

DISPARITÉS DE MORTALITÉ, DE MORBIDITÉ ET DE CONSOMMATION MÉDICALE¹

Andrée Mizrahi², Arié Mizrahi³

Résumé

La mortalité différentielle selon la catégorie socio-professionnelle a mis en évidence, en France dans les années 1960, un écart d'espérance de vie des hommes à 35 ans entre les cadres supérieurs et manœuvres de presque 8 ans. En quarante ans la mortalité a diminué pour toutes les catégories sociales mais les écarts ne se sont pas atténués.

Si donc, les ouvriers meurent en moyenne plus tôt que les cadres, que peut-on dire de l'état de santé des vivants ? Pour synthétiser des informations sur les pathologies et les déficiences nous utilisons un indicateur de vieillissement relatif basé sur le niveau d'invalidité et le pronostic vital et qui correspond à la notion intuitive « d'être jeune ou vieux pour son âge ». A partir d'un modèle statistique de régression appliqué à différentes enquêtes nationales représentatives - enquête sur la santé et les soins médicaux de 1991-92 (20 000 personnes), enquêtes sur la santé et la protection sociale de 1998 (16 000 personnes) - nous avons calculé le vieillissement relatif pour les hommes et les femmes de 18 ans et plus. L'ensemble des résultats met en évidence un vieillissement prématuré de l'ordre de xx ans pour les ouvriers et à l'inverse un vieillissement retardé de xx ans pour les cadres. De nombreux autres facteurs sont aussi liés au vieillissement relatif, chômage, niveau d'instruction, revenu, couverture sociale etc. Ces caractéristiques sont souvent concomitantes et conjuguent leurs effets, mais au delà de deux facteurs l'effet additionnel sur le vieillissement relatif n'est plus observable.

De même que pour la mortalité les différences sociales de vieillissement relatif sont plus marquées pour les hommes que pour les femmes et semble-t-il pour les adultes en âge d'activité que pour les personnes âgées, du moins pour celles résidant à domicile.

La consommation médicale diffère selon les catégories sociales. La consommation médicale des groupes moins favorisés - professions peu qualifiées, sans emploi ou emplois précaires, familles nombreuses et à petits revenus, faible niveau d'instruction - est inférieure à la moyenne pour la consommation de soins de ville mais plus importante pour l'hospitalisation. En matière de soins de ville, leur consommation est faible pour tous les types de soins à l'exception des soins de généraliste, d'infirmier et de la pharmacie prescrite, inversement les groupes favorisés ont une consommation plus élevée que la moyenne pour les soins de spécialiste, de dentiste, de biologie, de pharmacie non prescrite et moins élevée d'hospitalisation.

Les ouvriers plus gravement malades, meurent plus jeunes et accusent un vieillissement prématuré, ils sont plus souvent hospitalisés mais recourent moins souvent à la médecine de ville que les cadres en meilleure santé. La question toujours en suspens est de savoir si des soins antérieurs plus techniques et plus spécialisés auraient pu limiter cette dégradation plus rapide de leur état de santé et réduire leur hospitalisation.

* *** ***** *** *

A un moment donné plus l'état de santé d'une personne est dégradé plus sa consommation médicale est élevée. Dans la durée la relation entre état de santé et consommation médicale est complexe et réflexe : l'état de santé actuel d'une personne dépend entre autres, des soins qu'elle a reçus antérieurement et apparaît alors comme cause et conséquence de la consommation médicale.

Un indicateur pronostique a été mis en oeuvre dans les enquêtes sur la santé et la consommation médicale effectuées auprès des ménages. Cet indicateur est défini au niveau des personnes et contient les notions de gravité et d'association de maladies. Proche de la démarche médicale par sa construction, cet indicateur s'apparente à la notion intuitive de maladies graves, qui risquent d'entraîner la mort à court terme ou hypothèquent à plus long terme le pronostic vital ou qui génèrent des incapacités plus ou moins importantes. A ce niveau, on peut traiter les situations limites ou celles dont l'effet, grave n'apparaîtra que dans un avenir éloigné, en les plaçant à un

¹ *Texte de la communication au colloque « Soins de santé et personnes âgées », XIV^{ème} entretiens du centre Jacques Cartier, Lyon, décembre 2001, 11 pages.*

² *Directeur de recherche, ARgSES*

³ *Directeur de recherche, CNRS-ARgSES*

niveau de gravité faible. La gravité cumulée de l'ensemble des maladies dont souffre chaque personne est résumée dans une synthèse portée par un médecin sur l'état de santé de chaque personne. Après diverses tentatives, un indicateur à deux dimensions, risque vital et invalidité, a été retenu. C'est une synthèse pronostique des différentes maladies, déficiences et infirmités.

Chacune des deux dimensions de l'indicateur de morbidité est estimée par un médecin mobilisant l'ensemble de ses connaissances médicales. Il s'ensuit que l'estimation de cet indicateur est située et datée, il est vraisemblable qu'un même tableau pathologique donnera lieu à des estimations de gravité différentes à 30 ans d'intervalle.

