

questions

d'économie de la santé

méthode

Repères

Depuis plusieurs années, l'IRDES décrit les inégalités de santé et analyse leurs déterminants et leurs évolutions dans le temps. En partenariat avec l'Institut d'Economie publique et dans le cadre du doctorat d'Economie de Sandy Tubeuf, plusieurs études ont été engagées sur ce sujet. Celles-ci se sont enrichies de nombreux échanges au sein du projet ECuity, action concertée financée par l'Union européenne, qui a réalisé une analyse comparative de l'équité dans les différents systèmes de santé. Leurs travaux ont fait apparaître la nécessité de disposer d'un indicateur continu d'état de santé dans la problématique de la mesure des inégalités et ont proposé pour y parvenir, des outils économétriques sur lesquels ce travail méthodologique s'appuie.

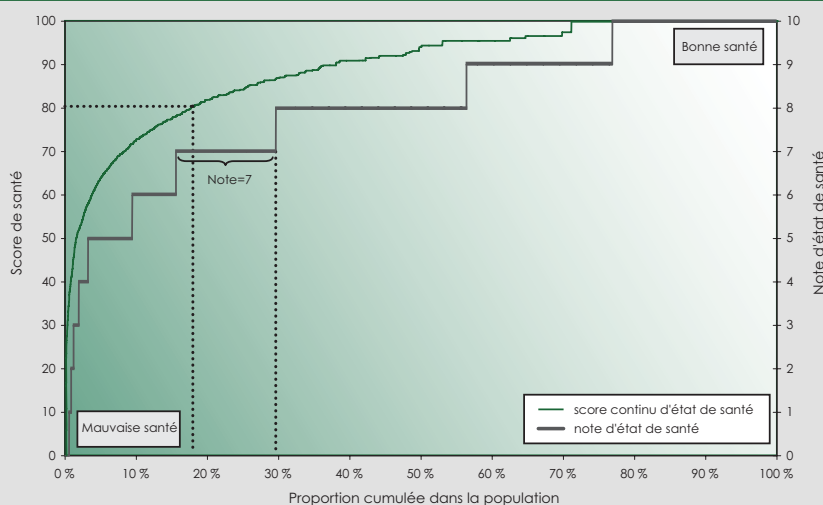
Construction d'un indicateur continu d'état de santé agrégeant risque vital et incapacité

Marc Perronnin, Lise Rochaix, Sandy Tubeuf

Les études sur les disparités d'état de santé requièrent l'utilisation d'indicateurs continus mesurant globalement l'état de santé. En effet, du fait de leur caractère synthétique, ces indicateurs permettent de situer les différentes catégories de la population sur une échelle unique et facilitent ainsi les comparaisons. De plus, leur aspect continu permet de nombreux calculs statistiques (moyenne, variance, indices de concentration). Or, la plupart du temps, lorsque des individus sont enquêtés sur leur santé, plusieurs dimensions sont abordées par le biais de questions à items de réponse multiples : liste de maladies, incapacités, état de santé autoévalué.

S'appuyant sur les données de l'année 2002 de l'Enquête Santé et Protection Sociale, cette étude présente une méthode de construction d'un indicateur continu d'état de santé qui agrège le pronostic vital et le niveau d'incapacité que les pathologies individuelles déclarées induisent au minimum. Cette agrégation est réalisée en classant au préalable les pathologies suivant ces deux dimensions puis en attribuant aux pathologies d'une même classe un poids en fonction de leur influence sur la note de santé que les individus s'attribuent.

Distributions de l'indicateur continu d'état de santé construit et de la note d'état de santé que s'attribuent les enquêtés



Source : ESPS 2002

Guide de lecture : La note d'état de santé correspond à la note de 0 à 10 que s'attribuent les personnes interrogées dans l'Enquête Santé et Protection Sociale menée en 2002. La courbe en escalier en gris représente la distribution cumulée de la note d'état de santé. Ainsi, 30 % de la population enquêtée s'attribue une note inférieure à 7.

Le score de santé, obtenu par construction, selon notre méthodologie, permet de disposer d'un indicateur continu d'état de santé qui tient compte à la fois des niveaux de pronostic vital et d'incapacité induits par les pathologies déclarées et de la note d'état de santé. La courbe continue en vert représente la distribution cumulée du score de santé. Sur une échelle continue de 0 à 100, on considère ainsi que 17,6 % ont un score inférieur à 80.

INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION
EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ

Adresse :

10, rue Vauvenargues 75018 Paris

Téléphone : 01 53 93 43 02/17

Télécopie : 01 53 93 43 50

E-mail : document@irdes.fr

Web : www.irdes.fr

Directrice de la publication :
Chantal Cases

Rédactrice en chef :
Nathalie Meunier

Maquettiste :
Aude Sirvain

ISSN : 1283-4769

Diffusion par abonnement : 60 euros par an

Prix du numéro : 6 euros

En ligne sur www.irdes.fr

10 à 15 numéros par an

La construction d'indicateurs de santé globaux et continus à l'image des scores résumés du SF36 ou le Health Utility Index (cf. encadré ci-dessous) nécessite des questionnements spécifiques, non disponibles dans de nombreuses enquêtes sur la santé, telles que l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS). Pourtant ces enquêtes possèdent une riche information sur diverses thématiques, notamment sur l'état de santé. Elles ne peuvent toutefois s'alourdir d'autres questions nécessaires à la construction d'indicateurs de santé globaux type SF36 ou HUI, sans y perdre en taux de participation des enquêtés. Suite à ce constat, nous présentons une méthode de construction d'un indicateur continu de santé à partir de la note d'état de santé et des déclarations de maladies, variables contenues dans les données de l'Enquête ESPS. Cette construction se fait au moyen d'une technique économétrique qui permet d'une part, d'obtenir un indicateur continu et d'autre part, de prendre en compte le biais de déclaration individuel. Elle s'inspire des travaux de Kerkhofs et Lindeboom (1995) en procédant à une analyse économétrique de la santé autoévaluée et de ceux de Mizrahi et Mizrahi (1995) en utilisant les dimensions de risque vital et d'incapacité pour construire un indicateur global d'état de santé.

