

Espérance de vie et consommation médicale viage du moment¹

Andrée Mizrahi² et Arié Mizrahi³

Présentation du problème, définitions

L'inégalité sociale devant la mort, qui avait été mise en évidence par G. CALOT et M. FEBVAY en 1965 [1], s'est perpétuée au cours de la fin du 20^{ème} siècle, confirmée pour les années 80 par les travaux de G. DESPLANQUES [3] et pour la période 1982-96 par ceux de A. MESRINE [7]. Cette inégalité sociale d'état de santé se manifeste aussi devant la maladie, et peut être observée dans les enquêtes nationales auprès des ménages (enquête décennale sur la santé et les soins médicaux, [2] et enquêtes sur la santé et la protection sociale [4], [5], [8]) ainsi que dans différents travaux d'épidémiologie [9] aussi bien que dans les bilans médicaux effectués dans les centres d'examen de santé de la Sécurité sociale. Or la consommation médicale est bien liée à la morbidité mais aussi aux facteurs sociaux. On peut donc chercher à évaluer l'impact de cette plus grande longévité des groupes sociaux les plus favorisés sur la consommation médicale.

En première intention, on pourrait penser à estimer la consommation médicale au cours de la vie moyenne d'un individu de chacune des catégories sociales : on aurait alors ce qu'on pourrait appeler « consommation médicale viage⁴ par personne ». Une telle approche, si elle est d'aspect simple, présente un double inconvénient :

- l'espérance de vie étant de plusieurs dizaines d'années, un tel calcul revient à agréger des consommations médicales de périodes très éloignées, dont le champ, le prix, la nature et l'efficacité ont beaucoup évolué ; quel sens pourra-t-on donner à ces montants agrégés ? notons d'ailleurs que la catégorie professionnelle évolue elle-même avec le temps, l'appartenance à une catégorie n'ayant pas un sens ou un contour stable à 70 ans d'intervalle,
- si on pouvait donner un sens à un tel calcul, encore faudrait-il, pour le mener à bien, conduire une observation homogène sur toute la période.

Aussi bien du point de vue de sa signification que des conditions de sa réalisation, un tel concept de « consommation médicale viage » n'est pas opérationnel. Par référence à l'« espérance de vie » que chacun connaît, et qui est en réalité l'« espérance de vie du moment », nous introduirons la notion de « consommation médicale viage du moment ». Dans les deux cas, on part d'un ensemble virtuel de naissances (par exemple 100 000) auquel on affecte la mortalité observée (du moment, par exemple de l'année 1995) de la première année ; aux survivants, on affecte la mortalité observée (du moment) de la deuxième année, et

¹ *Epistula ALASS* », n°42, pp. 14-17, juillet 2001

² *Directeur de recherche ARgSES*

³ *Directeur de recherche CNRS, ARgSES*

⁴ *viage = le temps de la vie*

ainsi de suite jusqu'à extinction complète de la cohorte ainsi obtenue ; l'espérance de vie de cette cohorte virtuelle est une représentation de la mortalité du moment choisi (par exemple de l'année 1995) pour toutes les classes d'âge, il ne représente l'espérance de vie d'aucune classe d'âge. On peut affecter à chacune des personnes de cette cohorte la consommation médicale moyenne observée en 1995 pour les personnes de son âge. La somme de toutes ces consommations sera définie comme la « consommation médicale viage du moment » des 100 000 personnes ayant engendré la cohorte : en divisant le résultat obtenu par 100 000, on obtient la « consommation médicale viage du moment ».

On cherche à comparer la « consommation médicale viage du moment » de catégories sociales dont les taux de mortalité, le vieillissement et l'espérance de vie sont sensiblement différents⁵.

Les données de mortalité

Les dernière données disponibles en matière de mortalité différentielle donnent en particulier l'espérance de vie à 35 ans et l'indice standardisé de mortalité (SMR) de 35 à 65 ans des hommes par catégorie socioprofessionnelle [7] sur la période 1982-96.

Tableau 1 : Mortalité des hommes suivant la catégorie socioprofessionnelle, 1982-96

Catégorie socioprofessionnelle	Espérance de vie à 35 ans	Indice de mortalité (de 30 à 75 ans)
Cadres et professions libérales	44,5	0,60
Agriculteurs exploitants	43,0	0,72
Professions intermédiaires	42,0	0,77
Indépendants	41,5	0,84
Employés	40,0	1,03
Ouvriers qualifiés	38,5	1,12
Ouvriers non qualifiés	37,0	1,30
Ensemble	40,0	1,00

Le tableau joint présente ces données par grandes catégories, seuls les ouvriers ont été ventilés selon la qualification. Les écarts sont impressionnants, puisque l'écart d'espérance de vie à 35 ans entre les deux extrêmes atteint 7,5 ans ; cet écart est encore plus important si on ventile les catégories socioprofessionnelles, il atteint 9 ans dans la nomenclature à 2 chiffres, puisque l'espérance de vie des « *cadres de la fonction publique, professions intellectuelles et artistiques* » est de 46 ans.