Le pronostic vital

Le risque vital est un pronostic porté par le médecin et relatif au risque connu pour chaque personne du fait de ses affections et/ou infirmités. La bonne santé étant, selon cette composante de ne pas être porteur de maladies ou d'infirmités engageant le pronostic vital⁴.

L'échelle de pronostic vital retenue est exprimée dans un vocabulaire médical, elle est qualitative mais strictement ordonnée, le passage d'un niveau à un autre correspondant à un risque plus grand. Six classes ont été distinguées :

0	Aucun indice de risque vital	10107	39,11
1	Pronostic péjoratif très très faible	3359	13,00
2	Pronostic péjoratif faible	7645	29,58
3	Risque possible sur le plan vital	3422	13,24
4	Pronostic probablement mauvais (plus de 50 % de décès dans les 10 ans)	1169	4,52
5	Pronostic sûrement mauvais (plus de 80 % de décès dans les 5 ans)	142	0,55
	Ensemble	25844	100,00

L'invalidité

Il s'agit d'un bilan sur la validité et sur l'autonomie de chaque enquêté que porte un médecin au vu de l'ensemble du dossier. Cette notion d'invalidité est uniquement définie pour un type de société, à une époque donnée et n'a de sens que dans ce contexte précis, incluant à la fois les conditions de vie, les connaissances médicales et les thérapeutiques habituellement utilisées, mais aussi les réglementations en cours (l'existence ou non d'allocations, les tensions sur le marché du travail, l'âge de la retraite, etc.). Par ailleurs, elle fait référence « à une vie normale » tout aussi difficile à définir que l'état de santé lui-même. Elle inclut donc en partie l'idée que se font les médecins des rôles sociaux de chacun. Les réactions à une difficulté de nature sociale, familiale ou personnelle conduiront donc selon le cas à affecter une personne à une classe d'invalidité nulle, très faible, voire d'importance moyenne.

D'autre part, cette vision médicale comporte un élément pronostique puisque, établie à un moment donné, elle évalue l'état permanent des personnes enquêtées. Ce choix a été fait compte tenu des handicaps qui ne sont retenus que lorsqu'ils ont été jugés permanents par les enquêtés et dont sont exclues les gênes inhérentes à un épisode aigu (varicelle, entorse, grippe, etc.). Il est évident que le

⁴ *il s'agit d'un risque dans un avenir pas trop lointain, ainsi un risque élevé mais pas avant une quarantaine d'années ne sera pas pris en compte ; il apparaîtra et augmentera lorsque l'échéance se rapprochera*

médecin, pour appliquer strictement cette définition, devra porter un pronostic sur le caractère passager ou non de certains handicaps (par exemple, fracture de jambe chez une personne âgée). De même que pour le risque vital l'échelle retenue est qualitative et strictement ordonnée.

0	Pas de gêne	5974	23,12
1	Gêné de façon infime	3545	13,72
2	Peu gêné	5020	19,42
3	Gêné mais mène une vie normale	6411	24,81
4	Doit restreindre un peu ses activités professionnelles ou domestiques	3569	13,81
5	Activité réduite et ou ralentie	1063	4,11
6	N'a pas d'autonomie domestique	248	0,96
7	Alitement permanent	14	0,05
	Ensemble	25844	100,00

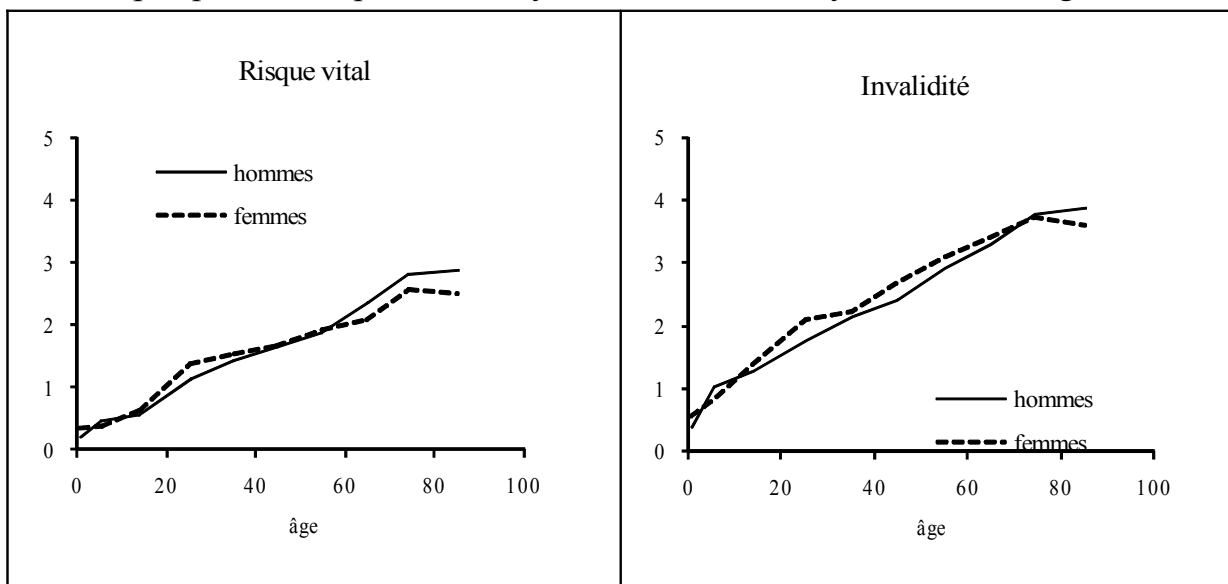
les classes de risque vital et d'invalidité ont été créées à partir de critères uniquement médicaux, ordonnées mais sans idée a priori de mesure, et cependant si on leur affecte la mesure la plus simple, de distance entre deux classes de 1, on observe deux relations linéaires fortes entre ces deux variables et l'âge (Cf. graphique 1) : sur des effectifs de plusieurs milliers de personnes, la relation entre âge, risque vital et invalidité, conduit, en séparant les deux sexes deux équations :

