



Inégalités sociales d'espérance de vie sans incapacité en France : résultats et points de méthodologie

**Emmanuelle Cambois
Jean-Marie Robine**

E. Cambois, J.M. Robine: Équipe Démographie et Santé, Centre Val-d'Aurelle, Parc Euromédecine, 34298 Montpellier Cedex 05, France.

► Les indicateurs d'espérance de santé permettent de surveiller l'évolution de l'état de santé de la population, à mesure que l'espérance de vie s'allonge. En France au cours des années 1980, l'espérance de vie et l'espérance de vie sans incapacité se sont accrues simultanément, mais on s'interroge sur les inégalités sociales que peut masquer cette évolution positive. Un important travail méthodologique a permis d'obtenir des espérances de vie et espérances de vie sans incapacité pour la population française des hommes adultes, répartie en trois groupes socio-professionnels : notre étude montre que les écarts entre les groupes se sont maintenus entre 1980 et 1991 et que les différentiels d'espérance de vie s'accompagnent de différentiels plus importants d'espérance de vie sans incapacité. Chaque groupe a aussi connu une compression de la période vécue en incapacité au sein de l'espérance de vie. Des points de méthodologie sont soulevés et discutés. ◀

L'espérance de vie s'allonge de manière considérable, y compris aux âges élevés depuis les dernières décennies, et on s'interroge sur les conséquences de la chute de la mortalité sur les capacités fonctionnelles des individus. Faut-il craindre une expansion des maladies et des incapacités [1] ou envisager une amélioration générale de l'état de santé, voire une compression de la période vécue en mauvaise santé [2]? Les indicateurs d'espérance de santé se sont montrés performants pour répondre à ces questions, comme nous l'avons présenté dans un précédent article de *médecine/sciences* [3]. Ils permettent de surveiller l'évolution de l'état de santé à mesure que l'espérance de vie augmente. L'espérance de vie sans incapacité (EVSI) de la population française a été calculée pour 1981 et 1991 [4]. Les résultats contredisent pour l'instant la théorie de l'expansion de l'incapacité en France et appuieraient plutôt celle d'une compression de l'incapacité. L'inégalité sociale persiste cependant et plus la mortalité chute, plus on découvre la persistance d'inégalités sociales de mortalité jusque dans les âges très élevés [5, 6]. On s'interroge aussi sur les mécanismes qui condui-

sent à des décès plus fréquents ou à un état de santé moins bon dans certains groupes de population. Les inégalités sociales de santé sont devenues l'une des préoccupations majeures de la santé publique dans les pays développés [7]. En France, leur réduction fait partie des dix premières priorités de santé publique [8]. Cependant, malgré l'intérêt porté à ce champ, les données sont rares. Seuls des résultats ponctuels ont permis en France d'attirer l'attention sur ce problème, sans pouvoir l'expliquer, ni en surveiller l'évolution [9-14]. Ainsi, on ne sait pas si la chute de la mortalité a accentué ou atténué ces disparités au cours du temps. On ne sait pas non plus si un risque de mortalité plus faible s'accompagne ou non d'un meilleur état de santé, pas plus qu'on ne sait si les conséquences de la chute de la mortalité sur l'état de santé diffèrent ou non selon l'appartenance sociale.

La mise au point d'indicateurs d'EVSI différenciés selon l'appartenance sociale, et comparables d'une période à l'autre, a permis de répondre à ces questions [15]. A côté des résultats que cette étude a apportés, le travail mené a permis de soulever des points de méthodologie ayant trait à l'étude des inégalités

sociales en général mais aussi à la nature des données disponibles en France jusqu'ici.

■ Méthode et données

Méthode de calcul

La nature transversale des données disponibles en France impose l'utilisation de la méthode de Sullivan [16] pour calculer les espérances de vie sans incapacité. Bien que cette méthode ne fournisse pas les meilleures estimations possibles [17], une étude a montré qu'elle permet de produire des indicateurs satisfaisants, en particulier pour représenter la tendance d'évolution au cours des années 1980 [18]. La précision des indicateurs d'espérance de santé est calculée à partir de la méthode proposée par Mathers [19] et développée par Jagger [20].

Critères de différenciation sociale de la population

Le choix du critère de différenciation sociale (revenu, niveau d'instruction, profession...) s'impose souvent du fait d'exigences méthodologiques, surtout lorsqu'on étudie l'évolution des différentiels sociaux au cours du temps [21]. Trois points sont apparus incontournables pour le choix du critère.