Source : [7], page 229

Pour l'ensemble de la population l'espérance de vie est de 40 ans, la probabilité de décéder entre 35 et 65 ans est de 0,22.

De telles disparités entraînent aussi des écarts dans la durée des périodes de consommation médicale, et en particulier au cours des dernières années de la vie, celles entraînant le plus de consommation médicale. Ces calculs sont faits sur un échantillon de 190 000 personnes extrait du recensement de 1982 et porte sur la période 1982-96. Notons que la catégorie socioprofessionnelle est celle du recensement et peut avoir changé au cours de cette période.

⁵ notons que cette notion peut être étendue à d'autres variables que la consommation médicale

On limitera ces calculs aux seuls hommes, les écarts de mortalité des femmes étant relativement moins importants (4 ans entre les « ouvrières non qualifiées » et les « cadres et professions libérales » et cinq ans et demi dans la nomenclature à 2 chiffres).

Les données de consommation médicale

On utilisera les données issues de l'appariement entre les fichiers de l'échantillon permanent d'assurés sociaux (EPAS) du département statistique de la CNAMTS pour 1995 et ceux de l'enquête auprès des ménages sur la santé et la protection sociale (ESPS) du CREDES pour les 4 années 1992 à 1995. L'échantillon est divisé en quatre et l'information sur la catégorie socioprofessionnelle a été donnée pour chacun des quarts à une année différente de 1992 à 1995, elle peut donc avoir été modifiée. Les consommations sont connues à partir des remboursements de Sécurité sociale et sont donc en partie sous estimées : consommations médicales non remboursées, dépassements non connus, paiements forfaitaires aux établissements et non affectés à des personnes précisées.

Tableau 2 : Consommation médicale totale par personne et par an, 1995, hommes, plus de 35 ans

Catégorie socioprofessionnelle	Effectif	Dépense médicale totale			Dépense de ville			Hospitalisation		
		Dépense observée	Indice brut	Indice redressé	Dépense observée	Indice brut	Indice redressé	Dépense observée	Indice brut	Indice redressé
Cadres et professions libérales	677	8807	1,133	0,869	5758	1,413	1,051	2349	0,864	0,602
Professions intermédiaires	1129	9262	1,192	1,031	5177	1,270	1,059	3241	1,192	0,954
Employés	352	8639	1,112	0,996	4887	1,199	1,03	3555	1,308	1,094
Ouvriers qualifiés	1686	9243	1,189	1,051	4728	1,160	0,988	3692	1,358	1,118
Ouvriers non qualifiés	442	10204	1,313	1,185	4805	1,179	1,038	5111	1,880	1,571
Indépendants	424	6804	0,875	0,649	4540	1,114	0,796	1979	0,728	0,488
Autres	40	5106	0,657	1,014	2237	0,549	0,976	1239	0,456	1,014
Ensemble	4750	7772	1	1	4076	1	1	2718	1	1

Source : Appariement ESPS-EPAS, fichiers CREDES

pcs	Effectif	Observé	Indice	Indice redressé	Observé	Indice	Indice redressé	Observé	Indice	Indice redressé
cspl	677	8807	1,13	0,87	5758	1,41	1,051	2349	0,86	0,60
pi	1129	9262	1,19	1,03	5177	1,27	1,059	3241	1,19	0,95
empl	352	8639	1,11	1,00	4887	1,20	1,03	3555	1,31	1,09
oq	1686	9243	1,19	1,05	4728	1,16	0,988	3692	1,36	1,12
osm	442	10204	1,31	1,19	4805	1,18	1,038	5111	1,88	1,57

