

## Mesure des ressources utilisées dans la fin de vie et mise en perspectives pour l'allocation des ressources de soins

---

**Eric Hauet**

*ENSP, Groupe IMAGE, Saint-Maurice*

### Résumé

Parmi les indicateurs permettant de comparer les besoins de soins de différentes populations, l'estimation du nombre brut des décès appelés à survenir dans les zones géographiques correspondantes, sur la période considérée, est sans doute le plus simple auquel on puisse penser. Il est directement représentatif des dépenses collectives de soins requises pour les personnes en fin de vie. Or, bien que ne représentant qu'une fraction de l'ensemble des dépenses de soins assurées par la collectivité, la charge de ces dépenses apparaît désormais comme loin d'être négligeable dans un pays comme la France. Cependant, s'il peut sans doute être considéré comme permettant d'évaluer, de façon plus ou moins précise, la part du spectre des dépenses constituée par les soins les plus lourds, ou encore impliquant une concentration particulière de moyens coûteux, la question se pose de savoir si cet indicateur, et plus généralement les données de mortalité du moment, peuvent servir à l'allocation de l'ensemble des ressources de soins. Certaines limites de principe sont examinées à partir de données françaises sur la morbidité.

### Mots clefs

Mortalité, morbidité, espérance de vie en bonne santé, indicateurs pour l'allocation géographique des ressources de soins.

### Position du problème

En France, la répartition géographique des prestations de sécurité sociale (santé) versées une année donnée est très corrélée avec celle des décès constatés durant la même année (par exemple à 98% au niveau régional en 1992). Cet état de fait s'explique en grande partie par le fait que le nombre des décès observés durant un intervalle de temps est lui-même très lié à la taille de la population considérée, cette dernière variable étant le premier des déterminants du niveau de sa consommation effective de soins.

Mais peut-on aller plus loin dans l'analyse des relations existantes entre la consommation de soins d'une population et sa mortalité ? Non seulement cela semble possible mais dans la plupart des pays ayant procédé à une décentralisation administrative de la gestion de leur système de soins, ces relations sont considérées comme devant être prises en compte, en plus des variables « populationnelles » de base, puisque la mortalité fait partie des variables définissant le niveau des besoins de soins d'une population, et intervient pour amender ou corriger l'effet propre de la prise en compte des effets tailles et structures des populations.

Dans l'expérience anglaise, qui fait souvent référence, une partie des critiques adressées à la formule utilisée (dite « RAWP ») a cependant justement porté sur le principe de l'introduction du taux standardisé de mortalité (SMR) et sur le poids à lui donner. En simplifiant quelque peu, on peut dire que le choix de se référer partiellement à la mortalité pour fixer les besoins de soins à pourvoir dans une zone se fonde sur deux hypothèses principales, plus ou moins solidement confirmées en pratique. La première est celle d'une relation significative entre le nombre brut des décès observés pendant une période de temps, et par extension celui plus ou moins homothétique de celui des personnes atteintes par les pathologies les plus sévères, et le niveau de la consommation de soins constatée, du fait des recours particulièrement intensifs et lourds au

système d'offre des personnes concernées et du caractère normal et inévitable de ces derniers. La seconde, plus forte, est celle d'une corrélation significative entre le risque de mortalité et le niveau, plus difficile à mesurer en routine, de la morbidité générale prévalente dans une population, que celle-ci fasse d'ailleurs, ou non, l'objet d'un recours aux soins des individus localement. Dans les deux cas, et surtout le premier, il faut supposer que la population considérée a une taille suffisamment importante pour que le niveau de la mortalité puisse être considéré comme stable dans le temps et donc correctement prédictif de celui des besoins de soins futurs auxquels on veut pourvoir.

La pertinence de ces hypothèses mérite d'être réexaminée dans le cas français. C'est à une ébauche de discussion de celles-ci que sont consacrées les pages qui suivent. Du fait des limites des données disponibles, la mesure de l'impact des pathologies à fort risque vital sur la consommation de soins et l'analyse de la relation entre mortalité et morbidité ne peuvent être examinées que partiellement. Nous nous cantonnerons donc à la mesure des ressources de soins utilisées dans la fin de la vie et à leur mise en perspective pour l'allocation des ressources de soins.

## **1. L'importance des ressources de soins mobilisées en fin de vie en France dans les années 90**

C'est une évidence, la fin de la vie est le moment où les dépenses de soins sont particulièrement élevées. D'une part, elle intervient généralement à un âge avancé où les consommations de soins sont habituellement plus importantes qu'auparavant. D'autre part, ayant une probabilité non négligeable de survenir après un intervalle de temps passé dans un état de grave maladie, elle voit fréquemment le système de soins mobiliser des moyens avancés techniquement, lesquels sont souvent les plus coûteux. Pourtant, à l'heure actuelle, il est difficile de savoir quel est en France le poids des soins consommés en fin de vie dans l'ensemble des dépenses de soins collectivement prises en charge.