$$\text{hommes : } \text{âge} = 16,89 + 6,49 * \text{RV} + 4,75 * \text{Inv} \quad 12\,906 \text{ personnes} \quad R = 0,71$$

$$\text{femmes : } \text{âge} = 14,88 + 4,36 * \text{RV} + 6,96 * \text{Inv} \quad 12\,939 \text{ personnes} \quad R = 0,71$$

On remarque que les hommes « vieillissent » plus vite par un accroissement de leur risque vital, alors que les femmes sont davantage invalidées.

Graphique 1 : Risque vital moyen et invalidité moyenne selon l'âge et le sexe



Si les composantes de l'état de santé sont fortement liées à l'âge, de fortes différences interpersonnelles se rencontrent fréquemment entre personnes de même âge : certaines personnes présentent une invalidité et/ou un risque vital nettement inférieurs à la moyenne de leur classe d'âge

et inversement, les plus gravement malades dans une classe d'âge peuvent présenter une invalidité et/ou un risque vital identiques à ceux de personnes de 10, 15 ou 20 ans plus âgées qu'elles.

La connaissance simultanée pour chaque personne, de son âge, de son invalidité et de son risque vital permet d'approcher la notion de "vieillesse prématurée" ou, alternativement, de "vieillesse retardée" en introduisant une correction à l'âge tenant compte de son état de santé relatif (comparé à l'état de santé moyen des personnes de son âge). Ainsi, l'âge morbide des personnes en relativement bonne santé sera-t-il inférieur à leur âge (calendaire) et inversement, les personnes en relativement mauvaise santé auront-elles un âge morbide supérieur à leur âge. On introduit d'abord la notion d'âge morbide. En appelant $AM(i)$ l'âge morbide et $A(i)$ l'âge d'une personne i ,

$$AM(i) = A(i) + a * (RV(i) - \underline{RV}_A) + b * (Inv(i) - \underline{Inv}_A)$$

avec

pour chaque âge, $\underline{RV}_A = \text{moyenne}(RV)$; $\underline{Inv}_A = \text{moyenne}(Inv)$

L'âge morbide ainsi défini d'une personnes i est égal à son âge corrigé de son état de santé défini par les niveaux relatifs de son risque vital et de son invalidité par rapport à ceux moyens de sa classe d'âge. Une personne en meilleure santé que la moyenne de sa classe d'âge aura un âge morbide inférieur à son âge chronologique, et réciproquement ; pour chaque classe d'âge, la moyenne de l'âge morbide est égal à l'âge. En appelant $VR(i)$ le vieillissement relatif d'une personne i ,

$$VR(i) = AM(i) - A(i)$$

Principales caractères de VR : moyenne = 0, médiane = -1,3 ans, mode = -3,1 ans, premier quartile = - 6,5 ans, troisième quartile = 6,7 ans, écart type = 10,5 ans

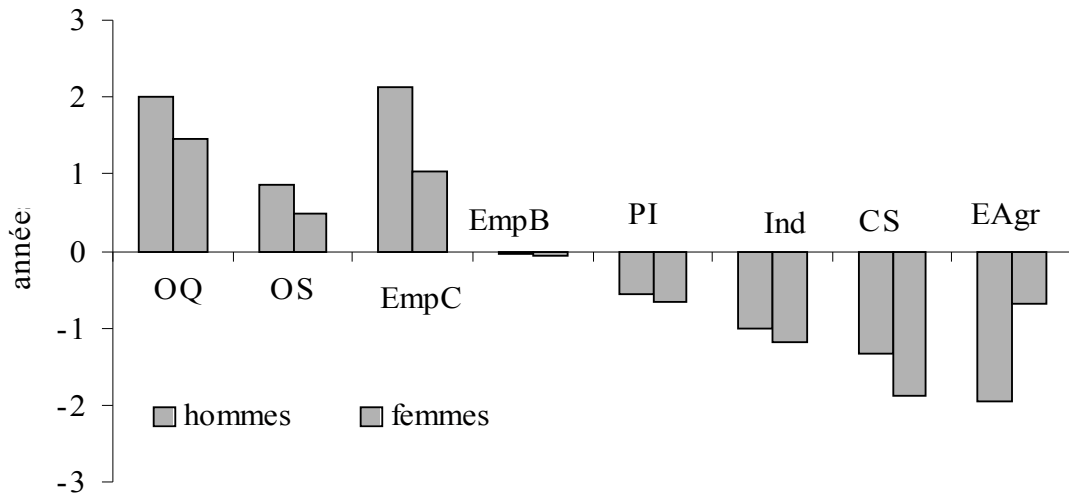
.

