconomic Scenarios of Future Needs and Costs of Health and Social Care for the Elderly in Sweden 2000-30*, Annex 8 to the Long-term Survey 1999/2000, Stockholm.
- Lichtenberg, F.R. (2003), « The Impact of New Drug Launches on Longevity: Evidence from Longitudinal, Disease-Level Data From 52 Countries, 1982-2001 », *Document de travail du National Bureau of Economic Research (NBER)* n° 9754.
- Lichtenberg, F.R. et S. Virabhak (2002), « Pharmaceutical Embodied Technical Progress, Longevity, and Quality of Life : Drugs As « Equipment For Your Health », *Document de travail du National Bureau of Economic Research (NBER)* n° 9351.
- Lundsgaard, J. (2005), « Consumer Direction and Choice in Long-Term Care for Older Persons, Including Payments for Informal Care: How Can it Help Improve Care Outcomes, Employment and Fiscal Sustainability? », *OECD Health Working Papers* n° 20, Paris.
- Manton, K.G. (1982), « Changing Concepts of Morbidity and Mortality in the Elderly Population », *Milbank Memorial Fund Q. Health Soc.* 60: 183-244.
- Michel, J.-P. et J.-M. Robine (2004), « A "New" General Theory of Population Ageing », *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, vol. 29, n° 4 (octobre), pp. 667-678.
- Moise, P. et S. Jacobzone (2003), « Population Ageing, Health Expenditure and Treatment: an ARD Perspective », *A Disease-based Comparison of Health Systems*, OCDE, Paris.
- Mushkin, E.P. et J.S. Landefeld (1979), *Biomedical Research: Costs and Benefits*, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Massachusetts.
- Netten, A., A. Bebbington, R. Darton, J. Forder et K. Miles (1998), *1996 Survey of Care Homes for Elderly People: Final Report*, Discussion Paper 1423/2, PSSRU : University of Kent.
- Newhouse (1992), « Medical Care Costs: How Much Welfare Loss? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, n° 3, pp. 3-21.
- Norton, E.C. (2000), « Long-Term Care », in Culyer, A.J. et J.P. Newhouse (éd.), *Handbook of Health Economics*, vol. 1B, Elsevier, North-Holland.
- OCDE (2005a), *Base de données sur la santé*, Paris.
- OCDE (2005b), *Long-term Care for older People*, Paris.
- OCDE (2006), « Projections de dépenses de santé et de soins de longue durée dans les pays de l'OCDE : quels sont les principaux moteurs ? », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 477.
- Oliveira Martins, J., F. Gonand, P. Antolin, C. de la Maisonneuve et K. Yoo (2005), « The Impact of Ageing in Demand, Factor Markets and Growth », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 420.

- Olshansky, J. *et al.* (2005), « A Potential Decline in Life Expectancy in the United States in the 21st Century », *The New England Journal of Medicine*, 352:11.
- Productivity Commission (2005a), *Economic Implications of an Ageing Australia*, Research Report, Canberra.
- Productivity Commission (2005b), *Impacts of Medical Technology in Australia*, Progress Report, Melbourne, avril.
- Rand Research Bulletin (2004), « Obesity and Disability: The Shape of Things to Come », RB-9043.
- Reinhold, W. (2001), Controlling in Pflegeeinrichtungen : « Operatives Controlling für pflegeleistungen in stationären pflegeeinrichtungen », Lage : Jacobs, cité dans Comas-Herrera et Wittenberg (2003).
- Richardson, J. et I. Robertson (1999), « Ageing and the Cost of Health Services », in *Policy Implications of the Ageing of Australia's Population*, Productivity Commission and Melbourne Institute, Canberra.
- Ringel, J.S., S.D. Hosek, B.A. Vollaard et S. Mahnovski (2002), *The Elasticity of Demand for Health Care; A Review of the Literature and its Application to the Military Health System*, National Defense Research Institute, RAND Health.
- Robine, J.M. et J.P. Michel (2004), « A "New" General Theory of Population Ageing », *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, vol. 29, n° 4, pp. 667-678, octobre.
- Santé Canada (2001), « Le vieillissement et ses répercussions financières sur le système de santé », Bulletin de recherche sur les politiques de santé, vol. 1, n° 1, mars. www.hc-sc.gc.ca/sr-sr/alt_formats/iacb-dgiac/pdf/pubs/hpr-rps/bull/2001-1-aging-veillissement/2001-1-aging-veillissement_f.pdf ; www.hc-sc.gc.ca/sr-sr/pubs/hpr-rpms/bull/2001-1-aging-veillissement/method_f.html.
- Seshamani, M. et A.M. Gray (2004), « A Longitudinal Study of the Effects of Age and Time to Death on Hospital Costs », *Journal of Health Economics*, vol. 23, n° 2, pp. 217-35, mars.
- Sheehan, P. (2002), « Health Costs, Innovation and Ageing », *Pharmaceutical Industry Working Paper Series* n° 9, Centre for Strategic Economic Studies, Victoria University of Technology, Melbourne.
- Sturm, R. et D. Lakdawalla (2004), « Swollen Waistlines, Swollen Costs. Obesity Worsens Disabilities and Weighs on Health Budgets », *RAND Review*, printemps 2004.
- Taleyson, L. (2003), « Private Long-Term Care Insurance – International Comparisons », *Health and Ageing* No. 8, Geneva Association Information Newsletter, mars.
- Tomassini, C., K. Glaser, D.A. Wolf, M. Broese van Groenou and E. Grundy (2004), « Living Arrangements among Older People: An Overview of Trends in Europe and the USA », *Population Trends* 115, pp. 22-34.
- Wanless, D. (2001), *Securing our Future Health: Taking a Long-Term View*, Interim Report, HM Treasury, Londres.
- Weisbrod, B.A. (1991), « The Health Care Quadrilemma: An Essay On Technological Change, Insurance, Quality of Care, and Cost Containment », *Journal of Economic Literature*, vol. XXIX, pp. 523-552.
- Westerhout, E. et F. Pellikaan (2005), « Can We Afford to Live Longer in Better Health? », *Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis*, Document n° 85, juin.
- Wittenberg, R., B. Sandhu et M. Knapp (2002), « Funding Long-Term Care: The Public and Private Options », in (éd.) Mossialos, E., A. Dixon, J. Figueras and J. Kutzin, *Funding Health Care: Options for Europe*, Open University Press : Buckingham.

- Wittenberg, R., L. Pickard, A. Comas-Herrera, B. Davies et R. Darton (2001), « Demand for Long-Term Care for Elderly People in England to 2031 », *Health Statistics Quarterly* 12, pp. 5-16.
- Wittenberg, R., L. Pickard, A. Comas-Herrera, B. Davies et R. Norton (1998), *Demand for Long-Term Care : Projections of Long-Term Care Finance for Elderly People*, PSSRU : University of Kent.
- Zwiefel, P., S. Felder et M. Meirs (1999), « Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring? », *Health Economics*, vol. 8, pp. 485-96.