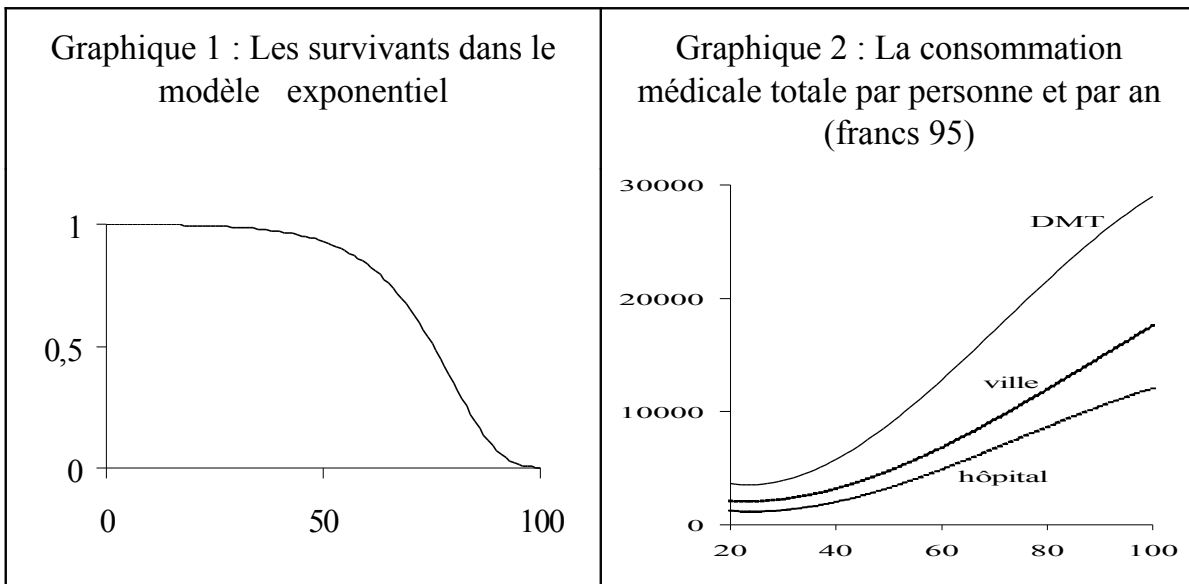
indep	424	6804	0,88	0,65	4540	1,11	0,796	1979	0,73	0,49
autres	40	5106	0,66	1,01	2237	0,55	0,976	1239	0,46	1,01
ensemble	4750	7772	1	1	4076	1	1	2718	1	1

Les « autres » sont pour la plupart des enfants, leur consommation est relativement faible (indice brut entre 0,4 et 0,7) mais proche de la moyenne lorsqu'on redresse selon l'âge ; en sens inverse, pour toutes les catégories professionnelles, l'indice brut est supérieur à l'indice redressé. En ce qui concerne la consommation médicale totale, les indices redressés sont proches de la moyenne, seuls se distinguent les « *indépendants* » avec des indices bas aussi bien pour l'hospitalisation que pour la médecine de ville, les « *cadres et professions libérales* » avec un indice de dépense médicale totale relativement bas du fait d'une faible hospitalisation, et les « *ouvriers non qualifiés* » avec un indice de dépense médicale totale relativement élevé du fait d'une forte hospitalisation.

La consommation médicale viage du moment

Pour calculer la consommation médicale viage du moment, on a besoin d'un ensemble de survivants aux différents âges et de leur consommation médicale, année par année.

Nous sommes donc partis de deux modèles simples (et même simplistes), sur les taux de mortalité et sur la consommation médicale selon l'âge.



Pour la mortalité, nous avons retenu pour la population totale un modèle exponentiel⁶, privilégiant une probabilité de décès entre 35 et 65 ans de 0,22, période de l'observation ; pour les survivants, on obtient le profil du graphique 1. En observation, la courbe de mortalité s'infléchit pour les personnes âgées, et l'espérance de vie théorique que nous obtenons est de

⁶ $taux\ de\ mortalité = Exp(a * âge + b)$

39 au lieu de 40 ans (soit une erreur de 2,5 %). On passe de la mortalité de la population générale à aux mortalités des différentes catégories socioprofessionnelles en utilisant les taux standardisés de mortalité.

La consommation médicale est très aléatoire et les écarts d'une année l'autre sont trop importants pour que nous puissions retenir l'observation brute ; plutôt que de lisser, nous avons retenu pour l'ensemble de la population, un modèle algébrique de degré 5⁷ ; certes, une telle courbe n'explique que 3,5 % des fluctuations⁸, mais l'objet ici est d'affecter une valeur centrale à la consommation médicale de chaque année d'âge. On obtient le profil de consommation du graphique 2,

- la consommation des nourrissons semble un peu faible, du fait qu'en moyenne, nous n'observons la consommation des enfants de moins d'un an que sur la moitié de l'année, cette lacune n'est pas trop gênante car nous ne nous intéressons à la courbe qu'à partir de 35 ans,
- la courbe s'infléchit à partir de 75 ans pour commencer à décroître après 87 ans ; il se peut que la consommation des personnes très âgées diminue, mais on peut aussi craindre qu'une partie au moins de cette sous consommation apparente résulte d'un double biais d'observation, car les personnes âgées malades répondent moins aux enquêtes que le reste de la population, et par ailleurs certaines personnes âgées bénéficient de soins délivrés par des institutions financées forfaitairement.