Nous appelons vieillissement relatif d'une personne la différence entre son âge (âge calendaire) et son âge morbide, le vieillissement relatif s'exprime en années.

L'analyse du vieillissement relatif des différents groupes sociaux conduit, sur des populations vivantes, à des résultats parallèles à ceux obtenus sur la mortalité différentielle.

Ainsi, par exemple, les cadres ont une vieillissement retardé de 1,3 ans pour les hommes et de 1,9 ans pour les femmes ; en sens inverse, les employés dans le commerce et les services présentent un vieillissement prématuré de 2,1 ans pour les hommes et de 1 an pour les femmes ; les chiffres correspondants sont respectivement de 2 et 1,5 pour les ouvriers spécialisés et de 0,9 et 0,5 pour les ouvriers qualifiés.

Graphique 2 : Vieillissement relatif selon la catégorie socio-professionnelle individuelle (adultes)



L'écart entre les deux groupes extrêmes est de 4 ans pour les hommes et de 3,3 ans pour les femmes.

<p>On trouve des résultats similaires dans des sources et par des méthodes très différentes. Ainsi, l'analyse et les calculs effectués sur les résultats des examens cliniques et des paramètres biologiques de 87730 hommes de 45 à 74 ans ayant passé des bilans des santé en 1999 dans les Centres de Médecine Préventive fournit des vieillissements relatifs proches de ceux obtenus à partir de données au cours des enquêtes auprès des ménages (ESPS, 1996-98, 9705 hommes de 18 ans et plus). La seule différence notable concerne les « indépendants » (artisans et commerçants), qui ne sont vraisemblablement pas représentés de la même manière dans les deux sources.</p>	<p>Graphique 3 : Vieillissement relatif selon la profession selon la source</p> <table border="1"> <caption>Data for Graphique 3: Vieillissement relatif selon la profession selon la source (hommes)</caption> <thead> <tr> <th>Profession</th> <th>SPS (années)</th> <th>CMP (années)</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Indep</td> <td>-1.0</td> <td>0.4</td> </tr> <tr> <td>CS</td> <td>-1.3</td> <td>-1.6</td> </tr> <tr> <td>PI</td> <td>-0.5</td> <td>-1.0</td> </tr> <tr> <td>Emp</td> <td>0.0</td> <td>0.0</td> </tr> <tr> <td>O</td> <td>1.2</td> <td>1.4</td> </tr> </tbody> </table>	Profession	SPS (années)	CMP (années)	Indep	-1.0	0.4	CS	-1.3	-1.6	PI	-0.5	-1.0	Emp	0.0	0.0	O	1.2	1.4
Profession	SPS (années)	CMP (années)																	
Indep	-1.0	0.4																	
CS	-1.3	-1.6																	
PI	-0.5	-1.0																	
Emp	0.0	0.0																	
O	1.2	1.4																	

La ventilation selon d'autres caractères sociaux fournit des résultats similaires.

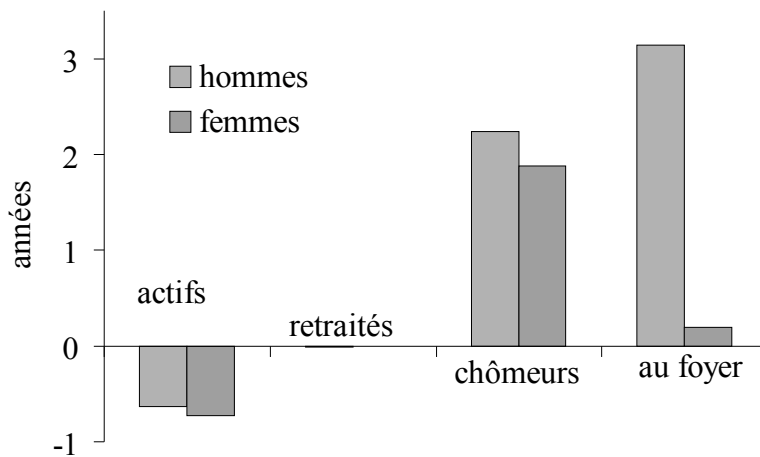
Niveau d'instruction	Vieillessement relatif	
	Hommes	Femmes
Primaire	1,32	0,73
Secondaire premier cycle	0,41	0,56
Secondaire deuxième cycle	-0,45	-0,54
Supérieur	-1,31	-1,25

Vieillessement relatif selon le niveau d'instruction

Ainsi, l'état de santé s'améliore lorsque le niveau d'instruction s'élève ; l'effet est supérieur pour les hommes que pour les femmes, l'écart entre les classes extrêmes est de 2,63 ans pour les hommes et de 1,98 ans pour les femmes.