L'une des seules analyses menées jusqu'ici, entreprise à l'instigation de l'IGAS en 1977, est désormais assez ancienne<sup>1</sup>. Cette étude avait permis de dégager des tendances quelque peu inattendues pour ce qui concerne « le système de santé face aux risques graves » et plus spécifiquement les dépenses de soins constatées dans les 6 mois précédant le décès (estimées à 8.865F de l'époque). En particulier, cette étude mit à jour une certaine égalisation des consommations de soins avec l'atténuation des différences par âge, sexe ou catégorie socioprofessionnelle que l'on sait exister en temps ordinaire. Par ailleurs, il fut aussi constaté une tendance du système de soins à accentuer son intervention sur les adultes, plutôt que sur les personnes très âgées. La priorité paraissait même particulièrement nette pour ce qui concerne les soins de fins de vie : les dépenses effectuées à cet égard dans les 6 derniers mois s'avéraient clairement décroissantes avec l'âge à partir de 65 ans. On peut signaler que les données du Medicare permettent d'observer le même phénomène dans le cas des Etats-Unis à la fin des années 80<sup>2</sup>.

Une actualisation sommaire, pour le cas français, est présentée dans le tableau 2 (en annexe). Il s'agit de données issues de l'EPAS, on trouvera dans l'encadré 1 (en annexe) les précisions utiles à ce sujet. Ce sont ainsi près de 153.000F qui sont pris en charge par le système de protection sociale au milieu des années 90 pour les soins des deux dernières de la vie, plus de la moitié étant due pour les soins des seuls six derniers mois. Une telle dépense est loin d'être négligeable pour le système de protection sociale (et tout particulièrement le système hospitalier qui concentre plus de 80% du total des dépenses remboursées dans les six derniers mois). Tout d'abord, la dépense

<sup>1</sup> « Le système de santé face aux risques graves », article de P. Flamme et J-C. Portonnier dans *La revue française des Affaires Sociales*, Oct-Dec 1978.

<sup>2</sup> A. A. Scitovsky, "The 'High Cost of Dying' Revisited", *The Milbank Quarterly*, 2, N° 4, 1994.

moyenne annuelle d'une population type appartenant à l'EPAS ayant la même distribution par âge et sexe que la population décédée pourrait être estimée à 22.279 F en 1995<sup>3</sup>, soit presque 5 fois moins que le montant dépensé, en moyenne, l'année précédant le décès. Cet écart est quelque peu atténué par la présence de décédés dans la population type (ceux de l'année courante et ceux antérieurs qui n'ont pas été enregistrés, voir encadré 1 en annexe).

Un calcul assez rapide, mené directement à partir des données de l'EPAS, tenant compte des années de décès des individus et des consommations effectives de soins des personnes appartenant au Panel pour les années 1994 et 1995, permet d'évaluer la prise en charge des soins fournis aux personnes dans les deux dernières années de leur vie à un peu plus de **13% de l'ensemble des dépenses remboursées ces années là**.

Ce dernier calcul peut cependant être biaisé de diverses manières, et notamment, une fois encore, par la présence de décédés non repérés parmi ceux qui sont considérés comme ne l'étant pas. C'est pourquoi il est également intéressant d'en tenir un autre, à partir de prémices différentes. Si on pouvait considérer l'échantillon des personnes et des prises en charge comme pleinement représentatif de la situation de l'ensemble des décédés des années 1994 et 1995, les soins engagés dans les 2 dernières années de la vie induiraient 80.325 millions de F de dépenses de santé à la charge de la collectivité pour l'année 1994<sup>4</sup>. En considérant que la quasi-totalité de ces dépenses incombe au Régime Général (et rattachés), et en considérant l'ensemble<sup>5</sup> des prestations maladie - maternité et dotations globales aux établissements hospitaliers publics et privés faisant office de privé (sans tenir compte donc des prestations accidents du travail essentiellement exclues du calcul fait à partir des données de l'EPAS<sup>6</sup>), **on atteint un niveau un peu inférieur à 15%**.

De tels calculs sont nécessairement imprécis, compte tenu de l'effectif des décédés de l'EPAS, des biais statistiques éventuels dans la constitution de l'échantillon des décédés, et d'incertitudes du fait des différences entre les régimes. Ils donnent néanmoins une idée de l'importance des dépenses du Régime Général (et assimilés) qui ont été induites, dans les années 1994-95, par les soins reçus dans les deux dernières années de la vie. Par ailleurs, ils montrent que les niveaux atteints restent a priori très éloignés de ceux qui sont parfois cités<sup>7</sup>.