1. Les groupes indiquant le statut social doivent être représentatifs du maximum de caractéristiques sociales déterminantes pour l'état de santé (c'est-à-dire niveau d'instruction, recours aux soins, environnement quotidien et professionnel, habitudes de vie, alimentation). Lorsque les données utilisées ne suivent pas les individus au cours de leur vie mais les figent dans un statut déclaré au moment du recueil des données, le critère doit permettre de classer les individus une fois pour toutes (par exemple, les diplômés, pour une population adulte). Si le critère correspond à un statut voué à évoluer tout au long de la vie (par exemple, le revenu), des groupes de plusieurs catégories, ayant des caractéristiques sociales proches et entre lesquelles les passages sont probables au cours de la vie, permettent de gérer une mobilité intra-groupe (par exemple, tranche de revenu), pour limiter la mobilité inter-groupe.

2. Le critère doit permettre de classer les individus selon une hiérarchie sociale cohérente avec le gradient de mortalité et d'incapacité et les différentiels qui en résultent. Par exemple, on sait qu'un revenu élevé est généralement associé à des caractéristiques sociales protectrices en matière de santé; cependant, on sait aussi qu'une distribution de la population selon le revenu ne fournit pas des groupes homogènes du point de vue des caractéristiques sociales influentes sur l'état de santé. La position privilégiée des instituteurs en terme d'espérance de vie le montre: ils sont plus faiblement rétribués que d'autres professions moins bien classées en termes de survie.

3. Les groupes créés doivent correspondre à des proportions de population stables dans le temps. Il s'agit d'opposer de période en période (ou d'une population à l'autre) des groupes comparables. Ainsi, l'évolution des différentiels que l'on observe n'est pas perturbée par des degrés différents de sélection des individus dans ces groupes (comme par exemple, bacheliers *versus* non bacheliers en 1950 et en 1990) (*Tableau I*). C'est la difficulté qui empêchait de tirer des conclusions sur l'évolution au cours du temps des résultats des études françaises évoquées [13].

La classification en catégories socio-professionnelles (CSP) permet de regrouper les individus selon un maximum de caractéristiques communes, incluant celles pouvant avoir une influence sur l'état de santé. On peut regrouper plusieurs catégories proches pour limiter les problèmes de mobilité au cours de la vie (par exemple, techniciens qualifiés, cadres moyens, cadres supérieurs), mais aussi pour limiter l'effet des modifications dans les secteurs d'activité au cours du temps (par exemple, ouvriers agricoles, ouvriers des industries). Ce critère permet de créer trois groupes homogènes et représentatifs des clivages sociaux traditionnels mais aussi représentant des parts de population relativement stables dans le temps (voir *Tableau II*). Les groupes sont les suivants (d'après la classification de 1982):

- groupe des cadres: professions non manuelles qualifiées (cadres supérieurs, professions libérales, professions intermédiaires),

- groupe des ouvriers: professions manuelles « cols bleus » (ouvriers qualifiés et non qualifiés; personnels de service; ouvriers agricoles),
- groupe intermédiaire: professions de nature plus hétérogène (agriculteurs exploitants; artisans, commerçants, chefs d'entreprise; employés). Ce groupe présente l'avantage de distinguer clairement les deux autres.

Les données

• L'incapacité

L'enquête française sur la santé et les soins médicaux est conduite tous les dix ans environ et les deux dernières en date, 1980-1981 (N = 21 000) et 1991-1992 (N = 21 500), fournissent la prévalence de l'incapacité générale dans la population vivant en ménages ordinaires. Les données sont réparties en fonction de la CSP occupée – pour les actifs occupés et les chômeurs – ou ancienne – pour les retraités, invalides ou autres inactifs ayant déjà travaillé. L'enquête interroge sur la présence dans le ménage de « personnes handicapées, ou ayant des gênes ou des difficultés dans la vie quotidienne ». Du fait de l'absence de données sur l'incapacité dans la population des collectivités (foyers, centres de long-séjours, institutions...), la prévalence dans la population totale est supposée équivalente à celle de la population des ménages. Les effectifs d'enquête sont réduits et un regroupement en grandes tranches d'âges a été nécessaire pour consolider les résultats. La population est répartie en trois groupes socio-professionnels et quatre tranches d'âges 15-34 ans, 35-49 ans, 50-59 ans et 60 ans et plus.

