

Andrée Mizrahi¹, Arié Mizrahi²Pour un indicateur médical de morbidité³

août 2008

RÉSUMÉ

Après avoir décrit les avantages et les inconvénients de l'indicateur synthétique de morbidité du CREDES, on présente un indicateur à caractère médical (dit composé) ayant les mêmes potentialités tout en dépassant ses limites.

On part de l'hypothèse que les maladies sont de gravités inégales, et qu'elles peuvent être ventilées dans des classes de gravité croissante en termes de risque vital et d'invalidité. Au niveau des personnes, deux composantes de l'indicateur sont exprimées en termes de risque vital et d'invalidité, fonctions croissantes des nombres de maladies de chaque niveau de gravité. Pour déterminer ces fonctions, on modélise la forte relation linéaire du risque vital et de l'invalidité avec l'âge. A partir de ces deux paramètres, on estime un **âge morbide** (âge civil corrigé par la morbidité) ; on peut alors calculer un vieillissement relatif (écart entre l'âge et l'âge morbide).

Ce modèle est testé sur les données cumulées de quatre vagues de l'enquête sur la santé et la protection sociale de l'IRDES : on obtient deux composantes proches de ceux de l'indicateur synthétique de morbidité du CREDES. A âge égal, l'âge morbide est plus dégradé lorsque le revenu est moins élevé ou lorsque la taille du ménage est plus grande. De même a-t-on un fort gradient avec la profession et avec l'activité : les chômeurs et les retraités sont en moins bonne santé que les actifs de même âge pour toutes les catégories professionnelles. Enfin, si l'estimation auto-évaluée de la santé est cohérente globalement avec l'âge morbide, un biais apparaît, les personnes de plus de 30 ans notant leur état de santé à un niveau d'autant moins grave qu'elles ont moins longtemps étudié.

* * * * *

PRÉSENTATION

Prendre en compte l'état de santé est progressivement apparu nécessaire dans la plupart des travaux de socio-économie médicale, et de nombreux indicateurs sont proposés, estimation auto-évaluée, nombre de maladies chroniques, invalidités ou handicaps,...

L'un des premiers indicateurs en France a été mis au point au CREDOC⁴ dans les années 60, il comporte deux dimensions, le risque vital et l'invalidité [1]. L'intérêt de cet indicateur est qu'il intègre la connaissance médicale du moment. Il est ainsi, au moins en principe, plus riche que la plupart des indicateurs de santé faisant appel aux seules connaissances des enquêtés. Il intègre une notion de pronostic, aussi bien en termes de risque vital que d'invalidité, ce que ne permettent pas les indicateurs non médicaux. 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, d'hypothéquer à plus long terme le pronostic vital, ou qui génèrent des incapacités plus ou moins importantes. 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 et mobilisant l'ensemble de ses connaissances médicales. On peut ainsi traiter des situations limites ou celles dont l'effet, grave, n'apparaîtra que dans un avenir très éloigné, en les plaçant à un niveau de

1 *Directeur de recherche honoraire à l'IRDES, ancien directeur adjoint du CREDOC*

2 *Directeur de recherche honoraire au CNRS, ancien directeur du CREDES*

3 *Nous remercions l'équipe de l'IRDES qui nous a confié les fichiers d'enquête, les codifications de l'indicateur de morbidité estimé par les médecins et de l'indicateur par maladie, Thérèse Lecomte qui a complété la codification de l'indicateur par maladie, Aurel Carbanar pour son aide informatique, Alexandre Mizrahi pour sa contribution à la cohérence des raisonnements et Guy Bouju pour sa relecture attentive du texte.*

4 *Créé avec l'aide de médecins de haut niveau, dont le docteur Georges Rösch et le professeur Henri Péquignot*

gravité extrêmement faible, voire nulle. L'optique, calquée sur la démarche médicale, a permis d'appliquer cet indicateur à des enquêtes sur les patients hospitalisés ou sur les personnes âgées en institution.

Cet indicateur a été estimé par des médecins pour chaque personne enquêtée dans les enquêtes sur la santé et la consommation médicale auxquelles l'équipe médicale du CREDOC, puis l'équipe du CREDES ont été associées :

- enquêtes décennales auprès des ménages sur la santé et les soins médicaux (ESSM) de 1970, 1980, 1991,
- enquête auprès des ménages sur la santé et la protection sociale ESPS, menée annuellement puis tous les deux ans par le CREDES depuis 1988,
- enquêtes nationales auprès des établissements hospitaliers sur les hospitalisés de 1981 et de 1991,
- enquête sur les personnes âgées résidant en institution.

Utilisant cet indicateur, nous en avons montré la pertinence et nous en avons exploré les limites. Du côté des résultats :

1. il 'explique' une part importante de la variance de la consommation médicale totale et de ses grandes composantes (hospitalisation, soins de ville, pharmacie) [],
2. introduit dans l'analyse de la consommation médicale, il permet, en étudiant la consommation médicale selon l'âge à morbidité constante, de séparer un effet de morbidité d'un effet de génération, et de montrer que l'augmentation de la consommation médicale avec l'âge est, pour l'essentiel, dû à l'accroissement de la morbidité [4] ; l'écart de consommation médicale à morbidité égale selon l'âge, qui était élevé dans les années 70, avec une sous-consommation médicale des personnes âgées, a diminué au cours du temps, pour avoir aujourd'hui quasiment disparu [3],
3. il permet de mesurer de l'écart de consommation médicale à morbidité égale selon les catégories socio-démographiques de population : la correction de la consommation médicale par la morbidité ne donne pas des résultats très différents de la standardisation par âge et sexe ; en effet l'écart moyen d'état de santé entre les catégories socio-démographiques (mesuré en termes de vieillissement relatif, il est de quelques années) est faible devant l'écart d'état de santé entre les classes d'âge (0 à plus de 90 ans) [],
4. il a permis d'évaluer, dès 1967, des indices de morbidité par catégorie sociale et de mettre en évidence des gradients d'états de santé ; on fait ainsi apparaître par exemple un meilleur état de santé lorsque la situation sociale est plus favorable, et inversement un état de santé dégradé chez les chômeurs, les OS et manœuvres, les personnes à très faible niveau d'instruction ou à faible niveau de protection maladie [4] ;
5. l'écart entre un indicateur médical de morbidité et un indicateur auto-évalué (l'état de santé ressenti) permet de rendre compte de la perception (connaissances, intérêt) différentielle des groupes sociaux des problèmes de santé.

Les limites sont de trois ordres :

- nous avons fait effectuer des contrôles de stabilité de l'estimation de l'indicateur sur de petits échantillons, à différents moments de la journée ou de la semaine, par un même médecin codeur ou par différents médecins de la même équipe : si les résultats montrent bien la permanence globale moyenne de la codification, dans une petite proportion de cas, elle varie légèrement (d'un échelon, rarement de deux) d'un médecin à l'autre et d'un moment à l'autre pour un même médecin ; ces écarts peuvent être dus, soit à des appréciations différentes du tableau clinique, soit à un moment d'inattention, de fatigue ou de négligence. Ces erreurs ne pourraient être

repérées et corrigées que par une reproduction complète de la codification ; étant donné son coût, cette opération ne peut être refaite dans son ensemble,

- pour chaque enquête, la codification est datée et située, elle dépend des connaissances médicales et des traitements disponibles au moment et au lieu où elle est faite ; à plusieurs années d'intervalle, elle ne peut pas être reproduite,
- la codification coûte cher et il est difficile d'en trouver le financement, elle est souvent remise en cause du fait de l'exiguïté des moyens de la recherche.

Une utilisation automatique des éléments (maladies, invalidités, facteurs de risque) contribuant à estimer le risque vital et l'invalidité pourrait-elle conduire à un indicateur ayant des propriétés analogues, mais ne présentant pas ces inconvénients ? Les éventuelles insuffisances d'une telle évaluation, ignorant la prise en compte par le médecin codeur des effets croisés de différentes maladies d'une même personne, ou la perte de certaines nuances, pourraient-elles être compensées par une plus grande rigueur dans l'appréciation, la publication et le contrôle des gravités données aux maladies rencontrées, la reproductibilité de l'estimation ? On pourrait également mesurer concrètement le progrès médical en appliquant aux maladies déclarées lors d'une enquête, des gravités (risques vitaux et invalidités) codées à 10, 20 ou 30 ans d'intervalle.

* * *

On propose ici un indicateur de morbidité ayant les potentialités de l'indicateur synthétique de morbidité de la DEM du CREDOC⁶, tout en dépassant ses limites. **Pour construire ce nouvel indicateur, que nous appellerons indicateur composé, nous retiendrons deux éléments importants de l'indicateur synthétique :**

- **la très forte relation de ses composantes, risque vital et invalidité, avec l'âge, (hypothèse 4) c'est l'élément central qui permet de valider cet indicateur composé,**
- **la forme linéaire des relations entre le risque vital et l'âge et entre l'invalidité et l'âge lorsqu'on affecte les classes de risque vital et d'invalidité d'une métrique simple de progression arithmétique unitaire (hypothèses 5, de métrique, et 6, de relation linéaire).**

LES HYPOTHÈSES ET LA FORMULATION D'UN INDICATEUR MÉDICAL DE MORBIDITÉ

La construction d'un indicateur médical de morbidité repose sur une série d'hypothèses, souvent implicites : on part d'assertions banales : à un moment donné, chaque personne présente un état de maladie, plus couramment appelé état de santé, correspondant au tableau clinique des maladies dont elle souffre ; la santé est définie ici de manière restrictive, la bonne santé étant l'absence de maladie diagnostiquée ; dans le cas des enquêtes auprès de la population générale, il s'agit des maladies connues des enquêtés et déclarées au cours de l'observation ; cet état de santé peut être décrit, à un moment donné, par la liste des pathologies, déficiences et infirmités.

Hypothèse 1 : on peut créer un indicateur médical de morbidité

Les états de santé de différentes personnes ou de la même personne à des moments différents, peuvent être comparés entre eux et hiérarchisés. L'état de santé peut être décrit par un indicateur de morbidité qui intègre les notions de gravité et d'association des maladies, il est entièrement défini pour chaque personne (p) par les maladies⁷, dont elle souffre, autrement dit, le niveau de l'indicateur de morbidité est fonction des maladies dont souffre (p) :

⁶ Actuellement IRDES

⁷ Les invalidités non rattachées à une maladie et certains facteurs de risque font partie de la liste des « maladies », ainsi les difficultés de déplacement, le tabagisme, l'obésité,...

$$(1) \text{ Indicateur de morbidité } (p) = \text{fonction [maladie}_1(p), \text{maladie}_2(p), \text{maladie}_3(p), \dots]$$

L'indicateur de morbidité est constitué, dans une ou plusieurs dimensions, de classes de gravité croissante.