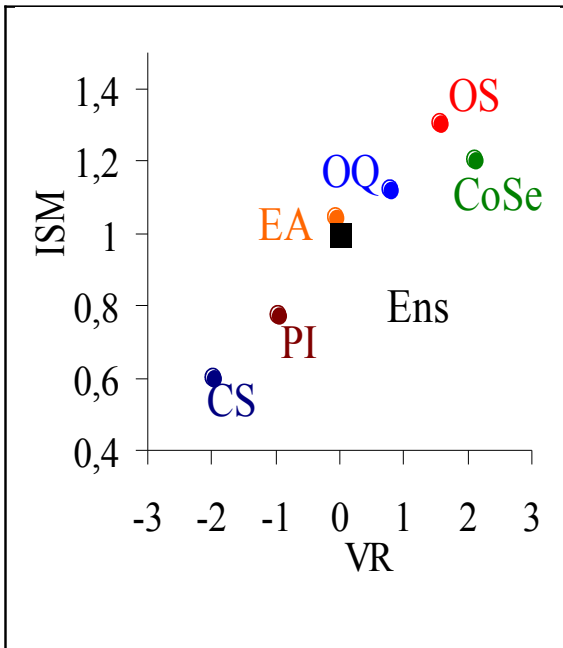
L'occupation principale a également un effet sur le vieillissement relatif, les chômeurs, plutôt en mauvaise santé, vieillissant plus précocement que les actifs de 2,9 ans en moyenne pour les hommes et de 2,6 ans pour les femmes. On notera l'important vieillissement précoce des hommes au foyer (3,1 ans).

Graphique 4 : Vieillessement relatif selon l'occupation principale (adultes)



Les facteurs défavorisant se cumulent, et l'écart moyen entre les cadres supérieurs actifs et les ouvriers spécialisés (ou les employés de commerce ou de service) inactifs atteignent près de 6 ans (deux sexes réunis).

Vieillesse relative et mortalité



Graphique 5 : Vieillesse relative et indice standardisé de mortalité (hommes)

On a déjà noté le parallélisme des variations du vieillissement relatif et de l'indice standardisé de mortalité par catégories sociales [].

Quelle relation peut-on établir entre ces deux variables ?

La mortalité différentielle résulte-t-elle du vieillissement différentiel, les moindres taux de mortalité des groupes favorisés découlant de leur vieillissement retardé ?

OS=ouvriers spécialisés ; CoSe=employés de commerce et de services ; OQ=ouvriers qualifiés ; EA=employés administratifs ; Ens=ensemble ; PI=professions intermédiaires ; CS=cadres supérieurs.

Pour répondre à cette question, nous avons mis au point un modèle dans lequel l'espérance de vie est une fonction du vieillissement relatif et de l'indice de mortalité à vieillissement morbide (morbi-standardisé) :

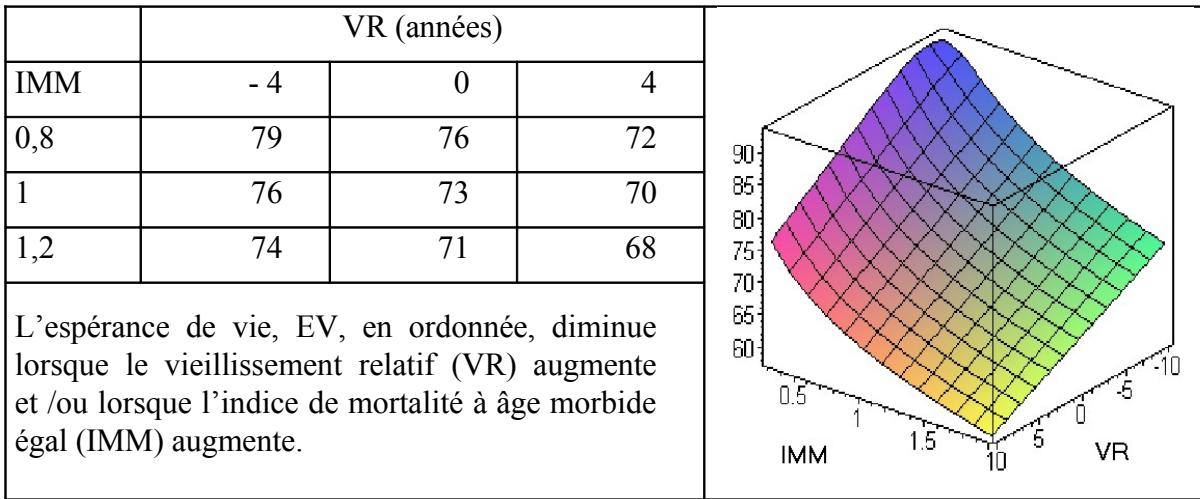
$$EV = f(VR, IMM)$$

équation dans laquelle EV est l'espérance de vie, VR le vieillissement relatif, IMM l'indice de mortalité à âge morbide égal.

Dans ce modèle, on cherche à estimer l'indice de mortalité à morbidité égale (IMM).