• La mortalité différentielle

Les tables de mortalité du moment pour des groupes d'étude ont été obtenues en décomposant les tables de la population générale, à partir des risques relatifs de mortalité associés aux différentes CSP. Les données sur les différentiels de mortalité proviennent des enquêtes post-censitaires de l'INSEE, concernant des échantillons d'hommes de 35 à 70 ans, représentatifs de la population nationale, constitués à partir des fichiers des recensements de la population en 1954 (N = 455 000) et en 1975 (N = 500 000) [9, 10]. Notre étude est fondée sur les séries de données fournies

Tableau I. Synthèse des résultats des différentes études sur les différentiels extrêmes d'espérance de vie à 35 ans dans la population active ou anciennement active.

1955-1965*	Instituteurs	40,8 ans
	Manœuvres	33,5 ans
	Écart	7,3 ans (à 35 ans)
1960-1969**	Instituteurs, professeurs	43,0 ans
	Manœuvres	34,2 ans
	Écart	8,8 ans (à 35 ans)
1975-1980***	Professeurs	43,2 ans
	Manœuvres	34,3 ans
	Écart	8,9 ans (à 35 ans)
1980-1989***	Professeurs	44,7 ans
	Manœuvres	35,8 ans
	Écart	8,9 ans (à 35 ans)
1982-1996*	Cadres et professions intellectuelles et artistiques	46,0 ans
	Personnels de service	36,5 ans
	Écart	9,5 ans (à 35 ans)

par l'INSEE: les données sur les décès enregistrés sur la période 1960-1969 pour l'échantillon de 1954, et sur la période 1980-1989 pour l'échantillon de 1975. Les taux de mortalité par âge pour les CSP sont estimés à partir de ces données, en utilisant un modèle de progression exponentielle de la mortalité avec l'âge (loi de Gompertz). Les taux ont été recalés sur les dates d'étude (1980 et 1991) en extrapolant l'observation de 1980-1989 d'après la tendance d'évolution déduite. Les risques relatifs déduits de ces taux ont été introduits dans les tables de mortalité de la population de 1980 et 1991.

D'après l'observation, entre 35 et 70 ans, les risques relatifs de mortalité des groupes de l'étude convergent avec l'âge. Après 70 ans, les données n'étant pas disponibles, cette tendance a été prolongée jusqu'à un âge-cible, point de convergence. Malgré une persistance des différentiels de mortalité observée aux grands âges [5, 6], les données finlandaises – rares données en population sur la mortalité aux grands âges – confirment cette convergence aux âges très élevés, pour des groupes socio-professionnels [22]. Pour notre étude, différents âges-cible ont été testés entre 90 et 99 ans, sans impact significatif sur l'estimation finale, du fait des effectifs relativement réduits à ces âges. Néanmoins, pour tenir compte

des inégalités persistantes, nous avons repoussé la convergence au plus tard, en choisissant comme âge-cible, celui correspondant à 1% de survivants des cohortes de nouveaux des tables de mortalité masculines de 1980 (c'est-à-dire 96 ans) et 1991 (c'est-à-dire 98 ans).

Population de l'étude

La nature des données françaises limite la représentativité de la population de l'étude. Pour certains groupes de population, le statut déclaré au recensement est mal corrélé avec les caractéristiques sociales déterminantes; c'est le cas des jeunes (premier emploi, étudiants) qui ne font pas partie des échantillons de l'INSEE avant l'âge de 35 ans. Cela a été aussi longtemps considéré comme étant le cas pour les femmes, qui n'étaient rattachées à l'enquête de 1954 que par leur statut d'épouse d'hommes de l'échantillon. C'est enfin aussi le cas, dans la population des hommes de plus de 35 ans, pour certaines catégories hétérogènes telles que les inactifs n'ayant jamais travaillé ou les professions artistiques. D'autres CSP ont également été exclues des échantillons de l'INSEE, ou de cette étude: certaines du fait d'effectifs limités et changeants (par exemple, mineurs, marins pêcheurs), d'autres du fait de modifications de leur statut au cours

du temps (par exemple, contre-maîtres). En fin de compte, la population de l'étude couvre pour les deux périodes 90 % des hommes de 35 ans et plus, actifs (travaillant ou au chômage), et inactifs ayant déjà travaillé (par exemple, retraités), classés selon la CSP déclarée au moment de l'enquête santé ou du recensement, et répartis entre les trois groupes socio-professionnels de l'étude.

Résultats

Le *Tableau III* fournit les estimations des espérances de vie, EVSI et espérances de vie en incapacité pour les trois groupes de l'étude et la population masculine.