Il faut cependant signaler que la part qui est consacrée aux six derniers mois de la vie dans l'ensemble des dépenses de soins collectives semble augmenter assez nettement entre la fin des années 70 et le milieu des années 90<sup>8</sup>, du fait sans doute d'une intensification ou d'une sophistication des moyens techniques mis en œuvre. Même si ce résultat ne semble pas s'observer dans un pays comme les Etats-Unis<sup>9</sup>, l'état actuel des données disponibles en France semble indiquer que le décès d'une personne coûte de plus en plus cher. Si un tel résultat était confirmé dans l'avenir, il signifierait que, à lui seul, le nombre brut des décès tendrait à expliquer directement (du fait des dépenses de fins de vie) une part croissante dans le temps des dépenses de santé.

<sup>3</sup> Contre 8.890 F, en moyenne en 1995, pour l'ensemble des individus appartenant à l'EPAS (sans correction de la structure par âge et par sexe), soit 12 fois moins que la dernière année de la vie.

<sup>4</sup> Calcul fait sur 525.871 décès, nombre des décès français 1994, en supposant que le nombre des décès est assez stable d'une année sur l'autre et en imputant à l'année 94 les dépenses de soins correspondant aux décès des années 95 et 96 pour la part revenant à l'année 94.

<sup>5</sup> 540.664 MF versé en 1994 pour le régime général et rattaché, agricole, artisans et commerçants. Sources : DRASS-SESI.

<sup>6</sup> Les indemnités journalières et l'incapacité permanente ne sont pas prises en comptes.

<sup>7</sup> Par exemple, Martine Hirsch dans "Les enjeux de la protection sociale", Edition Montchrestien ( Clefs Politique, 1994) donne le chiffre de 80% pour la seule dernière année mais, semble t'il, du total des dépenses effectuées au cours de la vie (p 63).

<sup>8</sup> De 1977 à 1994, les dépenses publiques de santé ont été multipliées par presque 5,5 fois en francs courants.

<sup>9</sup> Lubitz, J.D., and G.F. Riley. 1993. Trends in Medicare Payments in the Last Year of Life. New England Journal of Medicine 5 :117-31.

## **2. Une corrélation apparente entre taux bruts de mortalité et taux bruts de morbidité à un moment donné qui s'explique largement par l'effet confondant de la variable âge**

Si la mortalité reflète directement les dépenses de soins prises en charge collectivement pour les fins de vie, qu'en est-il des dépenses de soins occasionnées pour des épisodes morbides moins sévères ?

Du fait que les personnes décédées une année donnée ont vécu en moyenne 6 mois pendant cette même année, le nombre brut des décès constatés dans une zone est exactement le double de celui des « personnes-années » passées (souvent en très mauvaise santé) par les personnes décédées durant l'année. Si toutes ces personnes étaient tombées malades exactement 6 mois avant leur décès et l'étaient restées jusqu'à ce moment et si ces personnes étaient les seules à avoir eu besoin de recourir au système de santé dans la population, le taux de mortalité serait donc égal à deux fois le taux de prévalence des maladies dans la population (en supposant également que celle-ci est dynamiquement stable).

Evidemment, ces hypothèses sont fausses mais elles permettent de comprendre que le taux de mortalité est en quelque sorte assimilable (à un facteur multiplicatif près) au taux de prévalence d'un état morbide particulièrement sévère, que l'on ne cherchera pas à définir ici plus avant. Ce raisonnement légitime dès lors la comparaison, qui est tentée ci-après, entre le taux de mortalité d'une population et le taux de prévalence d'un état morbide a priori associé à un risque de décès faible<sup>10</sup>.

L'état morbide considéré ici, qui est a priori associé à un faible risque de décès (l'espérance de vie dans cet état dépasse les 8 années, voir en annexe le graphique 6), est défini par la déclaration d'un handicap, d'une gêne ou de difficultés dans la vie quotidienne faite à l'occasion de l'enquête Santé de l'INSEE (voir encadré 2 en annexe). De fait, on constate une corrélation entre les taux de mortalité régionaux correspondant à l'année 1992 (graphique 1 en annexe) et les taux de prévalence obtenus (graphique 2 en annexe)<sup>11</sup>. Ce résultat semble indiquer que le taux de mortalité est in fine assez représentatif d'un spectre d'états morbides beaucoup plus large que celui des seules fins de vie. L'explication de ce phénomène vient de ce que l'âge est un facteur explicatif fort, à la fois de la mortalité, mais aussi de la survenue d'une incapacité (ou plus généralement de la perception d'un état de santé dégradé), même si l'âge n'opère pas tout à fait identiquement sur ces différentes variables (voir graphique 3 en annexe).

### **3. Première limite des données de mortalité : la sous-estimation de la mobilité des patients pour les soins lourds.**

L'un des problèmes posés par la mortalité, c'est qu'elle ne permet pas de prendre pas en compte la mobilité des patients d'une région à l'autre. Dans le graphique 4 on a considéré le rapport entre le pourcentage des prestations Santé France entière qui a été versée à chaque région<sup>12</sup> et le pourcentage des décès nationaux domiciliés dans la zone. On compare ainsi une dotation théorique

<sup>10</sup> Lequel peut se définir comme le rapport entre le nombre de personnes années passé dans l'état de santé considéré et le nombre total de personnes années vécues par la population de référence.