Hypothèse 2 : les maladies sont de gravités inégales, on peut les ventiler dans des classes de gravité croissante

Chaque maladie peut être codée selon sa gravité exprimée en termes de risque vital et d'invalidité⁸. En présence de deux maladies, deux cas peuvent se produire, soit l'une présente un risque vital supérieur à l'autre, et on peut les classer, soit on ne peut rien affirmer, et on les place dans la même classe d'équivalence ; de même pour l'invalidité.

La codification de la gravité des maladies demande des connaissances médicales et épidémiologiques ; pour les cas limites l'avis de plusieurs médecins est nécessaire.

Pour estimer le risque vital et l'invalidité d'une maladie, on se situe dans le cas où une personne souffrirait de cette seule maladie.

Hypothèse 3 : l'indicateur composé est une fonction des gravités des maladies

Dans la relation (1), on remplace chaque maladie par sa gravité. Comme pour l'indicateur synthétique estimé par les médecins [1], cette gravité est exprimée en termes de risque vital et d'invalidité, nous la noterons rvm et inv_m , pour indiquer qu'il ne s'agit pas d'une synthèse au niveau individuel, mais d'une estimation de la gravité de chaque maladie. Quand une personne (p) souffre de plusieurs maladies (m_i), chacune est affectée d'un risque vital rvm et d'une invalidité inv_m . Soit rva le risque vital composé et $inva$ l'invalidité composée de la personne (p), on peut écrire :

$$(2) \quad \begin{aligned} rva(p) &= f(rvm(m_1), rvm(m_2), rvm(m_3), \dots) \\ inva(p) &= g(inv_m(m_1), inv_m(m_2), inv_m(m_3), \dots) \end{aligned}$$

Avec cette troisième hypothèse, les maladies sont remplacées par leurs risques vitaux composés rvm et leurs invalidités composées inv_m ; leur nature n'est pas retenue et leurs interactions n'interviennent pas dans la construction de l'indicateur composé.

Contrainte de cohérence

Les fonctions f et g doivent respecter une double contrainte de cohérence :

- C1. **le risque vital d'une personne rva doit être croissant avec les nombres de maladies de chaque niveau de gravité ; de même pour l'invalidité $inva$,**
- C2 **rva et $inva$ doivent être croissants avec les rangs des maladies : l'adjonction d'une maladie de rang i doit entraîner une augmentation supérieure à l'adjonction d'une maladie de rang inférieur à i .**

Si une personne est affectée de n_i maladies de gravités rvm_k et de m_j maladies de gravités inv_{m_q} , alors le risque vital rva et l'invalidité $inva$ de cette personne sont croissants respectivement avec n_i et m_q ; et le risque vital et l'invalidité sont aussi croissants avec le niveau de gravité de chacune des maladies.

Hypothèse 4 : les paramètres de f et g sont estimés par référence à l'âge

Faute d'information sur la morbidité, la mortalité a souvent servi de référence pour comparer l'état de santé des populations entre pays, périodes, groupes sociaux. L'information la plus générale sur la morbidité de la population est la variation de la mortalité, qui augmente, à partir de 3 ans environ, de manière exponentielle avec l'âge. Simultanément, les performances physiques diminuent avec l'avancée en âge chez les adultes jeunes et les invalidités s'installent et s'accroissent progressivement chez les adultes vieillissants.

Par ailleurs, dans l'indicateur synthétique, estimé par les médecins, le risque vital et l'invalidité augmentent avec l'âge et, avec une métrique simple, (progression arithmétique unitaire), cette relation est linéaire. Dans le modèle composé, les risques vitaux et les invalidités des maladies seront affectés de la même métrique (Cf. hypothèse 5) et, avec cette métrique, nous chercherons à rendre la relation avec l'âge la plus étroite possible.

MISE EN ŒUVRE CONCRETE

Hypothèse 5 : les échelles de rvm et invm

Par référence aux résultats sur l'indicateur synthétique de morbidité, chaque maladie est positionnée sur une échelle à 6 niveaux, 0 à 5 pour le risque vital (rvm) et sur une échelle à 7 niveaux, 0 à 6 pour l'invalidité⁹ (invm) ; les échelles sont strictement ordonnées, par ordre croissant de gravité. Pour chaque personne, nous avons une liste de maladies, chacune d'elles affectée d'un échelon rvm de risque vital et d'un échelon invm d'invalidité.

Exemple : Une personne ne souffrant que de myopie est affectée d'un rvm de 0 et d'une invm de 1

Quand une personne (p) souffre de plusieurs maladies, chacune est affectée d'un risque vital rvm situé à l'un des niveaux $r_0, r_1, r_2, r_3, r_4, r_5$ et d'une invalidité invm située à l'un des niveaux $i_0, i_1, i_2, i_3, i_4, i_5, i_6$.

Exemple : une personne souffrant de myopie, d'hypertension artérielle, d'arthrose et de varices est affectée de :
 1 maladie de risque vital 0 et d'invalidité 1 (myopie)
 1 maladie de risque vital 2 et d'invalidité 1 (hypertension artérielle sai.)
 1 maladie de risque vital 1 et d'invalidité 2 (varices sai.)
 1 maladie de risque vital 0 et d'invalidité 2 (arthrose, siège non précisé)
 Soit au total $n_1=1, n_2=1, m_1=1, m_2=3$, pas de rv ou d'inv supérieurs à 2.

Notons pour la personne (p), $n_j(p)$ et $m_k(p)$ les nombres de maladies de risque vital r_j et d'invalidité i_k dont elle souffre. On trouvera en annexe 2 les caractéristiques des distributions des nombres de maladies rencontrées, et les nombres moyens de maladies de chaque niveau de gravité en fonction de l'âge et inversement les âges moyens en fonction du nombre de maladies de chaque niveau de gravité.

Avec la troisième hypothèse, l'indicateur de morbidité d'une personne est défini par les nombres de maladies dans chacun des degrés de gravité des risques vitaux rvm et des invalidités invm des maladies ; rva est une fonction de n_1, n_2, n_3, n_4, n_5 et inva une fonction de $m_1, m_2, m_3, m_4, m_5, m_6$; soit, en les classant par ordre décroissant :

$$(3) \quad rva(p) = f(n_5(p), n_4(p), n_3(p), n_2(p), n_1(p))$$

⁹

C'est une hypothèse faible qui pourrait être modifiée en augmentant ou diminuant le nombre de classes.

LES RESULTATS

Ce modèle a été testé sur les données cumulées de quatre vagues de l'enquête sur la santé et la protection sociale de l'IRDES (Cf. annexe 1).

Les valeurs de ces deux paramètres¹¹, u et v, figurent pour les deux sexes dans le tableau 1.

Tableau 1 : Valeurs des paramètres u et v des ajustements avec l'âge et coefficients de corrélation (l'âge est exprimé en années)

	Hommes		Femmes	
	Valeur du paramètre (u)	Coefficient de corrélation avec l'âge	Valeur du paramètre (v)	Coefficient de corrélation avec l'âge
rva	0,58	0,57	0,53	0,59
inva	0,75	0,67	0,72	0,69

Données : ESPS, 1988-2002

Pour les deux sexes, l'invalidité augmente plus vite que le risque vital avec l'âge, exprimé en années, et sa relation avec l'âge est plus étroite (le coefficient de corrélation entre invalidité et âge est supérieur à celui entre risque vital et âge).

Relations entre l'âge, rva et inva

Dans le modèle synthétique, les relations entre rv, inv et âge sont fortes.

Tableau 2 : Les coefficients de corrélation entre le risque vital, l'invalidité et l'âge

Age et risque vital	0,58
Age et invalidité	0,67
Risque vital et invalidité	0,80
Age=f(rva, inva)	0,68

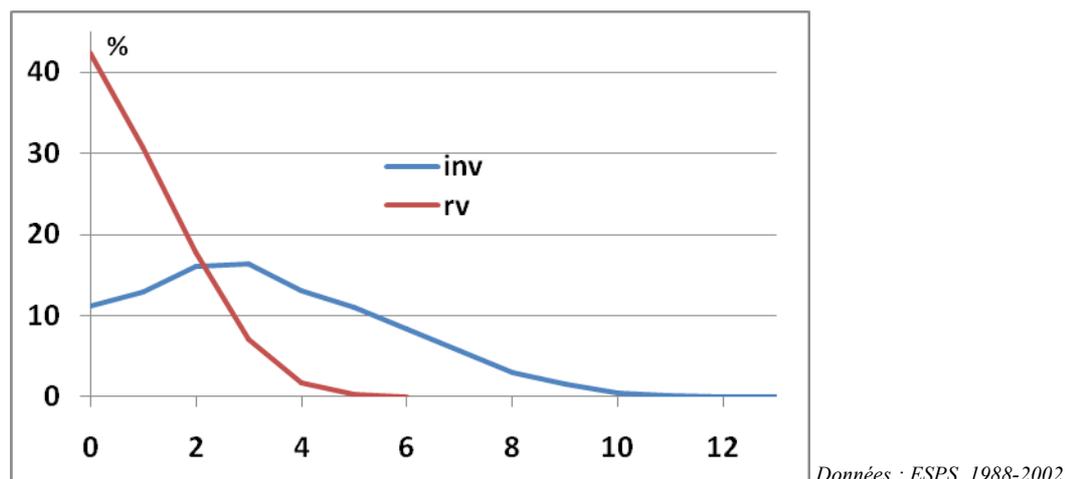
Données : ESPS, 1988-2002

rva et inva sont des variables discrètes et peuvent prendre un grand nombre de valeurs ; avec nos observations, ces valeurs sont comprises entre 0 et 6,41 (rva) ou 12,81 (inva). En arrondissant à l'entier le plus proche, les classes 5 et 6 de rva sont très rarement observées (resp. 2,6 p. 1000 et 0,4 p. 1000) et de même pour les classes 10 à 13 d'invalidité (ensemble, 7,5 p. 1000). Les profils des distributions sont décroissants et assez réguliers (Cf. graphique 1).

¹¹

L'âge est exprimé en années

Graphique 1 : Distributions de rva et de inva



En regroupant les éléments de l'indicateur composé (risque vital et invalidité) en classes de même taille que celles de l'indicateur synthétique, estimé par les médecins, les valeurs des variables sont très proches, (Cf. annexe 4), avec un taux de non-concordance de 6 % pour le risque vital et de 4 % pour l'invalidité. Ces non-concordances peuvent résulter d'erreurs de codification à différents niveaux (codification de l'indicateur estimé par les médecins, de l'indicateur par maladie, de la codification d'une maladie) ou d'oublis, ou peut-être d'inadéquation du modèle dans certains cas.