Entre 1980 et 1991, l'évolution de l'espérance de vie à 35 ans de la population masculine totale s'est caractérisée par un accroissement d'un peu plus de deux ans. Ce gain est principalement dû à la chute de la mortalité aux âges élevés; l'espérance de vie à 60 ans a progressé de presque deux ans. Comme le montre le *Tableau III*, chacun des groupes a bénéficié d'une évolution de même ampleur, à 35 ans comme à 60 ans. Entre 35 et 59 ans, l'espérance de vie partielle des différents groupes, comme celle de la population totale, n'a que très peu évolué.

L'EVSI de la population masculine totale s'est accrue de manière légèrement plus importante que l'espérance de vie. De ce fait, la population masculine a bénéficié d'une réduction de son espérance de vie avec incapacité à 35 ans et à 60 ans, au cours de ces 10 ans. Cette tendance générale s'est appliquée à chacun des trois groupes socio-professionnels de l'étude et de manière légèrement plus marquée pour le groupe des ouvriers. Ainsi, chaque groupe, comme la population masculine totale, a connu une compression de la période d'incapacité au sein de l'espérance de vie.

A 35 ans, l'EVSI couvre 87% en 1980 et 88% en 1991 de l'espérance de vie pour le groupe des cadres et seulement 80% en 1980 et 82% en 1991 pour le groupe des ouvriers. A 60 ans, la différence est encore frappante: l'EVSI des cadres couvre 75% en 1980 et 81% en 1991 de l'espérance de vie, celle des ouvriers n'en couvre que 66% en 1980 et 71% en 1991 (*Tableau IV*).

Tableau II. Estimation des proportions par âge des groupes socio-professionnels de l'étude dans la population masculine totale des individus âgés de 35 ans et plus, d'après les recensements de 1982 et 1990 (INSEE).

Âges	Groupe des cadres		Groupe intermédiaire		Groupe des ouvriers		Population de l'étude	
	1982	1990	1982	1990	1982	1990	1982	1990
35-49 ans	26%	31%	22%	20%	39%	37%	88%	89%
50-59 ans	20%	25%	29%	25%	37%	37%	86%	87%
60 ans et plus	17%	22%	45%	38%	33%	37%	96%	98%
35 ans et plus	22%	27%	32%	28%	37%	37%	90%	92%

Tableau III. Espérances de vie sans incapacité et espérances de vie avec incapacité pour les groupes socio-professionnels de l'étude et pour la population masculine totale, 1980 et 1991.

Espérances de vie												
	Groupe des cadres			Groupe intermédiaire			Groupe des ouvriers			Population masculine totale (INSEE)		
	1980	1991	80-91	1980	1991	80-91	1980	1991	80-91	1980	1991	80-91
<i>Espérances de vie :</i>												
à 35 ans	41,3	43,5	+2,2	39,6	41,8	+2,2	35,9	38,1	+2,3	37,9	40,2	+2,3
à 60 ans	19,1	21,1	+2,0	18,4	20,4	+2,0	15,8	18,0	+2,2	17,3	19,2	+1,9
<i>Espérances de vie partielles dans les tranches d'âges :</i>												
35-49 ans	14,8	14,8	-	14,7	14,7	-	14,6	14,5	-0,1	14,7	14,7	-
50-59 ans	9,7	9,8	+0,1	9,6	9,7	+0,1	9,4	9,5	+0,1	9,5	9,6	+0,1
Espérances de vie sans incapacité												
<i>Espérances de vie sans incapacité :</i>												
à 35 ans	35,9	38,2	+2,3	32,8	35,1	+2,4	28,6	31,4	+2,8	31,2	33,9	+2,7
à 60 ans	14,3	17,0	+2,7	12,8	14,9	+2,1	10,5	12,8	+2,3	12,0	14,3	+2,3
<i>Espérances de vie partielles sans incapacité dans les tranches d'âges :</i>												
35-49 ans	14,2	14,0	-0,2	13,7	13,8	+0,1	13,3	13,4	+0,1	13,6	13,7	+0,1
50-59 ans	9,2	8,9	-0,2	8,5	8,6	+0,1	7,5	8,1	+0,7	8,1	8,4	+0,3
Espérances de vie avec incapacité												
<i>Espérances de vie avec incapacité :</i>												
à 35 ans	5,4	5,4	-0,1	6,9	6,7	-0,1	7,3	6,7	-0,5	6,7	6,3	-0,4
à 60 ans	4,8	4,1	-0,7	5,6	5,5	-0,1	5,3	5,3	-0,1	5,3	4,9	-0,4
<i>Espérances de vie partielles avec incapacité dans les tranches d'âges :</i>												
35-49 ans	0,6	0,8	+0,2	1,0	0,9	-0,1	1,2	-	1,0	1,0	-	
50-59 ans	0,5	0,8	+0,3	1,1	1,1	-	1,9	1,4	-0,5	1,4	1,2	-0,2