Tableau 3 : Consommation médicale viage du moment, 1995, hommes

Catégorie socioprofessionnelle	Effectif	Dépense médicale totale		Dépense de ville		Hospitalisation	
		Dépense observée	Indice brut	Dépense observée	Indice brut	Dépense observée	Indice brut
Cadres et professions libérales	781	552421	1,084	367479	1,277	150156	0,790
Professions intermédiaires	1425	591395	1,160	338130	1,175	209624	1,103
Employés	523	500627	0,982	292752	1,017	204296	1,075
Ouvriers qualifiés	2300	507415	0,995	271028	0,942	198707	1,046
Ouvriers non qualifiés	685	531306	1,042	266765	0,927	255065	1,343
Indépendants	455	358327	0,703	245745	0,854	102297	0,538
Ensemble	9168	509714	1	287745	1	189979	1

La consommation médicale totale viage du moment est relativement élevée pour les « *professions intermédiaires* », du fait de une espérance de vie nettement supérieure à la moyenne et d'une consommation médicale totale légèrement supérieure à la moyenne ; ils se situent au dessus de la moyenne aussi bien pour la consommation viage de ville que pour l'hospitalisation.

Les « *employés* » et les « *ouvriers qualifiés* » sont proches de la moyenne, aussi bien pour la dépense totale que pour la dépense de ville et l'hospitalisation. La position moyenne des « *cadres et professions libérales* » résulte d'une dépense de ville élevée et d'une

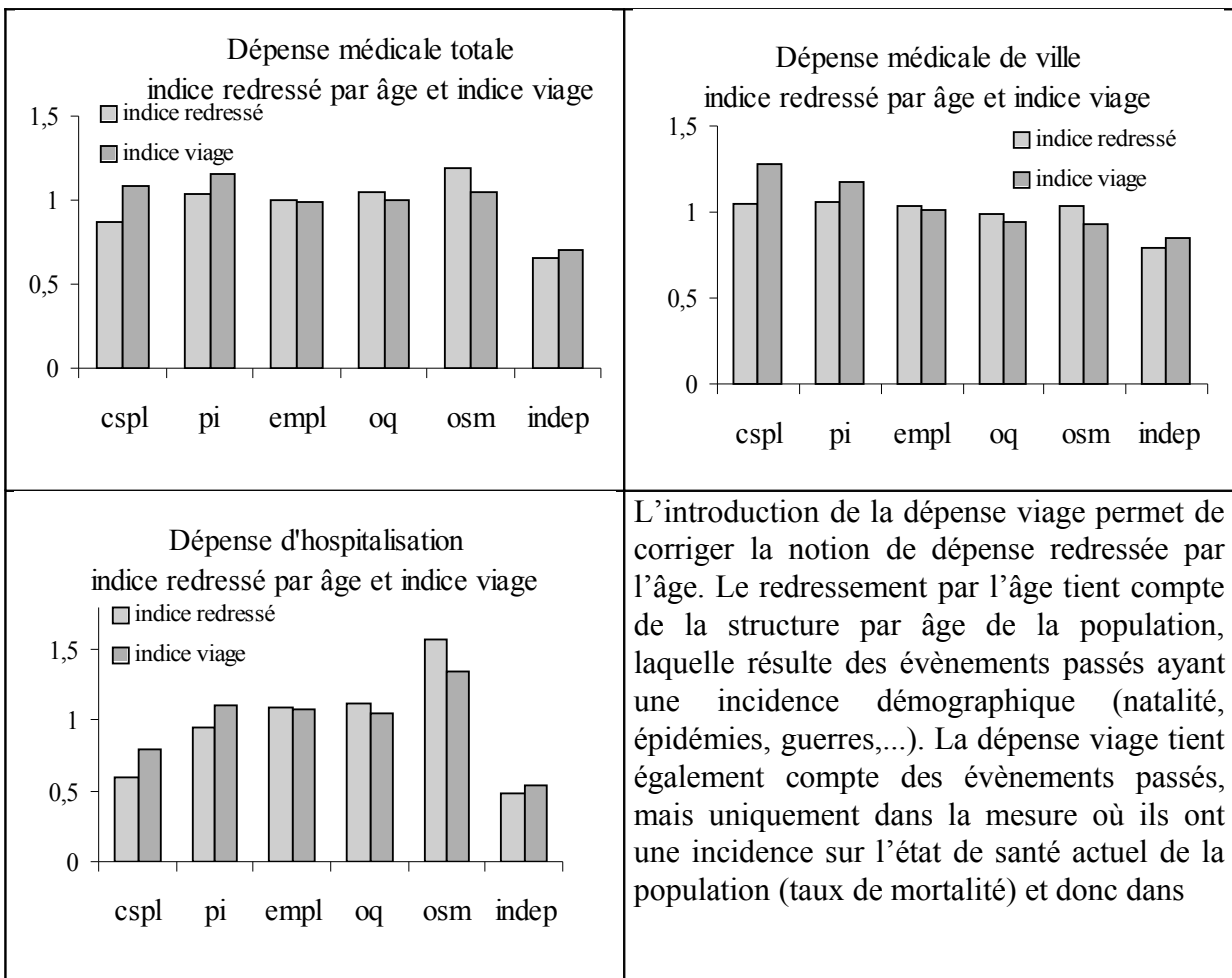
⁷ $CMT = a + b * \text{âge} + c * \text{âge}^2 + d * \text{âge}^3 + e * \text{âge}^4 + f * \text{âge}^5$