LA PRISE EN COMPTE DE L'ÂGE : L'ÂGE MORBIDE ET LE VIEILLISSEMENT RELATIF

Le risque vital et l'invalidité ne peuvent décrire intégralement l'état de santé de la population car ils sont fondés sur les maladies connues et déclarées ; or des personnes d'âges très différents, par exemple 20 ans et 60 ans, ne souffrant d'aucune maladie connue¹², ne déclarant aucun facteur de risque, aucune invalidité, ne sont pas dans un même état de santé. Pour mesurer l'état de santé, il nous faut introduire non seulement le sexe, mais aussi l'âge. En sens inverse, si les composantes de l'état de santé sont fortement liées à l'âge, de fortes différences se rencontrent entre personnes de même âge : certaines 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 comparables à ceux de personnes de 10, 20 ou 30 ans plus âgées qu'elles.

Nous introduisons alors la notion d'« *âge morbide* » et de « *vieillessement relatif* ». Nous partons de la notion de "vieillessement prématuré" pour les personnes dont le risque vital et/ou l'invalidité est (sont) supérieur (s) au risque vital moyen et/ou à l'invalidité moyenne des personnes du même âge ; inversement, la notion de « *vieillessement retardé* » s'applique aux personnes dont le risque vital et/ou l'invalidité est (sont) inférieur (s) au risque vital moyen et/ou à l'invalidité moyenne des personnes du même âge. Ainsi, l'âge morbide des personnes en relativement bonne santé est-il inférieur à leur âge (civil ou calendaire) et inversement, les personnes en relativement mauvaise santé auront-elles un âge morbide supérieur à leur âge. Nous mettons en œuvre ces notions par un modèle statistique simple en introduisant, pour chaque personne, 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). Si on reprend la relation :

$$\hat{age} = a * inv + b * rv + c$$

on peut écrire :

¹²

Ou souffrant de maladies mineures (troubles de la réfraction, caries dentaires,...)

$$\hat{\text{âge morbide}} = \hat{\text{âge}} + a * (\text{inv} - \text{inv moyenne}) + b * (\text{rv} - \text{rv moyen})$$

Dans cette relation, a et b sont des paramètres indiquant respectivement l'accroissement moyen de l'âge correspondant au passage d'un niveau d'invalidité et de risque au niveau supérieur. On peut décrire la notion d'âge morbide d'une personne en partant de son âge civil et en le modifiant doublement pour tenir compte des écarts entre son risque vital et le risque vital moyen des personnes de son âge et son invalidité et l'invalidité moyenne des personnes de son âge. L'âge morbide se mesure en années et en moyenne, pour chaque classe d'âge, l'âge morbide moyen est égal à l'âge civil.

Le vieillissement relatif d'une personne est la différence entre son âge morbide et son âge (âge calendaire).

$$\text{vr} = \hat{\text{âge morbide}} - \hat{\text{âge}} = a * (\text{inv} - \text{inv moyenne}) + b * (\text{rv} - \text{rv moyen})$$

Le vieillissement relatif se mesure en années et pour chaque classe d'âge, le vieillissement relatif moyen est nul.

Avec les données que nous avons utilisées, le vieillissement relatif varie de - 46 ans à + 67 ans, avec une moyenne de 0 (par construction), un écart-type de 10,2 ; sa médiane est à -2 et son mode à -3.

APPLICATIONS : LE GRADIENT DE MORBIDITÉ SELON LES VARIABLES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES

Parmi les applications de l'indicateur de morbidité (Cf. introduction) nous présenterons à titre d'exemple les variations de morbidité selon quelques variables socio-démographiques.

Le revenu et le nombre de personnes du ménage

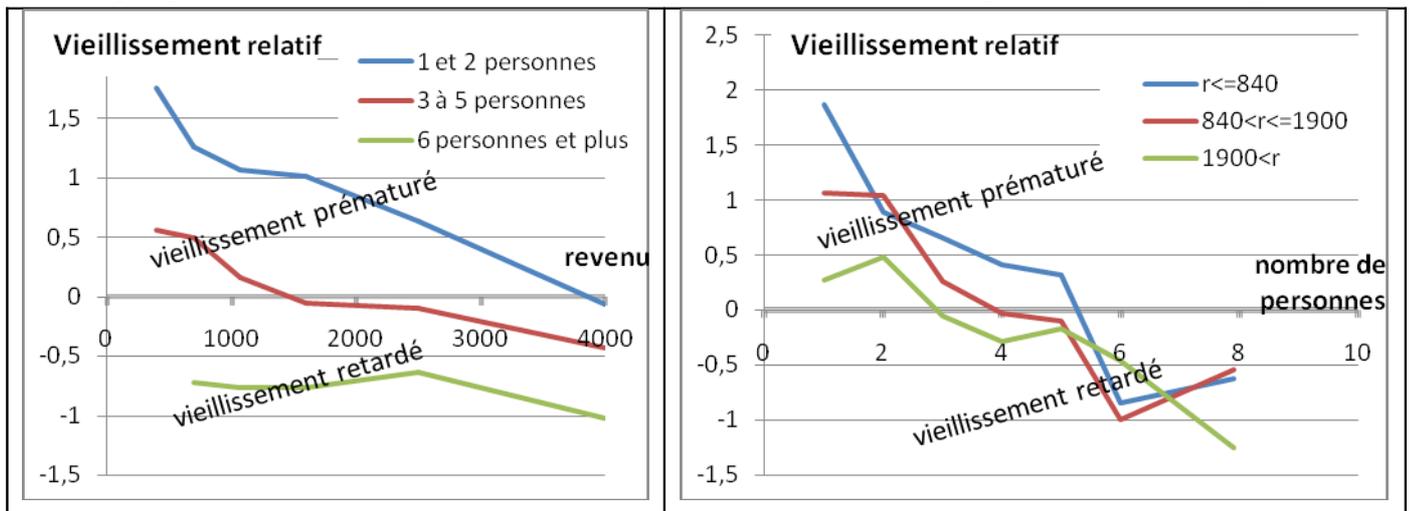
On associe généralement le revenu à la taille ou à la composition du ménage ; en effet, le même revenu entraîne des niveaux de vie très différents pour un ménage de 2 ou de 7 personnes. Avec un échantillon relativement important, nous pouvons croiser les ventilations (Cf. graphique 2).

Les ménages de 7 personnes ou plus ont été regroupés en une seule classe. Les revenus ont été ventilés en 6 classes d'effectifs proches, tenant compte de l'évolution des classes de relevé des revenus entre 1988 et 2002 et du passage du franc à l'euro. Le niveau de la morbidité est estimé en années de vieillissement relatif (VR) ; VR positif indique un vieillissement prématuré, c'est-à-dire une morbidité supérieure à la moyenne des personnes de sa classe d'âge, VR négatif indique une relativement bonne santé.

L'effet du revenu, très fort pour les petits ménages, de une ou deux personnes (il varie de vieillissement prématuré de 1,75 à vieillissement retardé de -0,05, soit un écart de 1,8 ans de vieillissement relatif, soit 22 mois) est un peu réduit pour les ménages de taille moyenne, 3 à 5 personnes (vieillissement prématuré de 0,56 à vieillissement retardé de -0,43, soit un écart de un an) et il s'atténue fortement pour les grandes familles, 6 personnes ou plus.

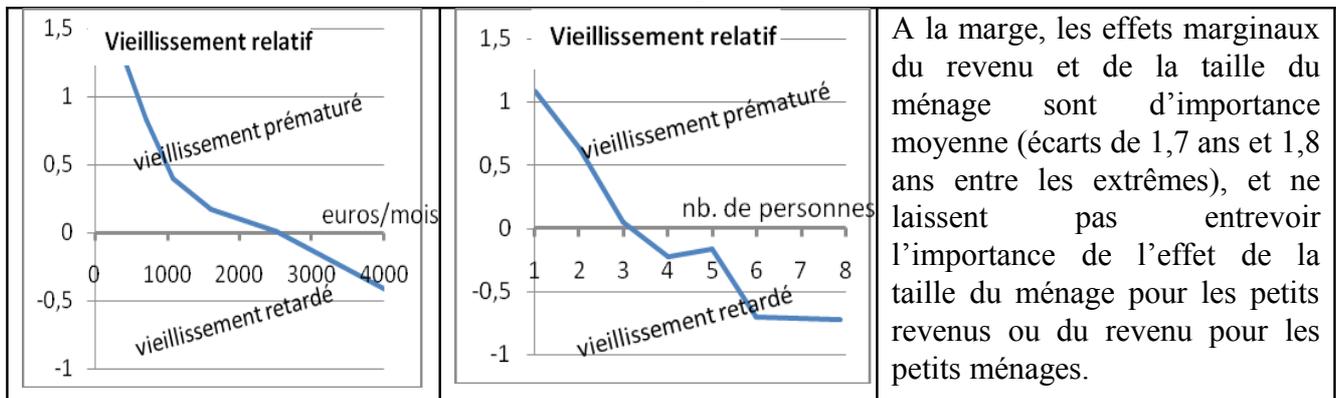
L'effet de la taille du ménage est également fort pour les petits revenus (écart de 2,5 ans), et d'importance moyenne pour les revenus moyens ou élevés (écarts de 1,6 et 1,5 ans).

Graphique 2 : Vieillesse relative selon le revenu et le nombre de personnes du ménage



Données : ESPS, 1988-2002

Graphique 3 : Vieillesse relative selon le revenu et selon le nombre de personnes du ménage

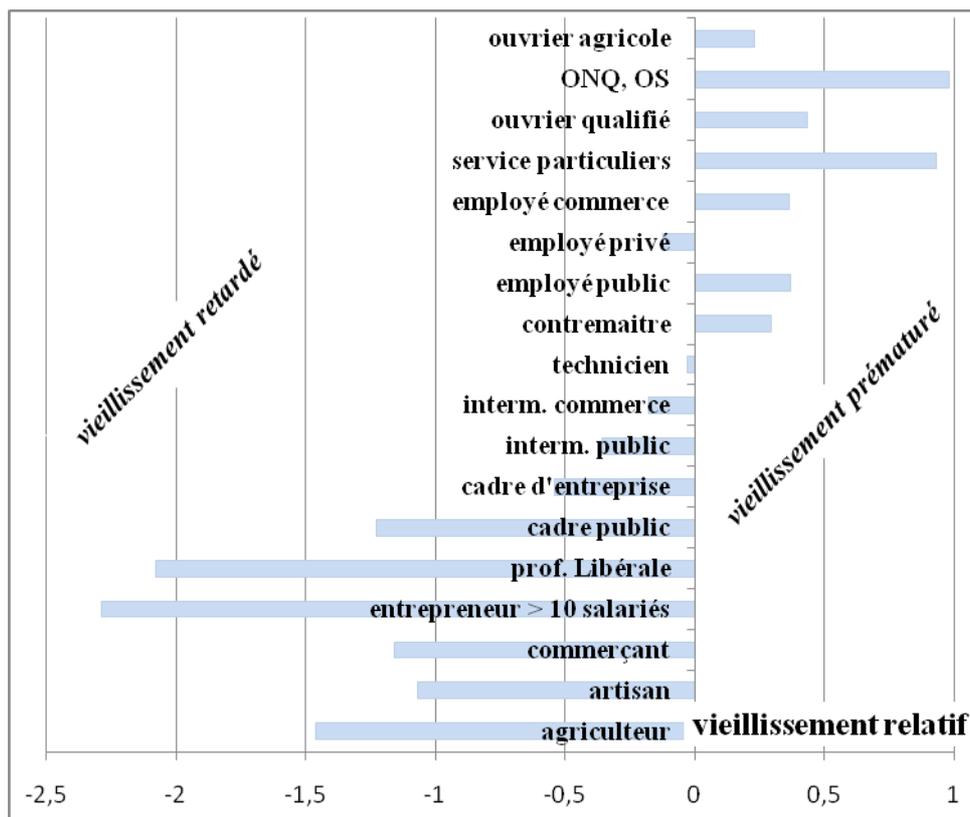


Données : ESPS, 1988-2002

La profession et l'activité

Dans la ventilation détaillée à deux chiffres de l'INSEE, les groupes dont la santé est la plus dégradée sont les ouvriers non qualifiés et les personnes fournissant des services aux particuliers (Cf. graphique 4) avec un vieillissement prématuré (VR) de 12 et 11 mois, puis viennent les ouvriers qualifiés, les employés du public, les employés de commerce, les contremaîtres et les ouvriers agricoles (VR de 3 à 5 mois) ; ce sont les groupes ayant un vieillissement prématuré par rapport aux personnes de leur classe d'âge.