<sup>11</sup> Taux de corrélation de 0,59 ( $p=0,0034$ ).

<sup>12</sup> Sources : DRASS – SESI (comme dans l'introduction, prestations versées, hors assurance accidents du travail).

déduite du nombre brut des décès<sup>13</sup> à une dotation effective constituée des honoraires médicaux, de la pharmacie et de la dotation globale aux établissements hospitaliers publics.

On observe que les régions qui apparaissent en quelque sorte sur-dotées (ratios supérieurs à un) sont généralement celles qui comportent le plus grand nombre d'unité de chirurgie cardiaque (graphique 5 en annexe)<sup>14</sup>. Or, la Chirurgie cardiaque est justement une spécialité très marquée par les progrès technologiques et participe aux coûts élevés des soins dans les fins de la vie. La corrélation obtenue (0,82) est très significative ( $P=0,0000$ ). Elle manifeste, plus généralement, l'accumulation sur certains pôles géographiques (sans doute toujours les mêmes) des capacités de soins dont le fonctionnement est particulièrement coûteux et dont la charge est prise en compte par la dotation globale aux établissements publics. Par ailleurs, certains systèmes de soins locaux (tel celui de l'Île-de-France) sont financés par l'apport des versements comptabilisés ici au titre d'autres régions (domiciles des bénéficiaires de prestations et des décès enregistrés, alors que les soins et les décès ont pu avoir lieu ailleurs en fait). Enfin, même si ces résultats sont trop partiels et frustes pour constituer une démonstration, l'hypothèse d'une « demande induite » doit également être envisagée.

Dès lors, une question épineuse se pose, qui est l'évaluation précise de ces effets avec pour corollaire, sa nécessaire prise en compte pour l'allocation des ressources.

#### **4. Deuxième limite des données de mortalité : un problème d'équité dans la prise en charge des individus lorsque l'on se fonde sur la mortalité pour apprécier la morbidité (et les besoins de soins) ?**

Si, au niveau de la population, la mesure de la morbidité semble corrélée avec celle de la mortalité, c'est bien, pour l'essentiel, à cause de la variable âge, qui joue ici le rôle de variable de confusion. En effet, lorsque l'on tente de corriger l'impact de celle-ci en présentant la carte d'indicateurs synthétiques de mortalité ou de morbidité indépendants de la structure par âge des populations, il semble qu'on n'observe plus de corrélation aussi nette. C'est, en tout cas, ce qu'incite à penser le faible niveau de la corrélation calculée ici entre l'espérance de vie et l'espérance de vie sans incapacité déduite de l'enquête Santé (avec la définition de l'incapacité qui est celle déjà utilisée plus haut).

On trouvera dans l'encadré 3 (cf annexe) des explications sur la définition des indicateurs et dans le tableau 3 (cf annexe) une mesure de cette corrélation. Pour calculer l'espérance de vie sans incapacité (EVS), plusieurs hypothèses ont été considérées. Comme l'enquête ne porte que sur les personnes vivant en ménage ordinaire, excluant du même coup la population des personnes vivant en établissement (qui ont souvent des incapacités), les taux de prévalences calculés avec l'enquête sont un peu biaisés. Une hypothèse conservatrice, qualifiée dans le tableau 3 (cf annexe) « avec établissement », est de considérer que toutes les personnes institutionnalisées sont affectées d'incapacité. Une hypothèse minorante est de prendre directement les taux de prévalence déduits de l'enquête (« sans établissements »). En fait, les résultats varient peu d'une hypothèse à l'autre. Un peu plus conséquent est le choix de lisser ou non les taux de prévalence par âge obtenus. Du fait du nombre restreint d'individus dans chaque région et de l'absence de stratification de l'échantillon à ce niveau, les

<sup>13</sup> Par exemple, en première approximation, la formule RAWP utilisée dans la première partie des années 1990 en Grande-Bretagne pour allouer des ressources au système hospitalier n'est pas totalement éloignée du nombre brut des décès. En effet, dans ce cas, les effectifs de la population régionale, éclatés par groupes d'âges, étaient pondérés par les coûts moyens des soins per capita constatés pour ces mêmes groupes à l'échelle nationale, et multipliés par l'indice comparatif de mortalité avant 75 ans. Si l'on admet, en première approximation, que ce dernier facteur est corrélé à l'indice comparatif de mortalité tous âges, que les coûts per capita considérés présentent de leur côté une certaine corrélation avec les risques moyens nationaux de décès aux différents âges, lesquels interviennent, pondérés également par les effectifs de la population nationale, dans la construction de l'indice comparatif (c'est le dénominateur), la formule RAWP se réduisait, en première approximation, au numérateur de l'indice comparatif de mortalité, c'est-à-dire au nombre de décès constatés dans chaque région l'année courante.