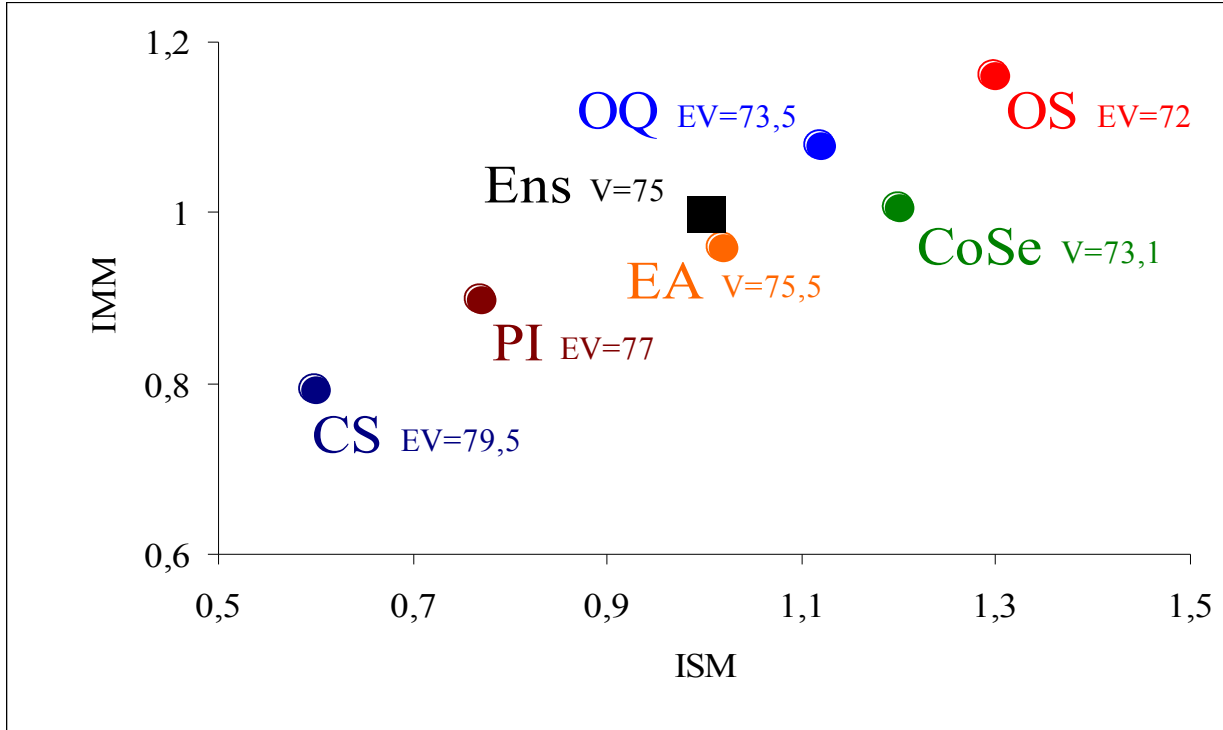
Pour résoudre ce problème, nous devons faire l'hypothèse que le taux de mortalité varie de manière exponentielle avec l'âge morbide comme avec l'âge (courbe de Gompertz) ; on établit alors les tables de la fonction (EV) et éventuellement l'abaque correspondante.

Graphique 6 : Espérance de vie selon le vieillissement relatif et l'indice de mortalité morbi-standardisé (hommes, table résumée et abaque)



Pour chaque catégorie sociale, on connaît l'espérance de vie et le vieillissement relatif, et la table (détaillée) fournit une estimation de IMM.

Graphique 7 : Indice âge-standardisé de mortalité et indice morbi-standardisé de mortalité (hommes)



EV=espérance de vie; OS=ouvriers spécialisés; CoSe=employés de commerce et de services; OQ=ouvriers qualifiés; EA=employés administratifs; Ens=ensemble; PI=professions intermédiaires; CS=cadres supérieurs.

Les deux variables indice de mortalité standardisé par âge et indice de mortalité standardisé par la morbidité sont très fortement corrélés ($R^2 = 0,94$, $R=0,97$) ; cependant, la dispersion de l'indice de mortalité âge-standardisé est supérieure à celle de l'indice de mortalité morbi-standardisé (étendues respectivement de 0,70 et 0,27 et variances de 0,72 et 0,17), la variance de IMM représentant 24 % de celle de ISM.