Graphique 4 : Vieillesse relative selon la catégorie socio-professionnelle détaillée



Données : ESPS, 1988-2002

En sens inverse, les entrepreneurs avec plus de 10 salariés (27 mois) et les professions libérales (25 mois) présentent un vieillissement retardé (VR négatif) de plus de 2 ans, puis viennent les agriculteurs (18 mois), les cadres du secteur public (15 mois), les commerçants et les artisans (14 et 13 mois) ; les cadres d'entreprise occupent une position intermédiaire, avec un vieillissement retardé de 6 mois, puis les professions intermédiaires du public (4 mois) et du commerce (2 mois), enfin les employés du privé (1 mois) et les techniciens occupent une position centrale. L'écart entre les extrêmes est de plus de 3 ans (39 mois).

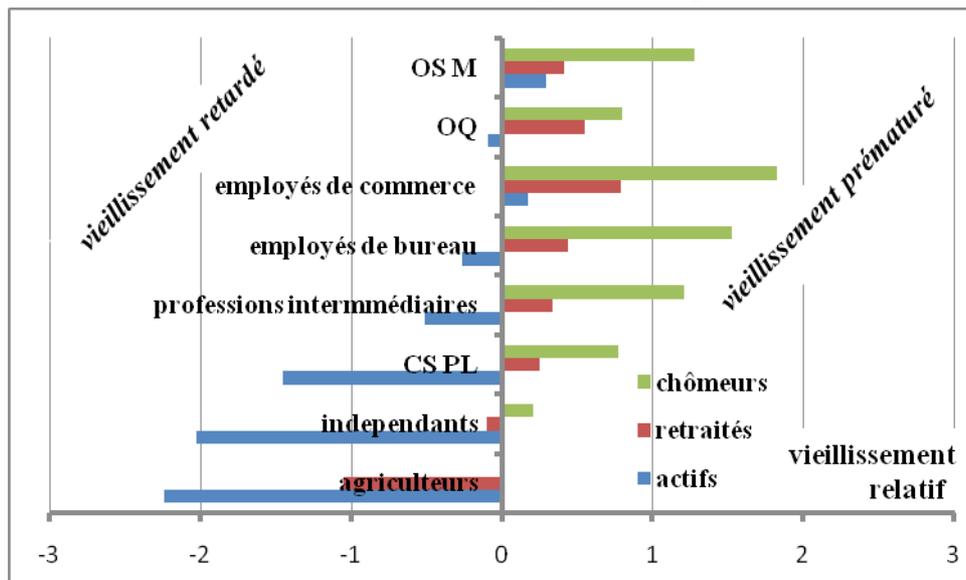
Lorsqu'on fait intervenir l'activité (Cf. graphique 5), les chômeurs¹³ et les retraités¹⁴ sont en moins bonne santé que les actifs et présentent un vieillissement prématuré dans toutes les catégories sociales, avec une situation plus défavorable pour les chômeurs ; parmi les indépendants, les chômeurs sont également en moins bonne santé que les actifs. Parmi les actifs, la santé la plus dégradée est celle des « employés de commerce » et des « ouvriers spécialisés et manœuvres » avec un vieillissement prématuré de 4 et 2 mois, les autres groupes présentent un vieillissement retardé, dont le plus important est de 27 mois pour les agriculteurs¹⁵.

¹³ Les chômeurs sont très peu nombreux dans la catégorie « agriculteurs » et ne sont pas représentés sur ce graphique.

¹⁴ La comparaison entre chômeurs et retraités se fait essentiellement dans la classe d'âge 55-64 ans dans laquelle on trouve 31 % des retraités et 11 % des chômeurs. Les retraités sont un mélange de personnes à la retraite du fait de leur âge, et dont la santé se situe à un niveau moyen (VR=0), et de faux chômeurs en situation de retraite ou de préretraite, dont la santé est en moyenne dégradée comme celle des chômeurs.

¹⁵ Notons que les agriculteurs sont le seul groupe pour lequel les actifs représentent moins de la moitié du groupe (46 %) ; il est possible que seuls ceux qui sont en très bonne santé aient résisté à l'attrait des conditions de départ à la retraite qui leur ont été proposées.

Graphique 5 : Vieillissement relatif selon la catégorie socio-professionnelle et l'occupation



Données : ESPS, 1988-2002

La situation relative des catégories sociales selon qu'elles sont actives ou inactives est différente ; dans le cas des actifs, on a un fort gradient, avec un écart entre les extrêmes de 2,5 ans, alors que pour les chômeurs, cet écart est de 1,2 ans, et si on se limite aux catégories salariées, ces écarts sont respectivement de 2,3 ans et 0,9 ans.

Avec ces résultats, l'hypothèse de linéarité (ou d'indépendance), généralement admise, ne peut être acceptée dans ce cas, entre profession et statut.

Le niveau d'études et l'estimation auto-évaluée de la santé

Une question posée à une partie des enquêtés (85278 observations) portait sur une estimation auto-évaluée de l'état de santé :

« Pouvez-vous noter, entre 0 et 10, votre état de santé (ou celui de la personne pour qui vous remplissez ce questionnaire) ? »

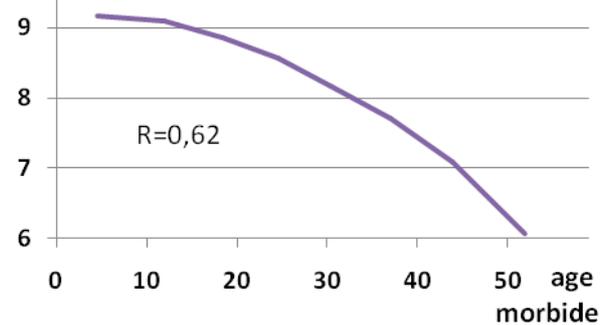
La relation entre cette note auto-évaluée et l'indicateur médical de morbidité est cohérente (Cf. graphique 6), puisque plus l'âge morbide est élevé, plus la note auto-évaluée est faible (les personnes se déclarent en mauvaise santé), et la liaison (coefficient de corrélation) est relativement élevée ($R=0,62$). Il en est de même des deux éléments servant à calculer l'âge morbide, le risque vital ($R=0,54$) et l'invalidité ($R=0,64$) : la note auto-évaluée diminue lorsque ces deux indicateurs augmentent.

Le coefficient de corrélation de la note auto-évaluée avec l'âge morbide se situe entre les coefficients de corrélation de la note auto-évaluée avec le risque vital et avec l'invalidité, puisque l'âge morbide est une fonction de ces deux paramètres. On notera cependant que la relation de la note auto-évaluée avec l'invalidité est meilleure qu'avec le risque vital ; les handicaps entraînés par les maladies sont sans doute mieux perçus par les enquêtés que le risque vital, plus abstrait et plus médical.

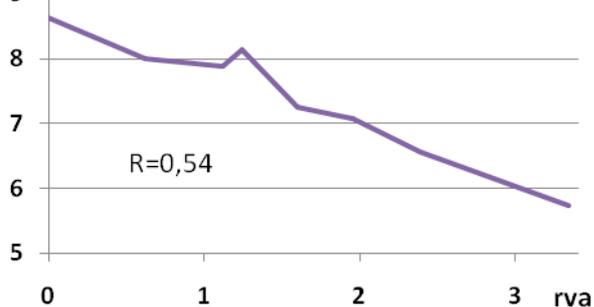
Graphique 6 : Relations entre l'estimation auto-évaluée de la santé et l'indicateur composé et ses éléments