<sup>14</sup> Source : « Activité des unités de chirurgie cardiaque françaises en 1994 », Etude menée par la Direction des Hôpitaux (Bureau EO1), la CNAMTS, le Groupe IMAGE (ENSP), août 1996.

taux de prévalence par âge déduits directement de l'enquête sont en effet imprécis et peuvent être biaisés. Pour tenter de corriger ce fait, le calcul a été effectué de deux manières différentes. Dans un cas, on a utilisé les taux directement estimés avec l'enquête (« sans lissage ») que l'on peut considérer comme imprécis mais avec un biais a priori faible ; dans un autre cas, on a pris les taux de prévalence déduits de l'ajustement d'une exponentielle de l'âge puissance 3/2 aux données (c'est l'exponentielle comportant deux paramètres dont l'ajustement correspond le mieux aux données au plan national, voir graphique 3 en annexe), méthode qui réduit la variance des taux mais introduit éventuellement un biais. On le voit dans le tableau 3, les résultats concernant l'espérance de vie sans incapacité restent très corrélés entre eux, quelle que soit l'hypothèse retenue, et non corrélés avec l'espérance de vie.

L'EVSI est, comme l'espérance de vie, un indicateur d'état de santé de la population indépendant de la taille et de la structure par âge de celle-ci. Ce que tendraient à montrer les résultats précédents, c'est qu'une formule d'allocation des ressources tenant compte de la structure par âge des populations de chacune des régions (quelle qu'elle soit) et des différences de mortalité entre elles n'assurerait pas forcément l'égalité des ressources disponibles pour les soins entre des individus appartenant à des régions différentes, à l'heure même où ils seraient de même âge et d'états de santé (mesurés ici sommairement en termes d'incapacité) identiques (graphique 6 en annexe).

Il faut noter que cet état de fait ne semble pas s'être posé de façon aussi nette dans tous les pays ayant expérimenté une méthode d'allocation géographique des ressources de soins rationalisée. Par exemple, les calculs entrepris à l'instigation du groupe technique sur les indicateurs de besoins au Québec aboutissaient au milieu des années 90 à un bien meilleur coefficient de corrélation entre les indicateurs<sup>15</sup>.

Evidemment, la pertinence de ces calculs dépend de celle des concepts et des données utilisées, laquelle peut être discutée. Outre le fait que les déclarations de handicap, gêne ou difficultés dans la vie quotidienne ne constituent pas nécessairement le meilleur indicateur des besoins de soins des populations (mais on peut changer d'indicateur et prendre par exemple le fait de percevoir sa santé comme moyenne, mauvaise ou très mauvaise), il faut signaler que l'enquête Santé française n'est pas construite pour assurer une pleine représentativité des sous populations obtenues au plan régional. Les observations partielles qui sont ici consignées appellent donc le développement et l'exploitation de bases de données plus représentatives au plan régional. Dans le même temps, des recherches approfondies devraient être conduites pour améliorer l'extrapolation, à partir de données représentatives uniquement au plan national, de statistiques de santé pour des zones géographiques infra nationales. Des méthodes plus sophistiquées, dont les fondements théoriques et empiriques ont déjà été développés pour répondre à des problèmes analogues<sup>16</sup>, pourraient ainsi être utilement affinées au domaine de santé en France.

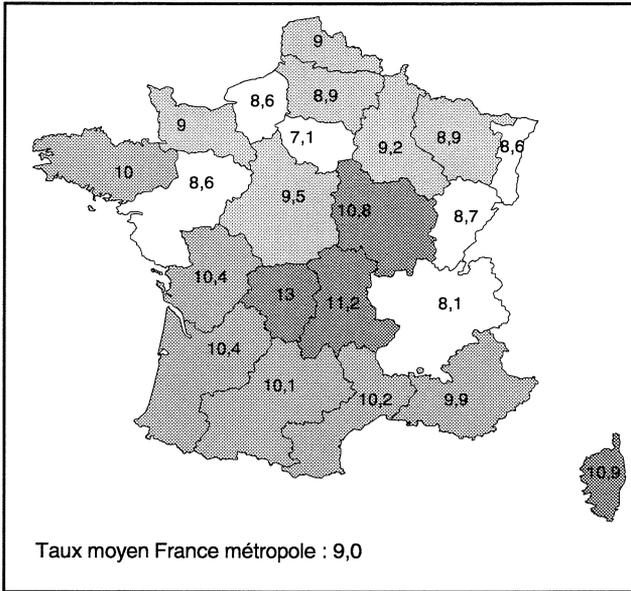
---

<sup>15</sup> « Un indicateur global de soins pour l'allocation interrégionale des ressources publiques en santé et services sociaux », Robert Pampalon et coll. février 1997, p 19.