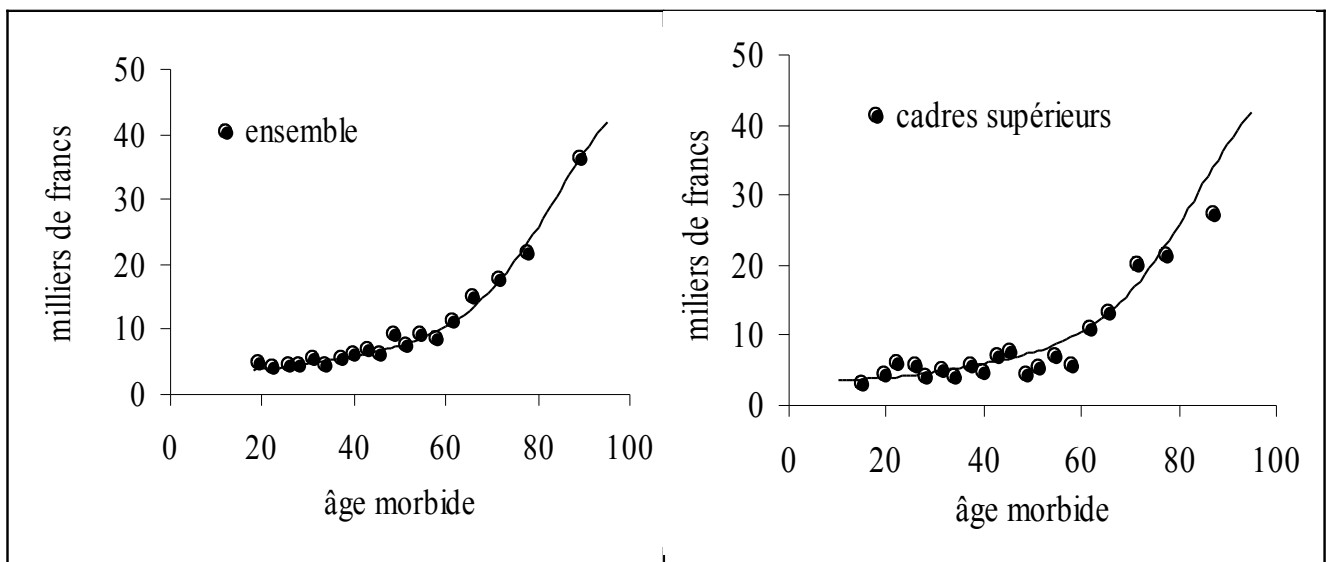
On pourrait interpréter ces résultats en disant que le vieillissement relatif explique les trois quart de la mortalité différentielle, le dernier quart correspondant seul à une mortalité différentielle à même âge morbide.

Réserve : La qualité de ce résultat est dépendante de la qualité des données de morbidité. On sait que, négligence ou oublis, les informations recueillies auprès des ménages sont sous estimées, et il est vraisemblable que ce biais ne soit pas uniforme, les OS répondant plutôt moins bien que les couches moyennes : on peut donc penser que les écarts de vieillissement relatif sont légèrement sous estimés et que la part de la mortalité différentielle expliquée par le vieillissement relatif soit légèrement sous estimée.

La consommation médicale

La consommation médicale totale croît avec l'âge morbide, d'abord lentement, puis plus rapidement. Une courbe algébrique de degré 6 « explique » 8,7 % de la variance totale⁵. La dépense médicale totale est très dispersée au niveau individuel, mais si on regroupe les personnes de même niveau d'âge morbide en 100 classes de même effectif, la même courbe « explique » 93 % de la variance, en 20 classes, on en « explique » 99 %.

Graphique 8 : Dépense médicale totale, ajustement sur l'ensemble de la population et observations regroupées en 20 classes d'âge morbide croissant