Données : ESPS, 1988-2002

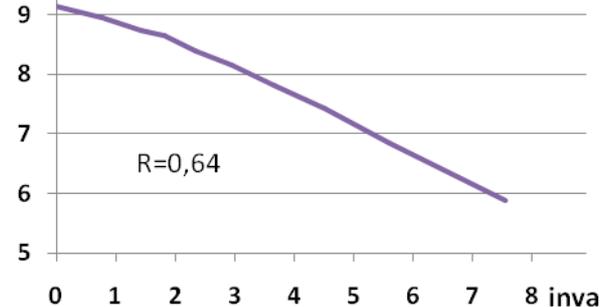
note moyenne



note moyenne

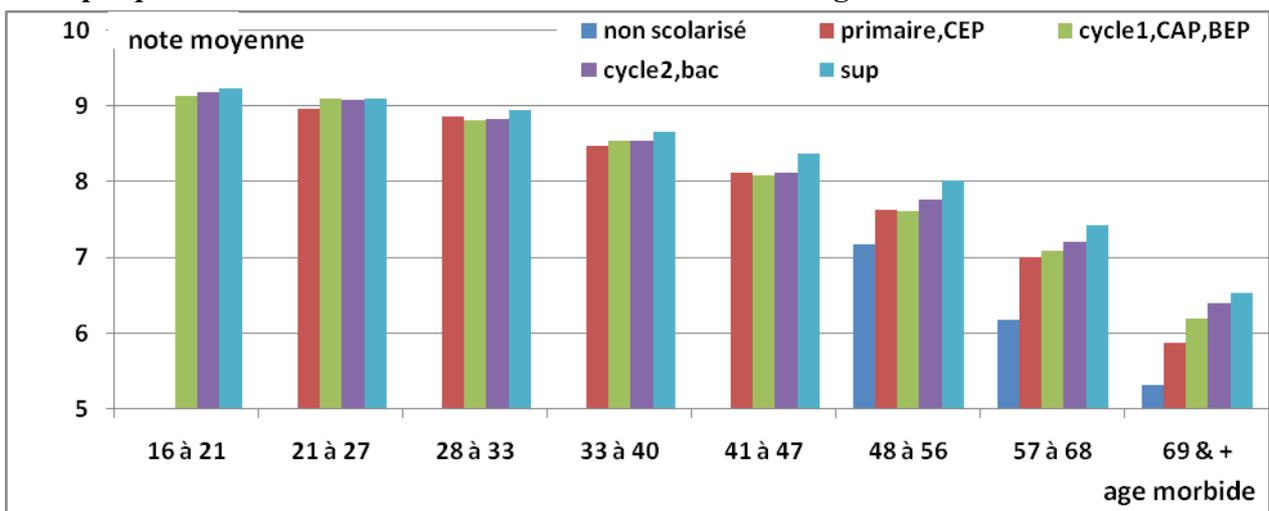


note moyenne



On pourrait donc conclure, de cette première observation, que les enquêtés ont une bonne perception de leur état de santé, mesuré par l'indicateur composé. Ce résultat, très global, peut cacher des sous-estimations (ou des sur-estimations) par certaines personnes de la gravité de leur état de santé ; lorsque cette erreur concerne une proportion importante d'une sous-population elle devient un biais gênant pour la comparaison de l'état de santé des catégories socio-démographiques. C'est ce qu'on peut voir en comparant par exemple, pour des groupes de morbidité comparables selon l'indicateur composé, les niveaux moyens de la note de santé auto-évaluée ventilés selon le niveau d'études (Cf. graphique 7).

Graphique 7 : Estimation auto-évaluée de la santé selon l'âge morbide et le niveau d'études



Données : ESPS, 1988-2002

Dans cette application, nous avons retenu les personnes de 25 ans ou plus, pour lesquelles on peut considérer que les études sont terminées ou ont atteint un niveau stable. Elles sont ventilées en 8 classes d'âges morbides proches et d'effectifs comparables et en 5 classes de niveaux d'études (Cf.

graphique 7). Les effectifs des personnes de niveau primaire avant 21 ans d'âge morbide et des personnes non scolarisées avant 48 ans sont très faibles.

Jusqu'à 33 ans d'âge morbide, c'est-à-dire pour les personnes en relative bonne santé, les notes auto-évaluées sont proches pour les différents niveaux d'études ; en revanche, à partir de 33 ans, un gradient apparaît entre les niveaux d'études ; faible d'abord, ce gradient s'accroît avec l'âge morbide¹⁶, les personnes notant à un niveau d'autant moins élevé la gravité de leur état de santé qu'elles ont moins longtemps étudié. La perception qu'on a de sa santé dépend certes de son état de santé mais aussi de son niveau culturel : la comparaison, par la note auto-évaluée, de l'état de santé selon le niveau d'études, déforme les écarts de morbidité.

On a des résultats comparables lorsqu'on considère le vieillissement relatif, le risque vital ou l'invalidité (Cf. annexe 6).

CONCLUSION

L'intérêt d'un indicateur médical de morbidité, tenant compte simultanément des maladies déclarées par les enquêtés et des connaissances médicales permet de compléter les analyses démographiques et socio-économiques. Nous avons montré, dans ce travail, la possibilité de créer un tel indicateur, et nous avons proposé une formulation respectant les contraintes. Mesuré en années, l'âge morbide semble simple à comprendre, au moins à première vue, et s'apparente ainsi à la notion d'espérance de vie.

Dans nos applications, nous avons mesuré l'inégalité des états de santé entre les différentes catégories sociales et précisé l'intérêt d'échantillons importants, permettant des analyses fines dans les cas où les variables ne sont pas indépendantes.

La mesure auto-évaluée de la santé par les enquêtés comprend en partie une information qui leur est fournie par leur médecin, mais cette information est modifiée par la manière dont elle a été comprise et par d'autres croyances ou convictions qui leur sont fournies par la presse, leur entourage ou des personnels non médicaux s'occupant de santé (guérisseurs, naturopathes,...) ; l'âge morbide (ou le vieillissement relatif) fournit une estimation plus fine et ventilée des inégalités de santé. L'indicateur médical de morbidité permet également de comparer avec plus de précision l'état de santé des différents sous-groupes de la population qu'une information sur l'existence ou non de maladies chroniques, d'invalidités ou d'incapacités au moment de l'observation.

L'indicateur de morbidité peut-il permettre d'évaluer l'évolution de l'état de santé au cours du temps ? La même méthodologie (indicateur estimé par les médecins) a été utilisée dans les enquêtes nationales sur la santé et les soins médicaux de 1980 et 1991-92. Entre ces deux observations, l'écart est de 0,87 an, soit un gain de 10 mois dans le retard du vieillissement relatif entre ces deux dates. Soulignons que cette évolution résulte de nombreux facteurs intégrant non seulement l'évolution de l'état de la population, mais aussi l'apparition de nouveaux traitements rendant les mêmes maladies moins graves, la détection de risques non isolés antérieurement... Avec l'indicateur composé, on peut espérer distinguer, dans cette réduction du vieillissement relatif, la part due à l'évolution des tableaux cliniques observés, de l'amélioration due aux nouveaux traitements.

Nous espérons prolonger cette recherche dans la relation entre les variables socio-démographiques et la consommation médicale tenant compte de l'indicateur médical de morbidité.

¹⁶

Ainsi, l'écart type passe de 0,05 à 0,48, le coefficient de variation, de 0,016 à 0,080

BIBLIOGRAPHIE SOMMAIRE

- [1] **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.
- [2] **R. Guegen, J. Locuty, J.P. Deschamps**, *Etablissement d'un indicateur de vieillissement*, in *3rd Int. Conf. On System Science in Health Care*, W. Eimeren, R. Engelbrecht, Ch.D. Flagle, Eds. Springer Verlag, Berlin Heidelberg 1984
- [3] **Mizrahi An, Mizrahi An**, Consommation médicale selon l'âge : effet de morbidité, effet de génération. *C.R.E.D.E.S.*, 1988, 68 pages.
- [4] **Com-Ruelle L., Lecomte Th, Le Fur Ph, Mizrahi An, Mizrahi An, Sermet C.**, Un indicateur de gravité des maladies : enquête sur la santé et les soins médicaux, France 1991-92. *C.R.E.D.E.S.*, 1997, 21 pages.
- [5] **Bourdelaïs, P.**, L'âge de la vieillesse, *Odile Jacob, Paris, 1993*
- [6] **Mizrahi An, Mizrahi An**, Etat de santé, vieillissement relatif et variables socio-démographiques - ESPS 1988-1991. *CREDES n°999, 1994/01*.
- [7] **Grandfils N., Le Fur Ph, Mizrahi An, Mizrahi Ar**, Santé, soins et protection sociale en 1995. *CREDES n°1162, 1996/11*
- [8] **Mizrahi An, Mizrahi Ar**, Taille, poids, surpoids, obésité. *ARgSES*, http://argses.free.fr/textes/28_ob%E9sit%E9_tps.pdf, 2006/12

ANNEXES

Annexe 1 : Les données

L'enquête sur la santé et la protection sociale (ESPS) est effectuée en routine depuis 1988 par le CREDES¹⁷. Elle porte sur un échantillon au 1/1200^{ème} des assurés aux trois principaux régimes d'assurance maladie (salariés, agricoles et indépendants). De 1988 à 1995, l'échantillon est enquêté par quart tous les 4 ans, depuis 1996 il est enquêté par moitié les années paires [2]. Nous disposons donc de 4 observations de la même cohorte : 1988-91, 1992-95, 1996-1998, 2000-2002. Il s'agit plutôt d'une pseudo-cohorte du fait du mode de remplacement des sortants : pour éviter l'épuisement de l'échantillon par (décès, départ,...), le mode de sondage assure un remplacement automatique permettant d'en conserver la représentativité. L'enquête se fait par entretiens téléphoniques ou en face-à-face ; des questionnaires sont remis aux ménages qui les remplissent en dehors de la présence de l'enquêteur. On recueille des informations démographiques et sociales, en particulier sur la protection maladie, des données de morbidité (invalidités, poids et taille, tabagisme actuel ou passé) et de consommations médicales. Environ 1500 espèces de maladies (au sens de la classification des maladies) sont rencontrées lors de chaque observation.

Pour avoir un maximum d'informations, en particulier dans les groupes extrêmes, personnes très âgées ou très malades, nous avons regroupé les quatre observations. Ce regroupement pose un problème : certains enquêtés ont été interrogés 2, 3, voire 4 fois ; au cours de ce laps de temps de 4, 8 et 12 ans, la morbidité peut s'être modifiée ; ces observations sont faites de manière indépendante.

17

Aujourd'hui IRDES

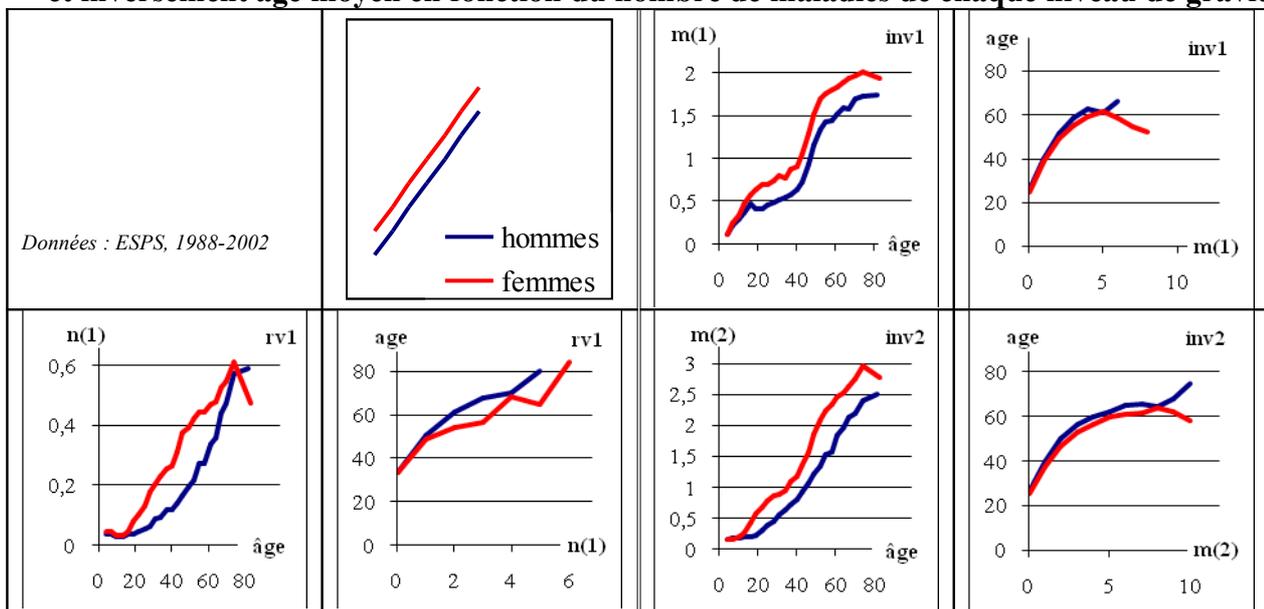
L'ensemble des données portait sur 152990 observations. Parmi ces observations, nous en avons conservé 120114 correspondant à nos critères¹⁸. Ces personnes ont déclaré 399151 maladies, soit en moyenne 3,32 par personne.