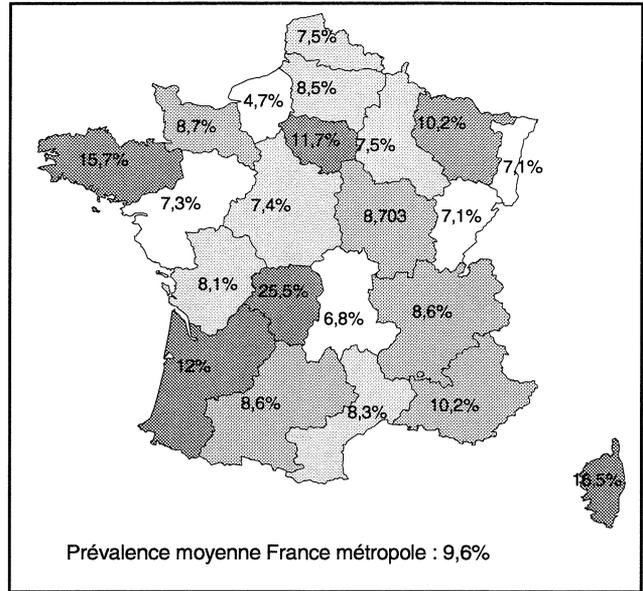
<sup>16</sup> Par exemple : « Small area statistics and survey designs, International scientific conference, Warsaw », 30 september-3 october 1992, published by Central Statistical Office, Warsaw 1993.

## Annexe

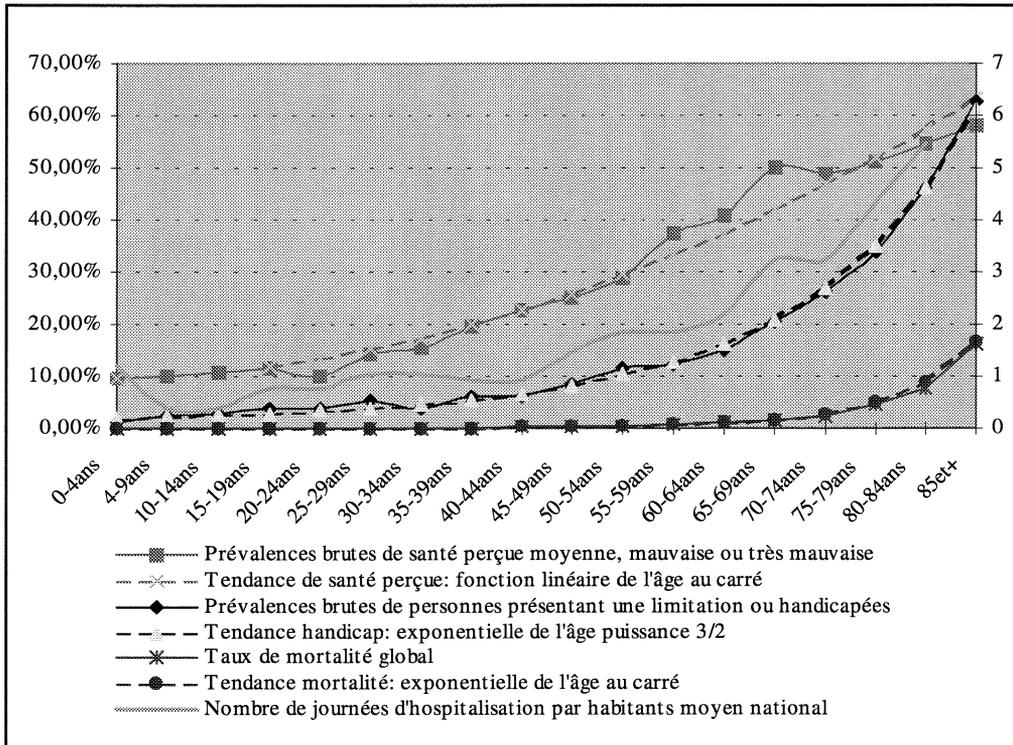
**Graphique 1**  
Taux de mortalité 1992 (pour 1000)



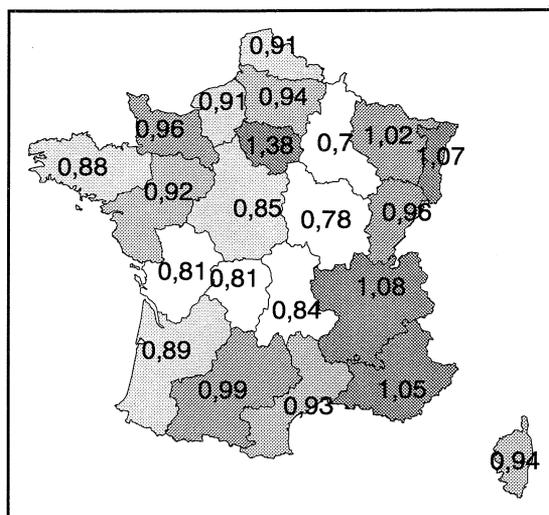
**Graphique 2**  
Prévalence de handicap, gêne ou difficultés dans la vie quotidienne