Dans un premier temps, nous présentons les obstacles à surmonter pour prendre en compte les multiples dimensions, dans la perspective de la construction d'un indicateur global d'état de santé. Ensuite, nous détaillons notre démarche méthodologique en deux étapes. En s'appuyant sur les données de l'enquête ESPS 2002, la première étape classe les pathologies selon leur degré de sévérité, à partir des indicateurs de risque vital et d'incapacité minima. La seconde quantifie l'impact du niveau de sévérité des pathologies sur la note subjective d'état de santé. Enfin, nous construisons cet indicateur continu à partir des estimations précédentes et proposons un exemple d'utilisation.

Difficultés rencontrées pour construire un indicateur global de santé

Alors qu'il est important de disposer d'un indicateur synthétique permettant de comparer simplement l'état de santé entre des individus ou des populations, plusieurs facteurs rendent difficile l'élaboration d'un tel indicateur. Tout d'abord, la santé se mesure selon différentes approches. Blaxter (1989) en répertorie trois :

- une approche médicale (ou biologique) selon laquelle le mauvais état de

santé correspond à un écart à une norme médicale ou physiologique et se traduit par l'apparition de maladies ;

- une approche fonctionnelle selon laquelle le mauvais état de santé est expliqué par les limitations d'activité induites par les maladies ;
- une approche subjective selon laquelle l'état de santé est appréhendé au regard du ressenti des individus.

La santé d'un individu recouvre, de plus, plusieurs dimensions physiologiques et psychologiques. Ainsi, lors-

Les indicateurs de qualité de vie liée à la santé

La qualité de vie liée à la santé renvoie aux aspects qui sont tributaires de l'état de santé de la personne. Selon l'Organisation mondiale de la santé, la qualité de vie liée à la santé est définie comme un « état global de bien-être physique, mental et social et non pas de la simple absence de maladie ou d'infirmité » (OMS, 1998). Ainsi, un instrument convenable de mesure de la qualité de vie doit permettre d'évaluer plusieurs aspects de la vie de l'individu, comme les dimensions biologique, psychologique, fonctionnelle, interpersonnelle ou encore sociale. Une mesure de la qualité de vie est particulièrement intéressante puisqu'elle permettra de comparer les répercussions des maladies ou des blessures sur la santé d'une population, de suivre l'état de santé de la population au fil du temps, de classer ces états de santé et de cerner les disparités entre divers groupes sociodémographiques.

Les instruments qui permettent les mesures de santé perceptuelle et de qualité de vie sont maintenant utilisés dans de nombreux domaines de la recherche et de l'évaluation en santé. Les études de qualité de vie ont le plus souvent pour objectif de contribuer à l'explication de la demande pour les soins et les services, l'observance ou la satisfaction des patients.

Illustrons la spécificité de construction de ces indicateurs de qualité de vie liée à la santé à travers les exemples du SF36 et du HUI.

Le SF36 : la qualité de vie selon l'état de santé physique et mental

Le SF36 permet d'évaluer l'état de santé physique et mental lié à la qualité de vie. Cet instrument de mesure s'appuie sur un autoquestionnaire de trente-six questions de type généraliste qui permet de construire des sous-échelles de la qualité de

vie liée à la santé, sous la forme de scores compris entre 0 (pire état de santé) et 100 (parfait état de santé). Huit dimensions sont explorées initialement : l'activité physique, les limitations liées à des problèmes physiques, la santé psychique, les limitations liées à des problèmes émotionnels, les relations sociales, la vitalité, la douleur physique et la perception générale de l'état de santé. Il n'y a pas de score global du SF36 mais deux scores résumés l'un « physique » et l'autre « mental ». L'Enquête Santé 2003 de l'Insee a administré le questionnaire spécifique au SF-36.

Le HUI : les préférences de la qualité de vie liée à la santé

Le Health Utility Index (HUI) ou « indice de l'état de santé » est une mesure générique de l'état de santé, destinée à évaluer les aspects à la fois quantitatif et qualitatif de la vie, au moyen de scores de préférence allant de 0 (pire état de santé, décès) à 1 (meilleur état de santé, parfaite santé). Ces scores sont comparables à des cotes de préférence. Le HUI fournit une description de la santé fonctionnelle générale du sujet à la lumière de huit attributs : vision, audition, élocution, mobilité (aptitude à se déplacer), dextérité (usage des mains et des doigts), cognition (mémoire et pensée), émotion (sentiments), douleurs et malaise. Les réponses à la quinzaine de questions qui le composent sont pondérées et les scores calculés décrivent l'état de santé fonctionnel général du sujet.

Pour une documentation plus complète à propos des indicateurs de qualité de vie : Atkinson M., Zibin S. (1996), *Évaluation de la qualité de vie des personnes atteintes de troubles mentaux chroniques : Analyse critique des mesures et des méthodes*, Minister of Supply and Services Canada, Systems for Health Directorate, Health Promotion and Programs Branch.

qu'on compare l'état de santé de deux individus, leur position dans le classement obtenu dépendra de l'approche retenue (médicale, fonctionnelle ou subjective) et/ou de la dimension de santé considérée. On peut donc se demander quelle approche retenir et comment prendre en compte simultanément les différentes dimensions de l'état de santé.