Ces résultats montrent qu'il y a un cumul des inégalités de mortalité et de santé ; le groupe des ouvriers a l'espérance de vie et l'EVSI les plus courtes mais aussi, l'espérance de vie avec incapacité la plus longue. Le groupe des cadres conserve sa large prééminence sur la période ; 5,4 ans d'espérance de vie à 35 ans et près de 7 ans d'EVSI séparent cadres et ouvriers, en 1980 comme en 1991.

Les écarts d'espérance de vie à 60 ans se sont très légèrement réduits sur la décennie, mais il reste encore 3 ans d'espérance de vie et 4 ans d'EVSI de différence entre les groupes en 1991 (Tableau V).

Les calculs de précision montrent que les évolutions et différentiels d'EVSI, à 35 ans et à 60 ans, sont statistiquement significatifs avec un intervalle de confiance à 95% ; le demi-intervalle

le plus large, pour l'EVSI à 60 ans du groupe des cadres en 1980, atteint environ sept mois (figure 1).

Discussion

Cette étude montre qu'il y a un cumul des inégalités sociales puisque les différentiels sont plus importants en terme d'EVSI qu'en terme d'espérance de vie. Le groupe des ouvriers

Tableau IV. Part de l'espérance de vie sans incapacité au sein de l'espérance de vie totale dans les groupes socio-professionnels de l'étude, 1980 et 1991.

	Groupe des cadres		Groupe intermédiaire		Groupe des ouvriers		Population masculine	
	1980	1991	1980	1991	1980	1991	1980	1991
<i>Part de l'espérance de vie sans incapacité au sein de l'espérance de vie :</i>								
à 35 ans	87 %	88 %	83 %	84 %	80 %	82 %	82 %	84 %
à 60 ans	75 %	81 %	70 %	73 %	66 %	71 %	69 %	74 %
<i>Part des espérances de vie partielles sans incapacité au sein des espérances de vie partielles dans les tranches d'âges :</i>								
35-49 ans	96 %	94 %	93 %	94 %	91 %	92 %	93 %	93 %
50-59 ans	95 %	92 %	89 %	89 %	80 %	86 %	86 %	88 %

Tableau V. Différentiels d'espérance de vie et d'espérance de vie sans incapacité (en années) entre le groupe des cadres et le groupe des ouvriers, 1980 et 1991.

	Différentiels d'espérance de vie		Différentiels d'espérance de vie sans incapacité	
	1980	1991	1980	1991
<i>Différentiels d'espérance de vie :</i>				
35 ans et plus	5,4	5,4	7,3	6,8
60 ans et plus	3,3	3,0	3,8	4,2
<i>Différentiels d'espérance de vie partielle :</i>				
35-49 ans	0,2	0,3	0,9	0,6
50-59 ans	0,3	0,3	1,7	0,8