Annexe 2 : Nombre et gravité des maladies selon l'âge et le sexe

Nous disposons d'une estimation de la gravité des maladies¹⁹ rencontrées au cours de l'observation.

Lorsque l'âge augmente, l'état de santé se dégrade, le nombre de maladies s'accroît et chacune d'elles est en moyenne plus grave : le graphique 8 présente, pour chaque sexe, les nombres moyens de maladies des différents niveaux selon l'âge (graphiques de gauche²⁰), et réciproquement, les âges moyens des personnes selon le nombre de maladies dont elles souffrent dans chacun des niveaux (graphiques de droite). Certaines courbes, portant sur de faibles effectifs, sont d'allure irrégulière.

Graphique 8 : Nombres moyens de maladies de chaque niveau de gravité en fonction de l'âge et inversement âge moyen en fonction du nombre de maladies de chaque niveau de gravité.

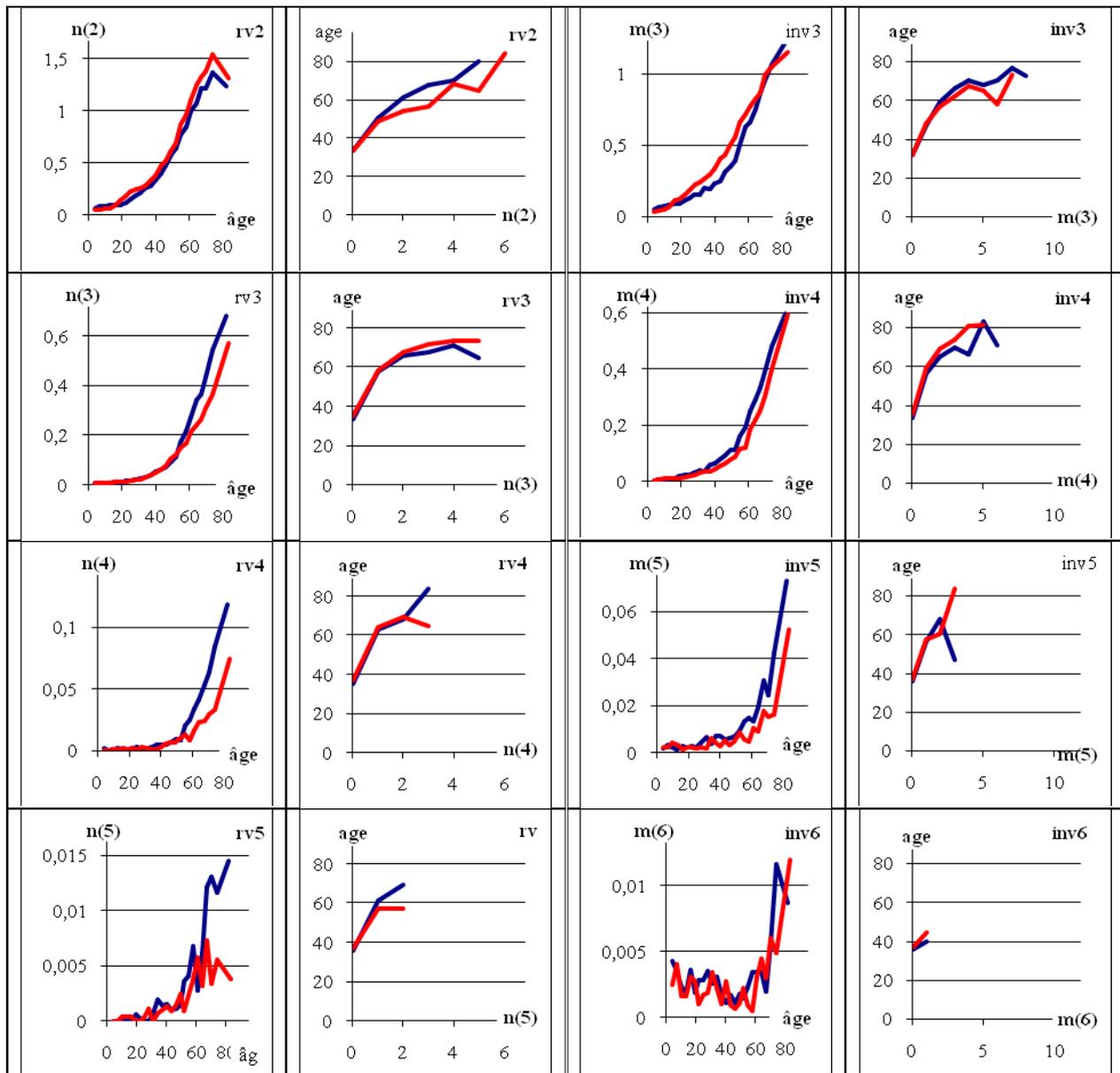


18 *Pour notre travail, nous ne gardons pas*
 - les personnes dont on ne connaît pas l'âge (535 personnes),
 - les personnes pour lesquelles on n'a pas de « questionnaire santé » exploitable (31647 personnes) ou qui sont décédées (337 personnes)
 - les enfants de moins de 3 ans, car l'estimation de l'indicateur de morbidité décroît avant cet âge et croît après (4863 enfants).

Partant d'un échantillon initial de 152990 personnes, il reste 120114 personnes.

19 *le tabagisme a été considéré comme une maladie de rvm égale 1 pour des fumeurs depuis moins de 10 ans et fumant 15 cigarettes par jour au plus ou d'anciens fumeurs ayant fumé 10 ans au plus, et égale à 2 pour des fumeurs depuis plus de 10 ans ou fumant 15 cigarettes par jour au moins ou d'anciens fumeurs ayant fumé plus de 10 ans ; de même, les difficultés de déplacement non rattachées à une maladie ont été considérées comme une maladie d'invm allant de 1 à 3 selon le niveau de difficulté.*

20 *attention : les échelles verticales des nombres de maladies sont différentes entre elles*



Données : ESPS, 1988-2002

Pour tous les niveaux de risque vital, comme d'invalidité, l'âge moyen augmente avec le nombre de maladies selon des courbes convexes d'allure exponentielle ; inversement, le nombre moyen de maladies de chaque niveau augmente avec l'âge selon des courbes concaves d'allure logarithmique.

Tableau 3 : Les caractéristiques des nombres de maladies par personne selon leurs niveaux de gravité

Nombre de maladies	Nombre moyen de maladies par personne	variance	Coefficient de variation	Maximum
n1, Pas de diagnostic péjoratif, ou très très faible	0,21	0,23	2,33	6
n2, Pronostic péjoratif très faible	0,45	0,65	1,79	8
n3, Risque possible sur le plan vital	0,10	0,13	3,66	6
n4, Pronostic probablement mauvais	0,011	0,012	9,82	3
n5, Pronostic sûrement mauvais	0,0019	0,0020	23,02	2
m1, Gêné de façon infime	0,91	0,98	1,08	8

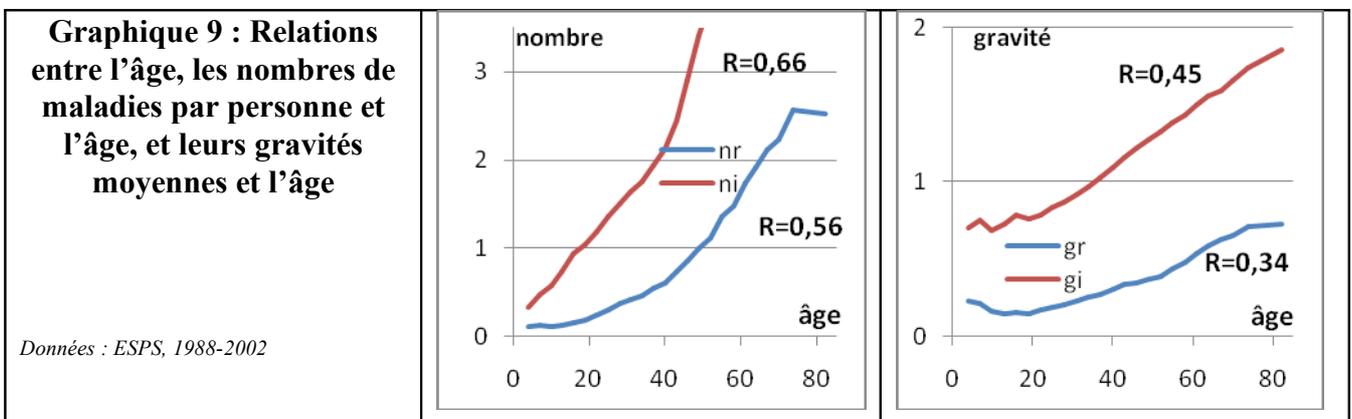
m2, Très peu gêné	1,07	2,03	1,33	13
m3, Gêné, mais mène une vie normale	0,35	0,47	1,98	8
m4, Activité professionnelle ou domestique restreinte	0,094	0,12	3,67	6
m5, Activité professionnelle ou domestique très ralentie	0,0079	0,0087	11,84	3
m6, Pas, ou très peu, d'autonomie domestique	0,0027	0,0027	19,17	1

Données : ESPS, 1988-2002

En matière de risque vital, les maladies les plus fréquentes sont les maladies de niveau 2 (*Pronostic péjoratif très faible*), puis celles de niveau 1 (*Diagnostic péjoratif nul ou très très faible*), et celles de niveau 3 (*Risque possible sur le plan vital*) ; les maladies de niveau 4 (*Pronostic probablement mauvais*) sont très rares et celles de niveau 5 (*Pronostic sûrement mauvais*) exceptionnelles (0,2 %). En matière d'invalidité, les maladies les plus fréquentes sont également les maladies de niveau 2 (*Très peu gêné*), puis celles de niveau 1 (*Gêné de façon infime*), celles de niveau 3 (*Gêné, mais mène une vie normale*) et celles de niveau 4 (*Activité professionnelle ou domestique restreinte*) ; les maladies de niveau 5 (*Activité professionnelle ou domestique très ralentie*) et celles de niveau 6 (*Pas, ou très peu, d'autonomie domestique*) sont très rares. Alors que dans la codification de l'indicateur synthétique, estimé par les médecins au niveau des personnes, nous avons une septième catégorie « *Grabataire, alitement permanent* », aucune maladie rencontrée n'est codée dans cette classe.