Une solution couramment utilisée passe par l'approche subjective et consiste à proposer aux enquêtés d'évaluer globalement leur état de santé, en répondant à une question qui revêt différentes formes d'une enquête à l'autre. L'Enquête Santé et Protection Sociale, depuis sa première version, contient ainsi une note d'état de santé sur une échelle allant de 0 à 10. Cette évaluation de l'état de santé individuel au moyen d'une note est peu répandue. Depuis la vague 2002 du panel communautaire européen de ménages d'Eurostat, un consensus s'est dégagé au niveau de la Communauté européenne en faveur d'un développement coordonné d'enquêtes sur la santé par interview en Europe et le module minimum européen sur la santé (MEHM) a été introduit¹. Ce module comprend notamment une question d'autoévaluation de l'état de santé, de la forme « comment est votre état de santé général ? », proposant les items de réponse suivants : très bon, bon, moyen, mauvais et très mauvais. Cette question a donc été introduite en plus de celle de la note, dans les dernières enquêtes ESPS.

S'intéressant à l'aspect multidimensionnel de la santé, Liang *et al.* (1991) ont mis en évidence que le fait de souffrir d'une maladie chronique entraîne une dégradation des capacités fonctionnelles et que la dégradation de la santé dans ses dimensions fonctionnelle et médicale a une incidence sur la santé subjective. Ainsi, un indicateur de l'état

de santé autoévalué est susceptible de prendre en compte les aspects médicaux et fonctionnels au travers de leur influence sur la perception que les individus ont de leur état de santé. De plus, les individus estimant leur état de santé général à partir de leur niveau de connaissances sur les différents aspects de leur santé, ce type de variable agrège un grand nombre de dimensions médicales et physiologiques.

Néanmoins, l'utilisation directe d'un indicateur de santé autoévalué se heurte à plusieurs problèmes.

Premièrement, cet indicateur n'est, en général, pas mesuré sur une échelle continue, mais au travers d'items ordonnés. Quand bien même ces items sont numérotés, comme c'est le cas pour la note, la mesure de la différence entre deux d'entre eux n'a pas de sens quantitatif. En effet, un individu qui se note à 8 ne peut pas être considéré comme ayant un état de santé deux fois meilleur qu'un individu qui se note à 4. Or, les calculs de statistiques simples (moyennes, variances) ou plus complexes (indices de concentration, critères de dominance) nécessitent des indicateurs numériques.

Deuxièmement, pour un même état de santé ressenti, les enquêtés apprécient leur santé de manière différente selon leurs caractéristiques individuelles (âge, sexe, situation sociale). On parle alors de biais de déclaration. Ce biais

est susceptible de conduire à une sur- ou une sous-estimation des disparités de santé. En effet, un jugement plus défavorable porté par une catégorie d'âge, de sexe ou socioprofessionnelle, peut aussi masquer le fait qu'à état de santé équivalent, elle s'évalue de manière plus pessimiste.

Compte tenu de ces limites, la méthode adoptée pour ce travail s'appuie sur les pathologies déclarées en classes de sévérité selon le niveau de risque vital et d'incapacité qu'elles induisent. Une analyse économétrique de la note d'état de santé permet, en pondérant les pathologies, d'agréger ces classes de sévérité, tout en tenant compte du biais de déclaration.

La sévérité des pathologies : une classification des maladies selon les niveaux minima de risque vital et d'incapacité

Devant la difficulté de réaliser une synthèse de l'état de santé des individus à partir du nombre de maladies ou de la nature détaillée de celles-ci, les chercheurs de l'IRDES, médecins et statisticiens ont développé, à partir de l'Enquête Santé et Protection Sociale, deux indicateurs synthétiques de morbidité : le risque vital et l'incapacité (Mizrahi An. et Mizrahi Ar., 1985). Le premier renseigne sur le pronostic vital induit par les maladies et les comportements à risque et le second sur le degré d'incapacité que génèrent les maladies. Ils sont

3

Définition du risque vital minimum et de l'incapacité minimum dans les enquêtes ESPS de l'IRDES

Classes de risque vital		Classes d'incapacité	
0	Aucun indice de risque vital	0	Pas de gêne
1	Pronostic péjoratif très faible	1	Gêné de façon infime
2	Pronostic péjoratif faible	2	Peu gêné
3	Risque possible sur le plan vital	3	Gêné, mais vit normalement
4	Pronostic probablement mauvais	4	Doit diminuer son activité professionnelle ou domestique
5	Pronostic sûrement mauvais	5	Activité réduite
		6	Pas d'autonomie domestique ou alitement permanent

Source : IRDES

¹ Le module européen minimal sur la santé se compose de trois questions sur la santé perçue, l'existence de maladies chroniques, la restriction d'activité due à un problème de santé.

attribués par des médecins chiffreurs à chaque individu enquêté à l'issue de la codification des pathologies, selon la Classification internationale des maladies en vigueur au moment de l'enquête. Le risque vital comprend six classes de gravité croissante allant d'aucun risque vital à un pronostic vital probablement mauvais (50 % de risque de décès dans les dix ans), ou encore jusqu'à un pronostic sûrement mauvais (décès quasi certain dans les cinq ans). Quant à l'incapacité, elle comprend sept classes de gravité croissante allant d'aucune gêne jusqu'à une absence d'autonomie domestique, un état grabataire ou un alitement permanent.