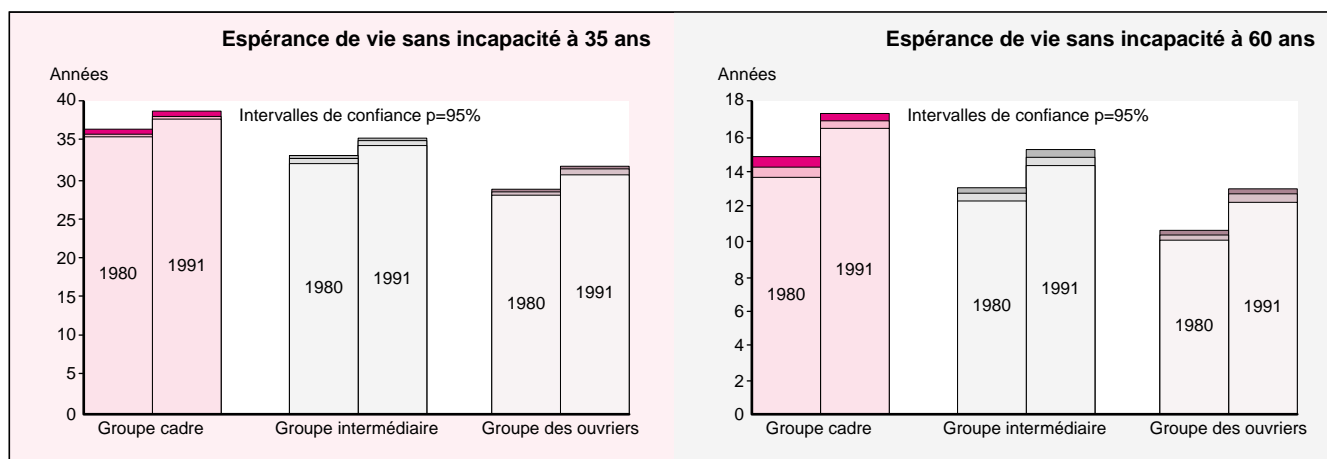


Figure 1. *Espérance de vie sans incapacité à 35 ans et à 60 ans pour les groupes socio-professionnels en 1980 et en 1991 et intervalles de confiance (à 95 %).*

n'a pas seulement l'espérance de vie la plus courte mais il a aussi l'espérance de vie avec incapacité la plus longue. Ainsi, contrairement à la différence entre hommes et femmes, une espérance de vie plus longue ne s'accompagne pas d'une plus grande part de vie en incapacité ; cette

conclusion vient confirmer les résultats obtenus dans les estimations produites pour d'autres pays [15]. Plus spécifiquement, notre étude montre que les inégalités de santé se sont maintenues pour les hommes de plus de 35 ans au cours des années 1980. Les écarts d'espérance de vie et

d'EVSI entre les cadres et les ouvriers, à 35 ans comme à 60 ans, n'ont presque pas changé. D'un autre côté, notre étude montre que ce maintien des inégalités est dû à une diminution de la prévalence de l'incapacité après 60 ans, accompagnée d'un accroissement de l'espérance de vie et de

l'EVSI équivalent pour tous les groupes. Les âges jeunes se caractérisent par une stagnation générale de la mortalité. Ces évolutions ont conduit à une compression des années vécues en incapacité au sein de l'espérance de vie à 35 ans et à 60 ans, pour tous les groupes.

Notre étude a permis de soulever différents problèmes méthodologiques ayant trait soit à l'étude des inégalités sociales de santé en général, soit à la nature des données qui ont été utilisées. Ces problèmes ont été résolus à travers des modélisations ou des hypothèses, fondées sur la littérature internationale de ce domaine. Leur mise en lumière permet toutefois de mieux maîtriser les sources de biais lors de l'interprétation des résultats ou en vue de comparaison avec d'autres études.

Le critère de différenciation sociale, la CSP, a été choisi pour répondre aux exigences de stabilité au cours du temps des groupes créés, aussi bien dans leur représentation sociale que dans leur proportion au sein de la population. Cet effort a permis d'étudier l'évolution des inégalités de santé, et doit être réalisé si l'on souhaite comparer les inégalités sociales d'un pays à l'autre. Cependant, les données fondées sur les CSP ne sont pas représentatives de l'ensemble de la population. A terme, soit des données plus précises pourraient permettre d'inclure toute la population, soit il faudra étudier la possibilité d'utiliser d'autres critères de différenciation, pour compléter ces résultats.

Ensuite, faute de données appropriées sur les personnes vivant en institutions, nous avons appliqué les prévalences de l'incapacité observées auprès des ménages à l'ensemble de nos groupes. Robine et Mormiche [23] ont montré que pour la population totale, étant donnée la faible proportion de personnes vivant en institutions, différencier ou non l'incapacité en ménage et l'incapacité en institutions ne modifie pas les estimations finales d'EVSI. Cependant, alors qu'une enquête récente indique de très larges différences dans les proportions de personnes vivant en institutions d'un groupe social à l'autre [24], on peut s'interroger sur l'éventuelle erreur introduite dans nos estimations. Cependant, ces proportions

sont trop limitées pour avoir un impact sur les estimations finales. De plus la proportion, plus élevée, de personnes vivant en institutions dans les groupes défavorisés pourrait correspondre à une prévalence plus faible de l'incapacité, plus proche de celle observée dans les ménages de ces groupes. En effet, dans les groupes les plus favorisés, une plus grande aisance à gérer le quotidien (réseau social, aides à domicile pour le ménage, les courses...) pourrait favoriser le maintien à domicile des personnes âgées. Les personnes des groupes favorisés vivant en institutions seraient alors plus généralement en incapacité. A l'inverse, dans les groupes les moins favorisés, les personnes pourraient entrer en institutions, dans un meilleur état de santé, pour bénéficier d'un entourage ou de services qui ne seraient plus assurés à domicile. L'enquête handicaps-incapacités-dépendance (HID) de l'INSEE permettra d'étudier ces hypothèses et leur impact sur l'ampleur et l'évolution des différentiels d'EVSI.