Pour les risques vitaux de niveaux de gravité 1, 2, 3, 4, 5, le nombre maximum de maladies observé est respectivement 6, 8, 6, 3, 2 ; pour les invalidités de niveaux de gravité 1, 2, 3, 4, 5, 6, le nombre maximum de maladies observé est respectivement 8, 13, 8, 6, 3, 1. Autrement dit, nous n'avons pas observé de personne souffrant de plus de 2 maladies de risque vital de niveau 5, de personne souffrant de plus de 3 maladies de risque vital de niveau 4, etc., et de même, aucune personne souffrant de plus d'une maladie d'invalidité de niveau 6, etc.

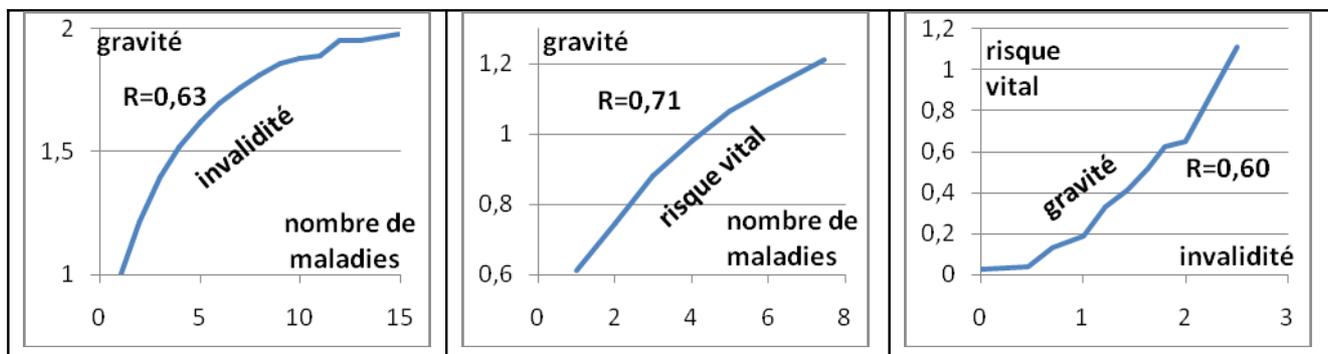
Le risque vital et l'invalidité (au niveau individuel) augmentent en moyenne avec l'âge [4]. De même, le nombre moyen de maladies par personne (de risque vital ou d'invalidité non nul) augmente avec l'âge (Cf. graphique 9,1), et les relations sont fortes, avec des coefficients de corrélation élevés (0,58 et 0,67). Non seulement le nombre des maladies s'accroît avec l'âge, mais leur gravité moyenne augmente également (Cf. graphique 9,2). La détérioration de l'état de santé avec l'âge résulte ainsi d'un double phénomène, augmentation du nombre de maladies, chacune de ces maladies étant en moyenne plus grave.



Données : ESPS, 1988-2002

De même, a-t-on une relation forte entre le nombre de maladies et leur gravité (Cf. graphique 10), aussi bien pour l'invalidité ($R=0,63$) que pour le risque vital ($R=0,71$). Notons enfin une relation positive entre les niveaux de risque vital et d'invalidité des maladies²¹ ($R=0,60$).

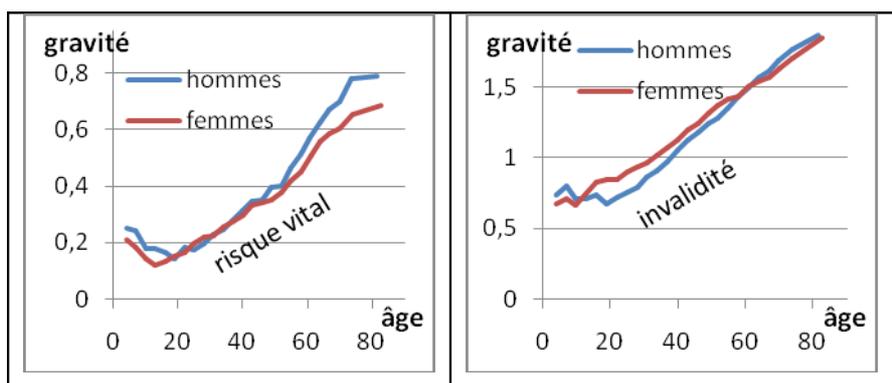
Graphique 10 : Relations entre les nombres de maladies par personne et leurs gravités moyennes



Données : ESPS, 1988-2002

Globalement et pour chaque classe d'âge, on retrouve un résultat connu, à savoir que le nombre moyen de maladies déclarées est plus important chez les femmes que chez les hommes (Cf. graphique 11).

Graphique 11 : Relations entre l'âge, le sexe et les gravités moyennes des maladies



Données : ESPS, 1988-2002

Les maladies des hommes sont en moyenne plus graves que celles des femmes en matière de risque vital (Cf. graphique 11), avant 20 ans et après 50 ans, et cet écart s'accroît chez les personnes âgées ; en revanche, les maladies des hommes sont en moyenne moins graves en matière d'invalidité que celles des femmes.

Annexe 4 : Les relations entre rv et inv dans les deux modèles médicaux (synthétique et composé)

Les relations entre rv, inv et âge sont du même ordre de grandeur dans les deux modèles, le modèle synthétique et le modèle composé.

Tableau 2 : Les coefficients de corrélation entre le risque vital, l'invalidité et l'âge

Modèle	Composé	Synthétique
Age et risque vital	0.58	0.61

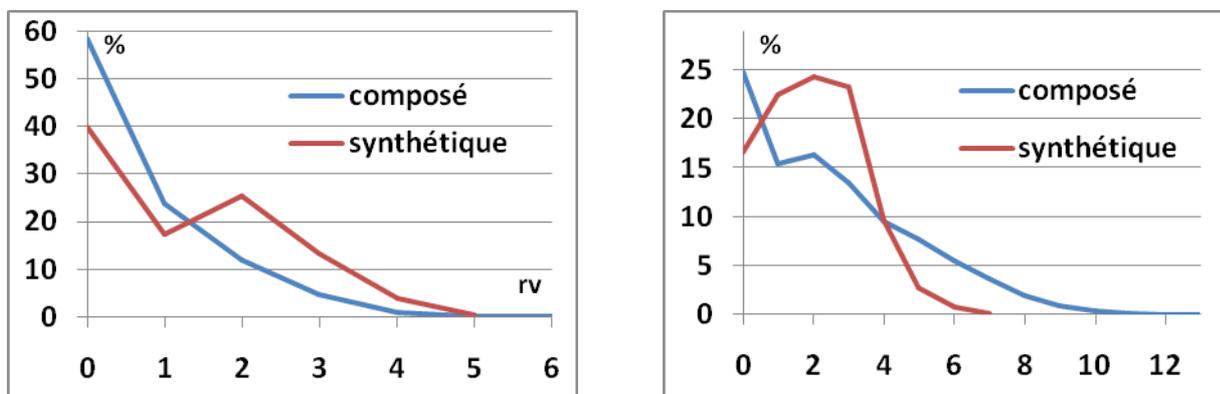
²¹ Attention, il s'agit des maladies déclarées au cours de l'enquête, une même maladie pouvant être déclarée de nombreuses fois, par des enquêtés différents.

Age et invalidité	0.67	0.62
Risque vital et invalidité	0.80	0.70

Données : ESPS, 1988-2002

Les distributions selon les deux composantes de l'indicateur de morbidité sont assez différentes ; alors que dans le modèle synthétique rv varie de 0 à 5 et inv de 0 à 6, dans le modèle composé elles varient sur un très grand nombre de valeurs non entières. Pour rendre les données comparables, nous arrondissons rva et inva, qui varient alors de 0 à 6 et de 0 à 13. Les profils des distributions sont assez différents (Cf. graphique 12), les estimateurs du modèle composé de rv et inv étant légèrement plus réguliers que ceux du modèle synthétique.

Graphique 12 : Profils des distributions de rv et de inv dans les deux modèles (synthétique et composé)



Données : ESPS, 1988-2002

Annexe 5 : Les relations entre rv et inv dans les deux modèles.

Le coefficient de corrélation entre rv et rva est 0,80, entre inv et inva, 0,84.

Pour analyser cette relation, nous avons regroupé rva et inva de manière à obtenir le même nombre de classes que rv et inv et que les classes soient autant que possible de même taille que celles de rv et de inv. Les coefficients de corrélation deviennent alors 0,79 et 0,85.

Tableau 3 : Les coefficients de corrélation entre le risque vital, l'invalidité et l'âge

rv et rva	0,80
rv et rva regroupé en classes de même taille que rv	0,79
inv et inva	0,84
inv et inva regroupé en classes de même taille que inv	0,85

Données : ESPS, 1988-2002

Cette proximité entre indicateurs de morbidité (risque vital et invalidité), celui estimé par les médecins et celui estimé par le calcul n'empêche pas quelques écarts importants entre les deux estimations.

rva modifié -rv	effectif	%	Inva modifié-inv		%
-5	0	0	-7	2	0,002
-4	5	0,004	-6	18	0,015
-3	75	0,062	-5	22	0,018
-2	1275	1,06	-4	121	0,10
-1	14662	12,2	-3	598	0,50
0	42678	35,5	-2	3194	2,66
1	59007	49,1	-1	25066	20,9
2	2309	1,92	0	68943	57,4
3	100	0,083	1	19962	16,6
4	3	0,002	2	2100	1,75
5	0	0	3	82	0,068
			4	6	0,005
			5	0	0
			6	0	0
			7	0	0

Pour les faire apparaitre, nous calculons les différences (*rva regroupé – rv*) et (*inva regroupé – inv*). L'adéquation est parfaite pour 35,5 % des risques vitaux et 57,4 % des invalidités. Si on admet des écarts de ± 1 , correspondant à des appréciations différentes, comme on en rencontre dans les estimations par des médecins différents, l'adéquation atteint respectivement 86,6 % et 94,9 %.