Pour assister les médecins chiffreurs dans leur travail d'attribution de ces indicateurs de morbidité, chacune des affections est dotée de deux indicateurs qui renseignent, à dire d'experts, sur le risque vital minimum et l'incapacité minimum qu'induisent ces maladies (Com-Ruelle *et al.*, 1997). Ceux-ci donnent une estimation de la probabilité de décès ou du risque d'incapacité d'un individu qui ne souffrirait que de cette unique maladie, en l'absence de précision sur la sévérité de la maladie. Par hypothèse, les autres maladies dont la personne souffrirait ne pourraient qu'augmenter ce risque de décès et cette incapacité ou ne

pas les modifier, mais en aucun cas les réduire. Chaque maladie est donc positionnée sur une échelle à six niveaux pour le risque vital minimum et sur une échelle à sept niveaux pour l'incapacité minimum, déterminés en l'absence de toute information complémentaire (cf. tableau page 3). Ainsi, à chaque individu correspond une liste de maladies déclarées, et à chacune d'elles sont affectés un niveau de risque vital minimum et d'incapacité minimum. Bien qu'elles fournissent l'une et l'autre des informations distinctes sur l'état de santé individuel sous-jacent à la pathologie, ces deux dimensions sont liées (Mizrahi An. *et al.*, 1973). Cette liaison s'observe particulièrement lorsque l'on croise les deux dimensions (cf. tableau ci-dessous) : un risque vital minimum nul est associé pour plus d'une maladie sur deux à un niveau d'incapacité minimum nul ou infime ; de même, une maladie de risque vital minimum très élevé entraîne plus de neuf fois sur dix un niveau d'incapacité minimum élevé ou très élevé. Ainsi, ces deux niveaux considérés simultanément permettent de définir un coefficient de sévérité de chaque maladie. Pour éviter les problèmes de multicollinéarité², nous proposons de construire un indice de sévérité en neuf classes à partir de ce croisement. Chaque maladie se voit donc attribuer un degré de

sévérité compris entre 1 (risque vital et incapacité minima très faibles ou nuls) et 9 (risque vital et incapacité minima élevés, voire très élevés). Pour ce faire, nous réalisons une partition de l'ensemble des pathologies en neuf classes, d'après leur niveau de risque vital et d'incapacité, selon le schéma décrit dans le tableau ci-dessous. Nous considérons d'abord les pathologies pour lesquelles les niveaux de risque vital et d'incapacité sont liés (par exemple, un risque vital nul est souvent associé à une incapacité nulle ou infime) et obtenons ainsi les classes de sévérité 1, 4, 5, 7 et 9 sur la diagonale du tableau. Nous considérons ensuite les pathologies restantes, c'est-à-dire les couples « risque vital faible et incapacité moyenne ou forte », « risque vital moyen ou fort et incapacité faible » et les partitionnons de manière à obtenir les quatre dernières classes de sévérité, celles numérotées 2, 3, 6 et 8 dans le tableau ci-dessous. D'une manière générale, nous découpons ces classes en évitant d'avoir des effectifs trop faibles dans chacune d'entre elles. Il faut noter que si l'on peut hiérarchiser les classes sur la diagonale en termes d'état de santé (celui-ci se dégradant lorsque le risque

² La multicollinéarité correspond à une forte liaison entre les variables explicatives d'un modèle économétrique. Cette liaison pose problème car il devient difficile d'identifier avec précision l'effet propre à chacune de ces variables sur la variable expliquée.

Définition de neuf classes de sévérité des pathologies

	Incapacité min=0	Incapacité min=1	Incapacité min=2	Incapacité min=3	Incapacité min=4	Incapacité min=5 ou 6	Total par ligne
Risque vital=0	351 46,2 % 90,0 %	135 17,8 % 76,3 %	164 21,6 % 56,9 %	78 10,3 % 39,0 %	28 3,7 % 16,6 %	4 0,5 % 7,0 %	760 59,3 %
Risque vital=1	33 20,5 % 8,5 %	35 21,7 % 19,8 %	61 37,9 % 21,2 %	20 12,4 % 10,0 %	11 6,8 % 6,5 %	1 0,6 % 1,8 %	161 12,6 %
Risque vital=2	5 4,6 % 1,3 %	4 3,6 % 2,3 %	40 36,4 % 13,9 %	38 34,6 % 19,0 %	19 17,3 % 11,2 %	4 3,6 % 7,0 %	110 8,6 %
Risque vital=3	1 0,6 % 0,3 %	3 1,9 % 1,7 %	23 14,7 % 8,0 %	60 38,5 % 30,0 %	56 35,9 % 33,1 %	13 8,3 % 22,8 %	156 12,2 %
Risque vital=4 ou 5	0 0,0 % 0,0 %	0 0,0 % 0,0 %	0 0,0 % 0,0 %	4 4,3 % 2,0 %	55 58,5 % 32,5 %	35 37,2 % 61,4 %	94 7,3 %
Total par colonne	390 30,4 %	177 13,8 %	288 22,5 %	200 15,6 %	169 13,2 %	57 4,4 %	1281

Source : ESPS 2002

vital et l'incapacité augmentent), il n'en est pas de même pour les classes hors de cette diagonale. Il est donc impossible de comparer, par exemple, les classes de sévérité 3 et 9.

Pour chaque individu, nous comptabilisons le nombre de pathologies dont il souffre, classe de sévérité par classe de sévérité. L'utilisation des nombres de maladies est non seulement motivée par le caractère numérique de ces variables, qui permet de donner une forme continue à l'indicateur construit ultérieurement, mais surtout par la richesse de l'information de santé que ces variables prises ensemble contiennent. En effet, elles renseignent sur le cumul des pathologies mais aussi sur leur niveau de sévérité. Ainsi, par rapport à un simple décompte des pathologies qui amènerait à considérer qu'un individu qui serait atteint de deux maladies aurait forcément une plus mauvaise santé qu'un individu atteint d'une seule, on donne aux pathologies une forme de pondération en fonction de leur sévérité. Les nombres de pathologies par individu correspondant à chacune de ces classes sont alors utilisés dans la construction de l'indicateur continu et cardinal de santé (cf. encadré « modélisation » page 7).