L'analyse des études internationales sur les espérances de santé montre que les résultats sont plus cohérents lorsque l'on se fonde sur des niveaux d'incapacité sévères (par exemple, confinement au lit). On limite les problèmes de comparaison des résultats dus aux différences sociales et culturelle dans la déclaration de son propre état de santé [25]. Il serait utile de compléter nos estimations par des indicateurs fondés sur des niveaux sévères d'incapacité. La taille limitée des effectifs d'enquête n'a pas permis d'aller plus en avant dans ce champ d'investigation.

Même si les comparaisons internationales sur l'ampleur des différentiels d'espérance de santé sont difficiles du fait de différences d'une étude à l'autre (méthodes de calculs, sources de données, niveaux d'incapacité, critères de différenciation sociale...), il apparaît que les réponses apportées par cette étude sont cohérentes avec la plupart des résultats obtenus. En particulier, ces études concluent toutes à un cumul des inégalités de mortalité et d'incapacité [15]. La multiplication de ce type d'études permettra d'accroître nos connaissances sur les différentiels d'espérance de santé et d'avoir une vision plus internationale.

D'après les résultats obtenus dans notre étude, la plupart des différentiels se situe aux âges élevés, âges pour lesquels les taux de mortalité et d'incapacité sont les plus importants. Ils résultent d'une accumulation de risques au cours de la vie, et d'un affaiblissement des mécanismes de protection et de défense. Cependant, l'étude montre que les gains les plus importants sur la mortalité et l'incapacité ont été réalisés à ces âges, pour tous les groupes. Cette évolution généralisée semble être indépendante de l'appartenance sociale et culturelle des individus. Dès lors il peut s'agir plutôt d'un effet de période, extérieur aux individus et à leur comportement, comme une amélioration des systèmes de santé (organisation des structures et des soins médicaux, prise en charge des maladies et de leurs conséquences) ou des conditions de vie générales. Au sein de la population totale, l'accroissement de l'EVSI aux âges élevés correspond à une réduction des conséquences des maladies sur la santé fonctionnelle des individus, plus qu'à une diminution de la prévalence de ces maladies [26]. Ainsi, cette diminution générale des conséquences de ces maladies aurait profité à tous les groupes socio-professionnels. Elle appuierait l'idée d'une amélioration générale de la gestion des conséquences fonctionnelles de la mauvaise santé.

Les résultats de notre étude ont montré que des gains d'espérances de vie et d'EVSI partielles, aux âges jeunes, restaient à faire. La population masculine totale peut espérer vivre 95 % des 25 années possibles de vie entre 35 et 59 ans. Ce bon résultat masque toutefois des disparités allant de 97 % pour le groupe des cadres à seulement 93 % pour le groupe des ouvriers. De plus, si l'incapacité et la mortalité ont une progression de type exponentiel avec l'âge, les différentiels aux âges jeunes, même limités, sont en grande partie responsables des écarts plus importants d'espérance de vie et d'EVSI observés aux âges élevés.

Ainsi, cette étude vient encore confirmer que, parmi les actions de santé publique qui doivent être menées pour réduire les inégalités sociales de santé, il est essentiel de se préoccuper des différentiels aux âges jeunes ■