Données : ESPS, 1988-2002

Les écarts de ± 2 , qu'on rencontre aussi dans les codifications par les médecins, représentent 12,3 % des rv et 4,4 % des inv. Le modèle composé est plus sévère que le modèle synthétique, avec des codifications plus élevées ; il est possible que certaines informations, qui auraient dû être reportées sur la liste des maladies ne l'aient pas été. Plus généralement, ces non-concordances entre rv et rva, et entre inv et inva, peuvent avoir plusieurs origines :

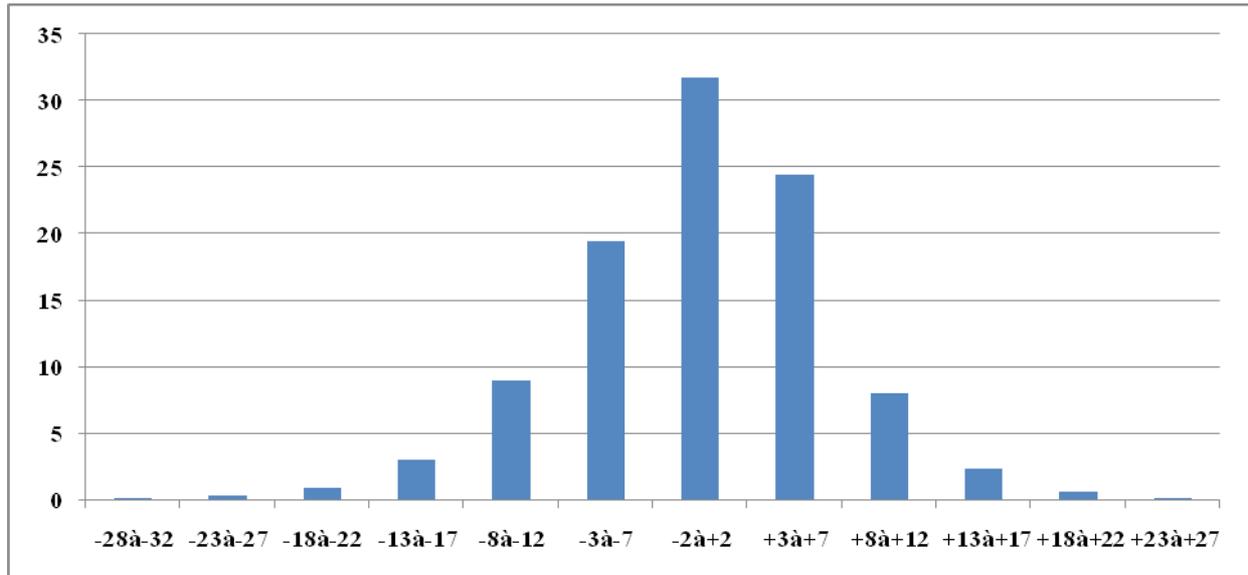
- erreur de codification de l'indicateur synthétique estimé par les médecins, rv et/ou inv,
- erreur de codification de l'indicateur par maladie, rvm et/ou invm,
- erreur de codification de l'une (ou de plusieurs) des maladies,
- information sur la personne non reportée dans la liste des maladies, sur les facteurs de risque, les invalidités ou les situations vis-à-vis de l'assurance maladie (exonération du ticket modérateur, aide sociale,...).

On peut calculer un âge morbide²² en partant de l'indicateur synthétique ou de l'indicateur composé ; ces variables sont très proches. Le coefficient de corrélation entre ces deux estimations est de 0,95. Cependant l'écart entre ces deux variables peut atteindre des valeurs importantes. La moyenne de l'écart entre les âges morbides, composé et synthétique, est de 0,4 ans (3 mois). Le graphique 13 présente la distribution de cet écart ; dans 32 % des cas, les âges morbides sont différents de 2 ans ou moins ; dans 12 % des cas, les écarts sont de 10 ans ou moins ; dans 3,4 % des cas, les écarts sont de plus de 15 ans. Notons qu'une partie au moins de ces écarts résulte de la différence des distributions du risque vital et de l'invalidité dans les deux modèles, synthétique et composé (Cf. graphique 12).

22

Dans ce cas, on obtiendrait rigoureusement le même résultat avec les vieillissements relatifs

Graphique 13 : distribution des écarts des âges morbides (synthétique et composé)

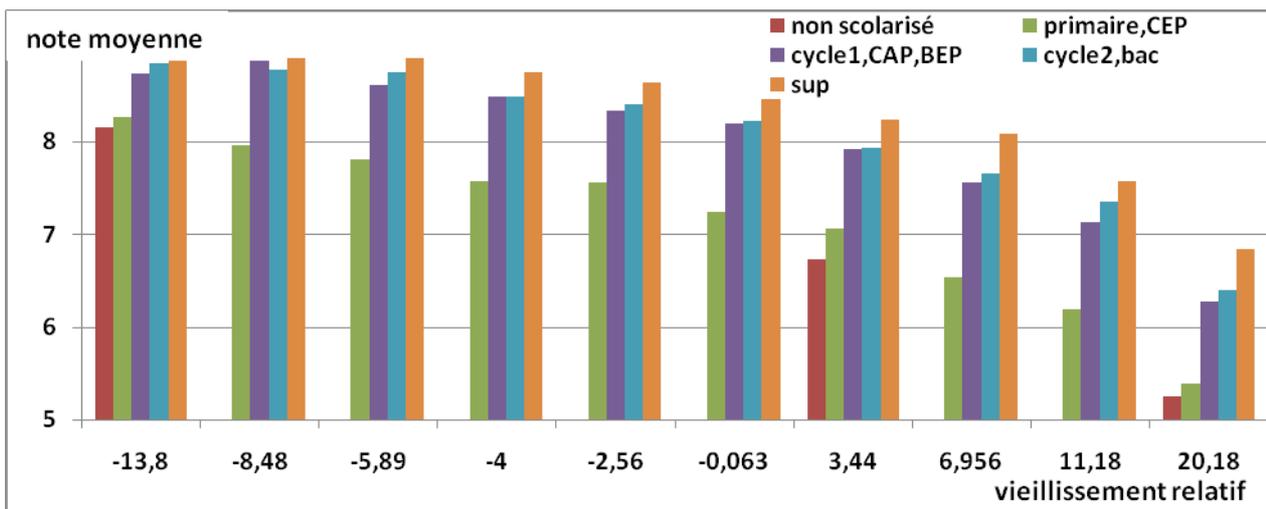


Données : ESPS, 1988-2002

Annexe 6 : La note auto-évaluée de la santé selon le niveau d'études et le vieillissement relatif, le risque vital et l'invalidité.

Nous avons ventilé la population en 10 classes de tailles comparables et de même vieillissement relatif et en 5 catégories de niveaux d'études. Le graphique 14 présente, pour chaque niveau de vieillissement relatif la note auto-évaluée selon le niveau d'études. Les effectifs de personnes non scolarisées sont trop faibles (moins de 100 personnes) dans la plupart des classes de vieillissement relatif pour être représentés.

Graphique 14 : Estimation auto-évaluée de la santé selon le vieillissement relatif et le niveau d'études

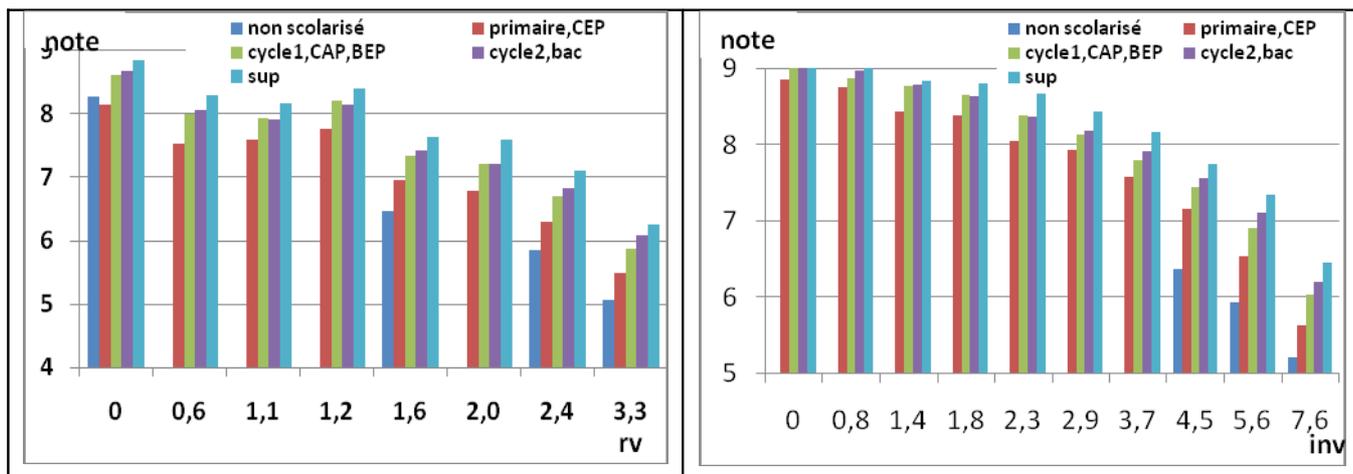


Données : ESPS, 1988-2002

Pour chaque niveau de vieillissement relatif, la note de santé auto-évaluée augmente avec le niveau d'études, et la dispersion augmente avec le niveau de vieillissement relatif²³ : plus l'état de santé se dégrade, plus l'évaluation de l'état de santé est éloignée entre les groupes de niveaux d'études.

La ventilation selon les deux composantes du vieillissement relatif, le risque vital et l'invalidité, conduit à des résultats comparables. Nous avons ventilé la population en 8 classes de risque vital²⁴ et en 10 classes d'invalidité de tailles comparables avec toujours les mêmes 5 catégories de niveaux d'études. Le graphique 15 présente, pour chaque niveau de risque vital et pour chaque niveau d'invalidité, la note auto-évaluée selon le niveau d'études. Les personnes non scolarisées apparaissent dans les classes où elles sont suffisamment représentées.

Graphique 15 : Estimation auto-évaluée de la santé selon les composantes de l'indicateur médical de morbidité et le niveau d'études



Données : ESPS, 1988-2002

Pour chaque niveau de risque vital et pour chaque niveau d'invalidité, la note de santé auto-évaluée augmente avec le niveau d'études, et la dispersion augmente avec ces deux variables²⁵ : plus l'état de santé se dégrade, plus la dispersion augmente avec la dégradation de l'état de santé et plus l'évaluation de l'état de santé est éloignée entre les groupes de niveaux d'études : c'est pour les états de santé les plus dégradés que les auto-évaluations sont les plus éloignées entre les groupes de niveaux d'études.

La perception que l'on a de sa santé dépend certes de la morbidité, mais aussi du niveau culturel, et cela d'autant plus que l'état de santé est dégradé.

* * *

Annexe 7 : Codification du risque vital et de l'invalidité des maladies.

Ce code est relativement important (74 pages) et ne peut être publié dans le cadre de cet article. On pourra le télécharger dans le site de l'IRDES et d'ARgSES sur la page « Codification du risque vital et de l'invalidité des maladies ». (*sous réserve de l'accord de l'IRDES*)

²³ L'écart type varie de 0,36 à 0,69 et le coefficient de variation, de 0,041 à 0,0113

²⁴ Car une très grande proportion de personnes (42 %) ne présente aucun risque vital

²⁵ Les écart- types varient de 0,29 et 0,15 à 0,48 et 0,49 et les coefficients de variation, de 0,034 et 0,16 à 0,084 et 0,83.