La prise en compte de la note subjective dans la modélisation

Pour construire l'indicateur continu d'état de santé, nous considérons en plus des nombres de pathologies par classe de sévérité, la note subjective d'état de santé. En effet, nous supposons que chaque individu se note en situant son état de santé global, évalué au regard du niveau de sévérité des pathologies dont il souffre, dans une échelle de référence qui lui est propre. L'hypothèse de base est qu'il existe un état de santé latent, inobservable directement mais repérable uniquement par son effet sur la note autoattribuée d'état de santé. C'est en estimant cette variable latente que nous construisons notre indicateur. Le modèle de régression mené, expliqué dans l'encadré page 7, consiste en un Logit

ordonné de la note d'état de santé sur les nombres de maladies déclarées par modalité de l'indicateur de sévérité.

Dans cette régression, nous prenons également en compte l'influence que peuvent avoir sur la note autoattribuée, d'une part, les caractéristiques sociodémographiques telles que l'âge, le genre, la catégorie socioprofessionnelle, l'occupation principale et le mode de couverture complémentaire et, d'autre part, les facteurs de risque comme la consommation de tabac, d'alcool et le surpoids. Ces variables permettent de capter le biais de déclaration éventuel sur la note. De plus, constatant que les membres d'un même ménage ont une tendance forte à se noter de manière analogue, nous supposons que certaines autres caractéristiques du ménage ont une influence sur la manière de se noter et méritent d'être prises en compte afin d'améliorer la précision de l'estimation. Nous choisissons donc de modéliser ces caractéristiques non observées sous la forme d'une variable constante au sein des ménages et variant aléatoirement d'un ménage à l'autre (en terme statistique, on parle d'« effet aléatoire »).

Nous sommes conscients que les nombres de maladies par niveaux de sévé-

rité ne prennent pas en compte la santé dans toute sa globalité. Il se peut donc qu'une partie de l'état de santé soit captée par les autres caractéristiques individuelles introduites dans le modèle ; l'âge, par exemple, puisque de nombreuses pathologies ont des conséquences plus importantes lorsque les individus vieillissent. Cependant, comme nous l'avons déjà mentionné, les décomptes de pathologies contiennent une information riche sur l'état de santé puisqu'elles renseignent sur les cumuls des maladies et que nous disposons du risque vital et de l'incapacité qu'elles induisent au travers des niveaux de sévérité. Leur prise en compte dans un même modèle permet donc une agrégation, certes imparfaite, mais assez large des dimensions de la santé. L'estimation fait apparaître un résultat attendu : chaque maladie supplémentaire accroît la probabilité de se noter en mauvaise santé et cet effet est d'autant plus fort que la sévérité de la maladie est importante.

Nous observons aussi un potentiel biais de déclaration puisqu'à niveau de sévérité donné, les individus ont tendance à s'accorder une note plus faible lorsqu'ils sont âgés, fumeurs, en surpoids ou obèses, agriculteurs ou ouvriers,

5

Les données et l'échantillon

L'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) est représentative des ménages dont un des membres au moins est assuré à un des trois principaux régimes d'Assurance maladie (régime général, régime des professions indépendantes ou régime agricole). Ces trois régimes représentent 95 % des ménages ordinaires (c'est-à-dire hors institution) de France métropolitaine.

L'enquête permet de relever tous les deux ans, auprès d'environ 20 000 personnes (20 834 individus en 2002), des données sur l'état de santé, le recours aux soins, la consommation de biens médicaux, l'hospitalisation, la couverture maladie ainsi que de nombreuses caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, occupation principale, milieu social...). Le volet de l'enquête visant à décrire l'état de santé permet en particulier de recueillir dans un autoquestionnaire : la taille, le poids

de chaque individu, la liste des troubles ou infirmités dont il souffre au moment de l'enquête, sa consommation de tabac et d'alcool. Dans le cas où ils sont incapables de le faire eux-mêmes (enfants, personnes souffrant de déficience mentale...), un autre membre du ménage s'en charge. Dans ce volet, on demande notamment aux enquêtés d'évaluer leur état de santé global sur une échelle allant de 0 à 10.

Pour notre analyse, nous avons écarté les individus de moins de 16 ans car ils n'avaient *a priori* pas procédé eux-mêmes au remplissage du questionnaire santé et donc n'avaient pas pu s'attribuer une note d'état de santé. Par ailleurs, nous n'avons conservé que les individus dont le questionnaire santé est exploitable et pour lesquels la note d'état de santé est déclarée. Notre échantillon comprend ainsi 8 635 individus.

inactifs ou non couverts par une complémentaire santé.

Enfin, l'effet aléatoire caractérisant l'appartenance à un même ménage ressort significativement. La prise en compte de cet effet de grappe (la propension des membres d'un même ménage à se noter de manière similaire) est donc utile pour améliorer la qualité de la régression.

Construction de l'indicateur et exemple d'utilisation

Les coefficients de cette régression nous permettent d'associer un poids \hat{a}_k non entaché de biais de déclaration à chaque niveau de sévérité défini. Dans une première étape, un indicateur continu de santé préliminaire est construit à partir du cumul des maladies de chaque classe de sévérité, multiplié par son effet estimé \hat{a}_k sur la variable latente de santé.