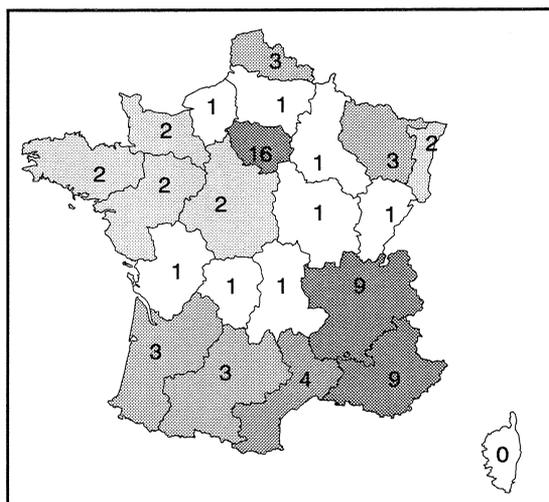
**Graphique 3**  
Variation de l'âge de plusieurs indicateurs de besoins de soins



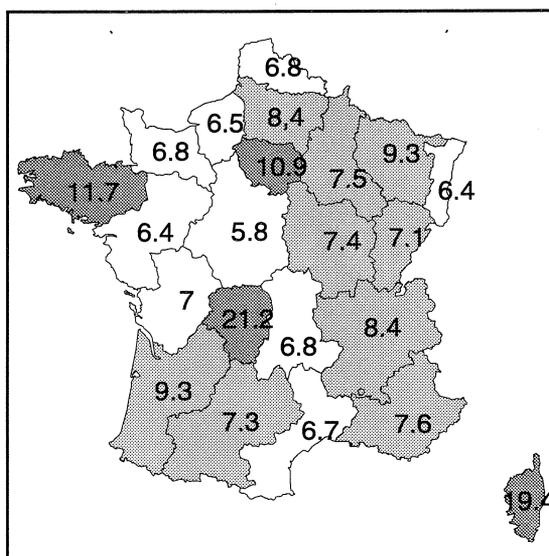
**Graphique 4**  
**Rapport entre niveaux de prestations versées en 1995 et niveaux théoriques de ressources**  
 (ici proportionnels au nombre des décès de la région)



**Graphique 5**  
**Répartition géographique des unités de chirurgie cardiaque**



**Graphique 6**  
**Espérance de vie en incapacité (les 2 sexes) - Données lissées sans établissement )**



**Tableau 1**  
**Montants remboursés en fin de vie**

Période	Montant de la prise en charge (en F par personne)
<b>Personnes décédées</b>	
L'année précédant le décès	108 690
<i>Les six derniers mois avant le décès</i>	79 008
<i>Les six mois suivants</i>	29 682
L'avant dernière année précédant le décès	44 057
<b>Total global sur 2 ans</b>	<b>152 747</b>
<b><i>Dépenses annuelles dans l'EPAS en 1995 *</i></b>	<b>22 279</b>

\* On a considéré une structure par âge et sexe identique à celle des décédés

**Tableau 3**  
**Coefficients de corrélation entre les indicateurs (France 91-92)**

	EV	EVSI1	EVSI2	EVSI3	EVSI4
Esp de vie (EV)	1				
EVSI1 (sans lissage mais avec établissements)	0,157 (0,49)	1			
EVSI2 (avec lissage et avec établissements)	0,189 (0,39)	0,887 (0,001)	1		
EVSI3 (sans lissage et sans établissements)	0,181 (0,42)	0,999 (0,001)	0,879 (0,001)	1	
EVSI4 (avec lissage mais sans établissements)	0,202 (0,36)	0,895 (0,001)	0,999 (0,001)	0,888 (0,001)	1

**Tableau 4**  
**Corrélation entre espérance de vie (Québec, 15 provinces)**

	Esp. vie	Esp. santé perçue
Esp santé perçue	0,80 (0,000)	
EVSI	0,77 (0,001)	0,93 (0,000)

## Encadré 1

### Les dépenses de fin de vie : matériel et méthode

Afin de pouvoir analyser les consommations individuelles de soins des bénéficiaires du Régime Général, la CNAMTS et la DEM-CREDOC ont élaboré, à la fin des années 1970, un Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (appelé aussi parfois « panel » ou « EPAS »). Pour les individus sélectionnés, toutes les informations contenues dans les fichiers "assurés" et « prestations » de la CNAMTS sont regroupées. Depuis cette 1990, la base de sondage est constituée de l'ensemble des assurés sociaux affiliés au Régime Général ou aux principales mutuelles décompteuses<sup>1</sup> dans 107 Caisses Primaires de la France métropolitaine, ainsi que leurs ayants droit. Au total, elle représenterait désormais à peu près 80% de la population française<sup>1</sup>. Elle est un peu plus jeune, en moyenne, que cette dernière. Dans cette base, on considère un échantillon au 1/1200<sup>e</sup> environ.