⁸ 12,3 % pour les dépenses de ville, 1,6 % pour l'hospitalisation

hospitalisation faible, au contraire des « *ouvriers non qualifiés* » dont la dépense de ville est faible et l'hospitalisation élevée.

* * *

Au total, l'indice de dépense voyage, rapport de la dépense voyage d'un groupe à celui de la population totale, modifie l'ordre des niveaux de consommation des groupes sociaux. C'est ainsi que l'indice voyage de la consommation médicale totale des « *cadres et professions libérales* » est de 1,08 alors que leur indice redressé par âge n'est que de 0,87, les paramètres correspondants sont respectivement de 1,27 et 1,05 pour les dépenses de ville et de 0,60 et 0,79 pour l'hospitalisation : du fait de leur plus grande longévité, leurs indices de dépense voyage sont supérieurs à leurs indices redressés par âge. En sens inverse, pour les « *ouvriers non qualifiés* », les indices de dépense voyage sont inférieurs à leurs indices redressés par âge ; on a ainsi respectivement 1,19 et 1,04 pour la dépense médicale totale, 1,04 et 0,93 pour la dépense de ville, 1,57 et 1,34 pour l'hospitalisation.



L'introduction de la dépense voyage permet de corriger la notion de dépense redressée par l'âge. Le redressement par l'âge tient compte de la structure par âge de la population, laquelle résulte des événements passés ayant une incidence démographique (natalité, épidémies, guerres,...). La dépense voyage tient également compte des événements passés, mais uniquement dans la mesure où ils ont une incidence sur l'état de santé actuel de la population (taux de mortalité) et donc dans

une certaine mesure est plus proche de l'idée qu'on peut se faire des évolutions futures. Dans un régime démographique stable, ces deux notions, dépense redressée et dépense voyage, se confondent.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] CALOT G., FEBVAY M., La mortalité différentielle suivant le milieu social, période 1955-1960, *Études et conjonctures*, N° 11, INSEE, novembre 1965
- [2] MAGDELAINE M., MIZRAHI An, MIZRAHI Ar, RÖSCH G., Un indicateur de morbidité appliqué aux données d'une enquête sur la consommation médicale. "*Consommation.*", 1967, n° 2, pp. 1-39.
- [3] DESPLANQUES G., L'inégalité devant la mort, *La société française, données sociales* 1993, INSEE, 1993, pp. 251-258.
- [4] MIZRAHI An, MIZRAHI Ar., 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.
- [5] COM-RUELLE L., DUMESNIL S., Concentration des dépenses et grands consommateurs de soins médicaux, France 1995, CREDES juin 1999, .
- [6] DESPLANQUES G., MIZRAHI An., MIZRAHI Ar., *Mortality and morbidity by social category*. Communication présentée à l'European Population Conference. In « Evolution or revolution in European population ». Franco Angeli : Milano. 1995/09/04-08. pp. 47-65.
- [7] MESRINE A., L'inégalité sociale devant la mort, *La société française, données sociales* 1999, INSEE, 1999, pp. 228-235.
- [8] BOCOGNANO A., DUMESNIL S., FREROT L., GRANDFILS N., LE FUR Ph., SERMET C., Santé, soins et Protection Sociale en 1998, CREDES 1999/12, 168 pages.
- [9] LECLERC A., CHASTANG J.F., « *Quantifier les inégalités* », Les inégalités de santé, La découverte/INSERM, 2000, pp.109-121.