Ensuite, pour rendre cet indicateur plus facilement interprétable, nous proposons deux normalisations successives :

- 6 - La première normalisation consiste à diviser l'indicateur d'origine par l'effet associé à la classe de sévérité des maladies la plus faible. Cette normalisation donne une interprétation simple aux effets de chaque classe. En effet, elle permet par exemple d'indiquer qu'une maladie de la classe de sévérité la plus forte vaudrait 3,69 maladies de la classe de sévérité la plus faible.

La formule de l'indicateur ainsi construit peut être représentée par l'équation suivante :

$$I_{ij}^{brut} = \sum_{k=1}^9 \frac{\hat{a}_k}{\hat{a}_1} NbMa_{ij}^{(Severite_k)}$$

- La seconde normalisation consiste, à l'image d'autres indicateurs comme les scores résumés du SF36 ou le Health Utility Index, qui se présentent sous cette forme, à transformer l'indicateur brut précédent en un score qui s'étend de 0 à 100. Pour ce faire, nous calculons son écart à la valeur maximale qu'il peut prendre puis nous divisons cet écart par l'étendue possible des valeurs qu'il prend et,

enfin, nous multiplions par cent. Après cette dernière transformation, nous pouvons qualifier l'indicateur construit de « score » et l'utiliser tel quel dans les analyses qui suivent.

L'équation donnant la formule de cet indicateur final s'écrit :

$$I_{ij}^{score} = \frac{I_{ij}^{brut} - I_{ij}^{brut}}{I_{ij}^{brut}} \times 100$$

Par souci de comparaison avec les autres indicateurs, nous choisissons par la suite d'analyser notre indicateur sous sa forme « score », c'est-à-dire celle obtenue après la deuxième normalisation.

D'un point de vue général, la distribution de l'indicateur continu d'état de santé construit est concentrée sur les bons états

de santé et plus étalée sur les mauvais. Il permet donc de distinguer précisément les individus les plus malades.

A titre d'illustration, observons l'état de santé mesuré par cet indicateur selon le genre et l'âge considéré en classes. Nous calculons la moyenne du score de santé par classes, assortie d'un intervalle de confiance (cf. tableau ci-dessous). Pour disposer d'un élément de comparaison, nous avons ajouté les mêmes informations pour le score résumé de santé physique du SF36, issu de l'Enquête Santé 2003 de l'INSEE.

Bien qu'ils aient des niveaux moyens différents, les deux scores font apparaître des phénomènes analogues. Ainsi, la bonne santé mesurée diminue avec l'âge

Etat de santé des hommes et des femmes selon la classe d'âge, à partir de l'indicateur continu d'état de santé construit et du score de santé physique du SF36

	Echantillon	Moyenne	Intervalle 95 %	Minimum	Maximum
Indicateur continu d'état de santé construit *					
Score	8635	89,41	[89,14; 89,68]	0	100
Sexe					
Femme	4419	87,23	[86,85; 87,61]	15,54	100
16-34 ans	1572	93,75	[93,39; 94,11]	40,77	100
35-44 ans	879	91,60	[90,97; 92,23]	26,52	100
45-64 ans	1309	84,87	[84,17; 85,57]	15,54	100
65-74 ans	399	76,78	[75,29; 78,27]	19,94	100
75 ans et plus	260	71,09	[69,33; 72,85]	29,6	100
Homme	4216	91,08	[90,71; 91,45]	0	100
16-34 ans	1513	96,58	[96,31; 96,85]	51,81	100
35-44 ans	845	94,44	[93,92; 94,96]	16,41	100
45-64 ans	1282	88,97	[88,33; 89,61]	14,69	100
65-74 ans	378	78,57	[76,90; 80,24]	5,52	100
75 ans et plus	198	72,19	[69,67; 74,71]	0	100
Score de santé physique du SF36 **					
Score	20574	50,43	[50,11; 50,70]	5,85	75,98
Sexe					
Femme	10899	49,95	[49,60; 50,30]	5,85	72,9
16-34 ans	3248	53,85	[53,57; 54,13]	9,82	72,9
35-44 ans	2395	52,67	[52,34; 53,00]	10,02	70,08
45-64 ans	3588	49,21	[48,89; 49,53]	12,26	71,64
65-74 ans	1039	42,11	[41,46; 42,76]	10,99	64,93
75 ans et plus	629	36,7	[35,82; 37,58]	5,85	63,02
Homme	9675	50,91	[50,72; 51,10]	9,74	75,98
16-34 ans	2856	54,64	[54,38; 54,90]	12,59	70,83
35-44 ans	2112	53,07	[52,34; 53,80]	12,51	69,98
45-64 ans	3282	49,84	[49,52; 50,16]	9,74	75,98
65-74 ans	956	44,44	[43,80; 45,08]	10,79	66,92
75 ans et plus	469	39,25	[38,24; 40,26]	10,89	61,58

* Source : ESPS 2002

** Source : Enquête Santé 2003, INSEE

Modélisation du processus de notation

La modélisation est effectuée en suivant l'approche retenue dans plusieurs travaux (Kerkhofs et Lindeboom (1995) ; Lindeboom et Van Doorslaer (2003), Van Doorslaer et Jones, (2003)). Elle consiste à supposer que les individus fixent leur note d'état de santé en regardant comment se situe leur état de santé latent dans une échelle de référence comportant dix graduations. Ce processus est illustré dans le graphique ci-dessous. Par exemple, si l'état de santé latent est situé avant la première graduation (individu ayant un très mauvais état de santé ressenti), il se notera à 0 ; si l'état de santé latent est situé après la dixième graduation (très bon état de santé ressenti), il se notera à 10 ; si l'état de santé latent est compris entre la cinquième et la sixième graduation (état de santé assez médiocre), il se notera à 5.