Nous avons considérés les décès repérés dont la date de survenue a été signalée et est intervenue entre le 1<sup>er</sup> janvier 1994 et le 30 juin 1997. 883 personnes sont connues comme décédées pendant cette période de temps. Quelques individus (19) étant issus d'un échantillonnage au 1/2400 (au lieu de 1/1200), l'effectif redressé des décédés s'avère finalement être de 902. Le tableau 2 donne leurs répartitions, brute et redressée, selon le groupe d'âges et le sexe.

L'effectif des décédés obtenus est un peu inférieur à ce qu'il devrait être, les effectifs de femmes décédées étant particulièrement sous-estimés (de 10% à 15%). On peut supposer que c'est la présence d'ayants droit, dont le décès est mal connu en général, qui explique ce phénomène. Cependant des analyses complémentaires devraient sans doute être menées pour vérifier ce point et, même si on ne voit pas bien par quel mécanisme ce pourrait être le cas, pour s'assurer qu'il est sans incidence sur les résultats présentés.

Tableau 2

	Hommes	Femmes	Total
Les moins de 65 ans	187 (38.5%)	63 (16.4%)	250 (28.5%)
Les 65-74 ans	120 (24.5%)	54 (13.5%)	174 (19.5%)
Les 75-84 ans	107 (22.5%)	83 (20.8%)	190 (21.7%)
Les 85 ans et +	72 (14.6%)	197 (49.3%)	269 (30.3%)
Total :	486 (100%)	397 (100%)	883 (100%)

En italique : pourcentages redressés.

Plus des deux tiers des personnes ont atteint 65 ans. La moyenne d'âge est de 72 ans, elle est un peu inférieure (de presque 2 ans) à la moyenne nationale. Comme attendu, les femmes sont nettement plus âgées que les hommes.

Les données présentées ici doivent beaucoup à une collaboration en cours avec la CNAMTS, en particulier Mme de Roquefeuil.



### Encadré 3

#### Le calcul des espérances de vie et des espérances de vie sans incapacité

Le calcul de l'espérance de vie sans incapacité prolonge celui de l'espérance de vie. Il s'interprète comme une estimation moyenne, faite à partir des données du moment, du temps qu'un individu peut espérer vivre sans incapacité.

On considère une cohorte fictive d'individus  $l_0$  que l'on suppose soumis aux taux de mortalité à chaque âge constatés actuellement. Le nombre d'années vécues par l'ensemble des individus survivant à l'âge  $k$  avant qu'ils atteignent l'âge  $k+1$  est noté  $L_k$ . C'est le nombre de personnes -années vécues par la cohorte des personnes ayant atteint l'âge  $k$  pendant l'intervalle de temps  $[k, k+1[$ . Par définition, l'espérance de vie à la naissance est :

$$e_0 = \frac{1}{l_0} \sum_k L_k$$

Si  $p_k$  est la prévalence, l'année courante, des personnes sans incapacité dans la population d'âge  $k$ , une méthode approximative, proposée par Sullivan en 1971, pour calculer l'espérance de vie sans incapacités consiste à prendre :

$$EVSI = \frac{1}{l_0} \sum_k p_k L_k$$

La valeur des  $L_k$  est donnée par une table de mortalité du moment (ici au niveau régional). Les  $p_k$  sont déduits dans la présente étude de l'Enquête décennale sur la Santé.

Sullivan, D.F. (1971). *A single index of mortality and morbidity*. HSMHA Health reports, 86 :347-354.

## Bibliographie

- 1 Etude menée par la Direction des Hôpitaux (Bureau EO1), la CNAMTS, le Groupe IMAGE (ENSP), « Activité des unités de chirurgie cardiaque françaises en 1994 », août 1996, 61 p.
- 2 Flamme P. et Portonnier J-C. , « Le système de santé face aux risques graves », dans La revue française des Affaires Sociales, Oct-Dec 1978.
- 3 M. Hirsch, « Les enjeux de la protection sociale », Edition Montchrestien (Clefs Politique, 1994), 160 p.
- 4 International scientific conference, Warsaw, 30 september-3 october 1992, « Small area statistics and survey designs », published by Central Statistical Office, Warsaw 1993, 305 p.
- 5 Lubitz, J.D., and G.F. Riley, « Trends in Medicare Payments in the Last Year of Life » New England Journal of Medicine 5 :117-31, 1993.
- 6 Pampalon R. et coll., « Un indicateur global de soins pour l'allocation interrégionale des ressources publiques en santé et services sociaux », février 1997, 43 p.
- 7 Scitovsky A. A, « The "High Cost of Dying" Revisited », The Milbank Quarterly, 2, No. 4, 1994.
- 8 Sullivan, D.F. (1971). « A single index of mortality and morbidity ». HSMHA Health reports, 86 : 347-354.