RÉFÉRENCES

1. Verbrugge LM. Longer life but worsening health? Trends in health and mortality of middle-aged and older persons. *Milbank Mem Found Quart* 1984; 62: 474-512.
2. Fries JF. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *N Engl J Med* 1980; 303: 130-5.
3. Robine JM, Cambois E, Romieu I. L'évolution de l'espérance de vie sans incapacité. *Med Sci* 1999; 15: 1450-3.
4. Robine JM, Mormiche P. L'espérance de vie sans incapacité augmente. *Insee Première* 1993; 281: 1-4.
5. Marmot MG, Shipley MJ. Do socio-economic differences in mortality persist after retirement? 25 years follow up of civil servants from the first Withehall Study. *Br Med J* 1996; 313: 1177-80.
6. Martelin T, Koskinen S, Valkonen T. Socio-demographic mortality differences among the oldest old in Finland. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 1998; 53: S83-90.
7. World Health Organization - Regional office for Europe. *Health 21: the health for all policy for the WHO European region: 21 targets for the 21st century*. Regional committee for Europe, 48^e session. Copenhagen: OMS, 14-18 septembre 1998.
8. Ménard J. Conférence nationale de santé: rapport 1997, Lille 30 juin-2 juillet 1997. Paris: Direction Générale de la Santé, 1997.
9. Calot G, Febvay M. La mortalité différentielle suivant le milieu social: présentation d'une méthode expérimentée en France sur la période 1955-1960. *Etudes et Conjoncture* 1965; 20: 75-159.
10. Desplanques G. A 35 ans les instituteurs ont encore 41 ans à vivre, les manœuvres 34 seulement. *Économie et Statistique* 1973: 493-9.
11. Desplanques G. *La mortalité des adultes: résultats de deux études longitudinales (période 1955-1980)*. Les Collections de l'INSEE. Paris: Insee, 1985: D102.
12. Desplanques G. Les cadres vivent plus vieux. *INSEE Première* 1991; 158: 1-4.
13. Desplanques G. L'inégalité sociale devant la mort. In: *La société française: données sociales 1993*. Paris: Insee, 1993: 251-8.
14. Mesrine A. Les différences de mortalité par milieu social restent fortes. In: *La société française: données sociales 1999*. Paris: Insee, 1999: 228-35.
15. Cambois E. Calcul d'espérance de vie sans incapacité selon le statut social dans la population masculine française: un indicateur de l'évolution des inégalités sociales de santé. Institut des études politiques de Paris, Thèse de Doctorat en sciences économiques, janvier 1999.
16. Sullivan DF. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Rep* 1971; 86: 347-54.
17. Cambois E, Robine JM, Brouard N. Les espérances de vie appliquées à des statuts spécifiques: historique des indicateurs et des méthodes de calcul. *Population. Paris: Ined*, 1998; 3: 447-76.
18. Mathers C, Robine JM. How good is Sullivan's method for monitoring changes in population health expectancies. *J Epidemiol Community Health* 1997; 51: 80-6.
19. Mathers CD. *Health expectancies in Australia 1981 and 1988*. Canberra: Australian Institute of Health-AGPS, 1991; 117 p.
20. Jagger C. *Health expectancy calculation by Sullivan method: a practical guide*. NVPRI research paper series n°68. Tokyo: Nihon University, 1999.
21. Cambois E. La mesure des inégalités sociales face à la santé: problèmes méthodologiques. In: *Morbidité, mortalité: problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective*. Colloque international de Sinaia, septembre 1996. Paris: AIDELF/PUF, 1998: 422-32.
22. Martelin T. *Differential mortality at older ages: socio-demographic mortality differences among Finnish elderly*. Helsinki: Publication of the Finnish Demographic Society, 1994: 16.
23. Robine JM, Mormiche P. Estimation de la valeur de l'espérance de vie sans incapacité en France en 1991. *Solidarité Santé Études Statistiques* 1994; 1: 17-36.
24. Mormiche P. Les personnes dépendantes en institution. *Insee Première* 1999; 669: 1-4.
25. Robine JM, Romieu I, Cambois E. *Espérances de santé pour la population âgée de 65 ans et plus. Application des concepts de la classification internationale des handicaps aux calculs d'espérance de santé: France, début des années 1990 (rapport final de la convention MIRE)*. Montpellier: Laboratoire d'Epidémiologie et d'Économie de la Santé, 1995.
26. Robine JM, Mormiche P, Sermet C. Examination of the causes and mechanisms of the increase in disability-free life expectancy. *J Aging Health* 1998; 10: 171-91.

Summary

Social inequalities in disability-free life expectancy in France: results and methodological issues

Disability-free life expectancies were calculated for socio-professional groups to gauge for magnitude and trends in health differentials during the 1980-91 period. These indicators allowed to assess the consequences of longer life on health and the uniformity of these effects across the social hierarchy. A prevalence-based life table model was used to calculate disability-free life expectancy, combining cross-sectional data on disability prevalence from the 1980 and 1991 French health surveys, with incidence data on mortality. The study focused on the French male population, aged 35 and over, and divided into three socio-professional groups. Differentials in disability-free life expectancy remained stable between 1980 and 1991: at age 35, the « managers » group could expect an additional 5,4 years of life and an additional 7 years of life without disability compared to the manual workers group. At age 60, the gaps reached 3 expected years of life and 4 expected years of life without disability. The simultaneous increase in life expectancy and disability-free life expectancy between 1980 and 1991 led to a compression of the period lived with disability within life expectancy, for all groups. This work raised some methodological issues related to the study of social inequalities in health and problems related to data limitations.

TIRÉS À PART

E. Cambois.