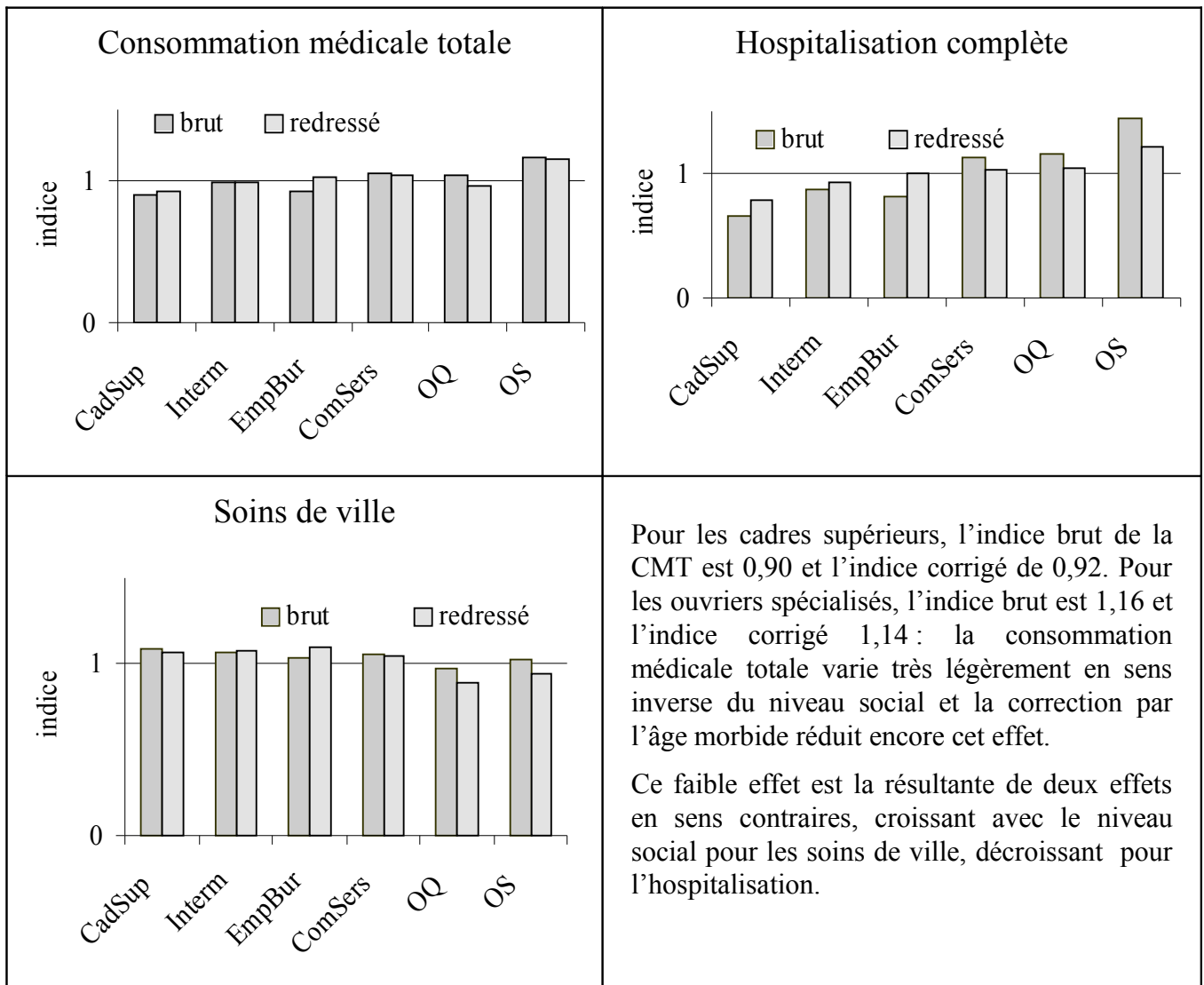


Pour comparer la consommation médicale des différents groupes sociaux, il est nécessaire de tenir compte de leur état de santé ; pour les cadres supérieurs par exemple, les points, regroupés en 20

⁵ une même représentation en fonction de l'âge « explique 3,6 % de la variance totale

classes d'âge morbide croissant, se dispersent davantage autour de la droite d'ajustement (ils sont moins nombreux) et, étant dans l'ensemble assez proches de la courbe, il est difficile de porter un jugement quant au niveau relatif de leur consommation : on obtient un indice de consommation à âge morbide égal (morbi-standardisé) par la moyenne des rapports des consommations observées de chaque personne à la consommation qu'elle aurait eu si elle s'était sur la courbe (moyenne de la consommation de sa classe d'âge morbide).

Graphique 9 : La consommation médicale totale par catégorie socio-économique, brute et morbi-standardisée



Plus généralement, ces agrégats, CMT, hospitalisation, soins de ville, sont eux mêmes des sommes correspondant à une palette très diversifiée de soins de natures différentes hôpitaux publics et privés, services de court, moyen et long séjour, en ville, soins de médecins, généralistes ou spécialistes, de dentistes, d'auxiliaires, pharmacie, biologie,... Plus on détaille, plus les gradients sociaux de consommation sont différents ; ainsi par exemple, la dépense de soins de spécialistes des cadres supérieurs est de 95 % supérieure à celle des ouvriers spécialisés, alors que leur consommations de soins de généralistes est de 21 % inférieure. Les dépenses globales de soins médicaux de même niveau recouvrent des structures de soins très différentes et coexistent avec de forts gradients de morbidité et de mortalité :

-
quels seraient les écarts de morbidité et de mortalité en dehors de cette faible variation de la dépense médicale totale ?

-
peut-on espérer que les soins médicaux puissent compenser l'effet des conditions de vie, et si non quels moyens employer pour diminuer ces gradients de mortalité et de morbidité ?

-
cette dépense finance des structures de soins différentes, peut-on comparer l'efficacité des « paniers de soins » respectifs des groupes sociaux ?

Bibliographie

- [1] MESRINE A., L'inégalité sociale devant la mort, *La société française, données sociales 1999*, INSEE, 1999, pp. 228-235.
- [2] DESPLANQUES G., MIZRAHI An., MIZRAHI Ar., *Mortalité et morbidité par catégories sociales*. Solidarité santé, SESI, N° 4 1996, pp. 75-85.
- [3] MIZRAHI An, MIZRAHI Ar., Vieillesse relative par groupes socio-économiques : personnes âgées et autres adultes - Enquête sur la santé et les soins médicaux 1991 - 1992. C.R.E.D.E.S., 1995/05, 14 pages *et* Etat de santé, vieillissement relatif et variables socio-démographiques : Enquête sur la Santé et la Protection Sociale 1988-1991. C.R.E.D.E.S., 1994/01, 93 pages.
- [4] GUEGEN R., LOCUTY J., DESCHAMPS J. P., Etablissement d'un indicateur de vieillissement, in 3rd Int. Conf. On System Science in Health Care, Eds Springer Verlag, Berlin 1984.
- [5] COM-RUELLE L., DUMESNIL S., Concentration des dépenses et grands consommateurs de soins médicaux, France 1995, CREDES juin 1999, .
- [6] ALIGON A., COM-RUELLE L., DOURGNON P., DUMESNIL S., GRIGNON M., RETAILLEAU A., La consommation médicale en 1997 selon les caractéristiques individuelles, CREDES mai 2001, N° 1345.
- [7] MIZRAHI An., MIZRAHI Ar., Longévité différentielle et consommation médicale, Epistula ALASS, N° 42, juillet 2001.

* * *