La variable latente d'état de santé d'une part et l'échelle de référence d'autre part sont propres à chaque individu et dépendent donc de leurs caractéristiques individuelles : les nombres de maladies déclarées par niveau de sévérité, l'âge, le sexe, le milieu social, l'occupation professionnelle, le fait de bénéficier d'une couverture complémentaire santé et les facteurs de risque. Supposer une variabilité de l'échelle de référence selon ces caractéristiques permet de modéliser le

biais de déclaration. Au travers d'un effet aléatoire, nous prenons en compte les caractéristiques cachées, communes aux membres d'un même ménage selon lesquelles ceux-ci ont tendance à se noter de la même manière soit du fait d'un impact sur l'état de santé (des facteurs génétiques par exemple) soit du fait d'un impact sur le biais de déclaration (des facteurs culturels par exemple).

Pour décrire précisément le processus de notation, il faut écrire les équations qui régissent l'action des caractéristiques individuelles sur la variable latente et l'échelle de référence.

Modélisation de la variable d'état de santé latent

En ce qui concerne la variable d'état de santé latent, nous supposons que c'est une fonction linéaire des caractéristiques individuelles (cf. encadré ci-dessous).

Modélisation de l'échelle de référence

Pour simplifier le modèle et donc les estimations, nous supposons dans un premier temps que les échelles de référence ne diffèrent d'un individu à l'autre que par une translation, l'espacement entre les graduations restant identique. Sous cette hypothèse, seule l'origine de l'échelle varie avec les caractéristiques individuelles.

Dans un deuxième temps, nous relâchons cette hypothèse et acceptons que les espacements entre les graduations varient d'un individu à l'autre. Le modèle est alors considérablement complexifié car il faut pour chaque graduation une équation particulière décrivant sa position en fonction des caractéristiques individuelles. Pour conserver des temps de calcul raisonnables, nous ne faisons dépendre les graduations que d'une variable, celle qui permet d'atteindre le modèle au plus grand pouvoir explicatif. Après plusieurs essais, nous retenons l'occupation principale. Le modèle ainsi spécifié est beaucoup plus long à estimer tout en donnant des résultats proches du modèle simplifié.

Mode d'influence des variables

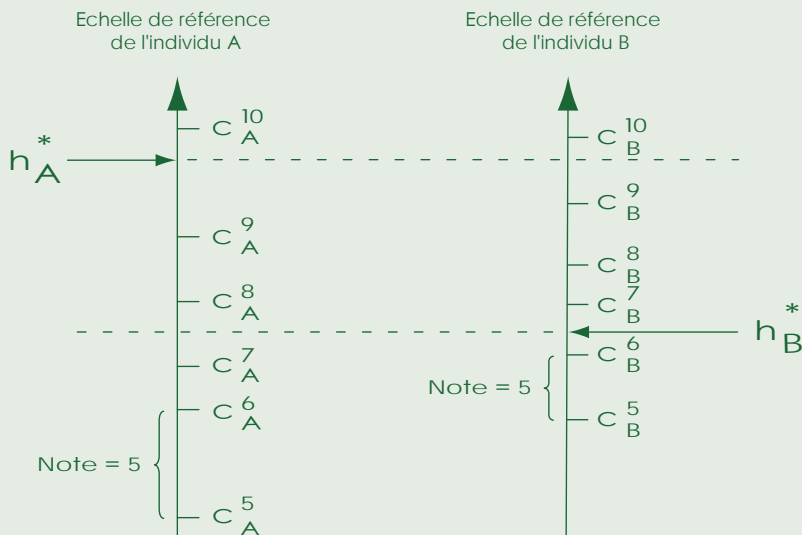
L'effet observé d'une caractéristique individuelle sur la note peut relever d'un côté de son impact sur la santé latente et de l'autre, de son impact sur l'échelle de référence. Sans autre précision, il n'y a *a priori* pas de moyens de quantifier distinctement ces deux influences. Pour résoudre ce problème, nous faisons l'hypothèse que le nombre de maladies a un impact sur la note uniquement au travers de l'état de santé latent et qu'il n'influence pas, toutes choses égales par ailleurs, l'échelle de référence.

Pour tout individu i d'un ménage j , son état de santé latent est déterminé par l'équation suivante :

$$santé_{ij}^* = \sum_{k=1}^9 a_k NbMal_{ij}^{(Severité_k)} + b_1 age_{ij} + b_2 educ_{ij} + b_3 revenu_{ij} + b_4 csp_{ij} + b_5 assurance_{ij} + b_6 risques_{ij} + u_{ij} + v_j$$

où $NbMal_{ij}^{(Severité_k)}$ représente le nombre de maladies de sévérité k de l'individu i du ménage j ,
 u_{ij} est la part non expliquée du modèle propre à l'individu i du ménage j
 et v_j est l'effet aléatoire lié au ménage j .

Schéma du processus de notation de deux individus A et B à partir de l'état de santé latent h^* et de l'échelle de référence individuelle



Grille de lecture : ce schéma représente le processus de notation de deux individus A et B. h_A^* et h_B^* représentent leur état de santé latent et C_A^5, \dots, C_A^{10} et C_B^5, \dots, C_B^{10} représentent les graduations des échelles auxquelles les individus se réfèrent pour s'attribuer une note. D'un individu à l'autre, la position des graduations varie. Chaque individu regarde où se positionne son état de santé latent dans son échelle de référence et s'attribue une note en fonction de cette position. Ainsi, l'individu A évalue que h_A^* est compris entre C_A^9 et C_A^{10} il s'attribue donc la note 9 alors que l'individu B positionne h_B^* entre C_B^6 et C_B^7 et s'attribue donc la note 6. Cependant si l'individu B avait la même échelle de référence que l'individu A, il se noterait à 7.

et les différences de santé moyennes s'accroissent avec l'âge, la différence de santé moyenne entre deux classes d'âge consécutives étant d'autant plus grande qu'il s'agit d'individus plus âgés. Le calcul des intervalles de confiance à 95 % fait apparaître, pour les deux scores, que la dégradation de l'état de santé avec l'âge est significative puisque les intervalles ne se chevauchent pas pour les classes d'âge décennales retenues.

On observe également que, selon les deux scores, quelle que soit la classe d'âge, la santé des hommes est meilleure que celle des femmes. En général, cette différence est significative, sauf pour les individus âgés de 35 à 44 ans ou de 45 à 64 ans dans le cas du score de santé physique du SF36 et ceux âgés de plus de 65 ans dans le cas du score calculé dans cette étude, pour lesquels les intervalles de confiance se chevauchent. Cependant, alors que l'écart entre l'état de santé des hommes et celui des femmes s'accroît avec l'âge jusqu'à 64 ans puis se réduit au-delà, suggérant qu'à partir d'un certain âge, la mauvaise santé touche tous les individus indépendamment du genre, pour le score de santé physique du SF36, on observe le phénomène inverse.

* * *

La méthode présentée donne une technique simple de construction d'un indicateur continu à partir d'un petit nombre de variables collectées classiquement dans les enquêtes sur la santé. Bien que notre analyse s'appuie sur la liste des pathologies, leur degré de sévérité et la note d'état de santé, variables disponibles dans le contexte particulier d'ESPS, les méthodes d'agrégation et de correction des biais de déclaration sont aisément reproductibles avec respectivement, d'autres variables de santé et d'autres variables sociodémographiques et/ou facteurs de risque. Elle permet aussi d'exploiter rétrospectivement la riche information dont disposent des enquêtes sur la santé, qui ont été répétées au cours du temps avec leurs propres questionnaires.

Mais l'originalité de notre travail réside avant tout dans le fait que la mesure cardinale de santé construite contient une double information de santé :

- une première, de type subjectif, appréhendée par la santé autoévaluée. Le recours de plus en plus fréquent à la santé subjective comme variable de santé individuelle dans les études s'appuie sur un grand nombre de travaux internationaux qui ont montré sa capacité à prédire la consommation de soins ou le risque de décès ultérieur (Idler et Benyamini, 1997).
- une seconde, de type médical et fonctionnel, appréhendée par le nombre de maladies dont souffrent les individus ainsi que leur niveau de sévérité évalué par des médecins. En effet, bien que les données sur les maladies relèvent du déclaratif et puissent aussi être sensibles à la situation individuelle, notamment au niveau social de l'enquêté, cette information paraît moins biaisée que l'état de santé

autoévalué puisqu'une mise en cohérence des réponses est effectuée par une équipe médicale.

Un tel indicateur permet des comparaisons simples d'état de santé de différentes populations, il permet de calculer de nombreuses statistiques et permet des analyses de distributions. En cela, il offre des nouvelles perspectives en termes d'analyses des inégalités de santé rendues délicates du fait du caractère qualitatif et multidimensionnel des variables de santé. Ainsi, alors qu'il est facile quand il s'agit de revenir de parler de distribution équitable, en santé ce type d'affirmation est plus délicat. La mise en place d'un indicateur de santé tel que celui que nous présentons pourrait permettre d'appliquer plus systématiquement les méthodes relevant de l'analyse des inégalités de revenu à celle des inégalités de santé. Ce nouvel indicateur de santé propose donc des perspectives d'application nombreuses à partir d'enquêtes sur la santé.

Pour en savoir plus

Blaxter M. (1989), A comparison of measures of inequality in morbidity. In: John Fox (éd.), Health inequalities in European countries, pp. 199-230. Aldershot (Royaume-Uni).

Com-Ruelle L., Lecomte T., Le Fur P., Mizrahi An, Mizrahi Ar, Sermet C. (1997), Un indicateur de gravité des maladies : enquête sur la santé et les soins médicaux, France 1991-92. CREDES n° 1189, 21 pages.

Idler E.L., Benyamini Y. (1997) Self-rated health and mortality: A review of 27 community studies. *Journal of Health and Social Behaviour*. 38: 21-37.

Kerkhofs M., Lindeboom M. (1995), Subjective health measures and state dependent reporting errors. *Health Economics*. 4: 221-235.

Liang J, Bennett J.M., Whitelaw N.A., Maeda D. (1991), The structure of self-reported physical health among the aged in the United States and Japan. *Medical Care*. 29 (12): 1161-1180.

Lindeboom M., van Doorslaer E. (2003), Cut-point shift and index shift in self-repor-

ted health. Tinbergen Institute Discussion Paper.

Mizrahi An, Mizrahi Ar, Rösch G. (1973), Un indicateur de morbidité. *Consommation*. n° 3, pp. 1-50.

Mizrahi An, Mizrahi Ar (1985), Indicateurs de morbidité et facteurs socio-démographiques. CREDES n° 657, 106 pages.

Mizrahi An, Mizrahi Ar (1995), Vieillesse relative par groupes socio-économiques : personnes âgées et autres adultes - Enquête sur la santé et les soins médicaux 1991 - 1992. CREDES n° 1070, 14 pages.

Organisation mondiale de la Santé (1998). Déclaration faite par le Groupe de travail sur la qualité de la vie en 1994. Publiée dans WHO health promotion glossary. Genève. Document WHO/HPR/HEP/98.1.

Van Doorslaer E., Jones A. (2003), Inequalities in Self-Reported Health: Validation of a New Approach to Measurement. In: Workshop on Health Economics and Public Policy. *Journal of Health Economics*. 22 (1): 61-78.