This article appeared in a journal published by Elsevier. The attached copy is furnished to the author for internal non-commercial research and education use, including for instruction at the authors institution and sharing with colleagues.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or licensing copies, or posting to personal, institutional or third party websites are prohibited.

In most cases authors are permitted to post their version of the article (e.g. in Word or Tex form) to their personal website or institutional repository. Authors requiring further information regarding Elsevier's archiving and manuscript policies are encouraged to visit:

<http://www.elsevier.com/copyright>

ELSEVIER
MASSON

Disponible en ligne sur www.sciencedirect.com

ScienceDirect

Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique 56 (2008) 209–213

Revue d'Épidémiologie
et de Santé Publique

Epidemiology and Public Health

Lettre à la rédaction

Commentaire sur l'article de G. Menvielle et al. « Évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Étude en fonction du niveau d'études par cause de décès », RESP 2007;55:97–105

Commentary on G. Menvielle et al. "Changing social disparities and mortality in France (1968–1996): cause of death analysis by educational level", RESP 2007;55:97–105

Dans un article, paru récemment dans la *Revue* [1], Menvielle et al. tentent de montrer une aggravation notable des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996, avec une augmentation de l'indice relatif d'inégalité (IRI) de 41 % pour les hommes et 35 % pour les femmes. Si cela est vrai, il s'agit d'un résultat spectaculaire et alarmant pour notre système de soins et l'état de la société française, appelant des réformes immédiates et profondes.

Dans ce commentaire, nous souhaitons soulever une question : l'accroissement de l'IRI signale-t-il réellement une augmentation des inégalités sociales devant la mort ?

Nous ne soulevons aucune question sur le calcul de l'indice lui-même et la méthode développée dans l'article. Certes, on pourrait discuter de l'exclusion des individus nés hors de France ou de l'emploi d'un modèle de Cox (d'autres auteurs utilisent un modèle de Poisson), mais cela ne saurait en rien affecter qualitativement le fait que l'IRI a considérablement augmenté dans la période de 28 ans considérée. Notre commentaire porte exclusivement sur l'interprétation de l'IRI en termes d'inégalités sociales de mortalité et peut se résumer ainsi : une augmentation de l'IRI signifie-t-elle de manière non ambiguë une augmentation des inégalités sociales de santé ?

Pour répondre à cette question, il est tout d'abord nécessaire de définir ce que l'on entend par inégalités sociales de santé. Nous définissons ici les inégalités sociales de mortalité comme les différences « injustes », parce que subies, de mortalité entre individus occupant des positions sociales différentes. Pour qu'une différence soit une inégalité, il faut qu'elle résulte d'un traitement inégal des individus selon leur position sociale ; pour parler d'augmentation des inégalités sociales de mortalité au cours du temps, il faut être certain que la position occupée dans la hiérarchie sociale a plus d'impact aujourd'hui qu'hier sur l'espérance de vie d'un individu. Toute autre cause de différence de mortalité entre groupes sociaux sera appelée « disparité » et l'objet de ce commentaire est de détailler les mécanismes selon lesquels

les différences de mortalité peuvent se creuser, sans pour autant que la société soit devenue plus injuste dans sa répartition du fardeau de la mortalité.

Il ne s'agit pas seulement ici de subtils distinguos disciplinaires, même s'il nous semble important de montrer en quoi économistes et épidémiologistes peuvent diverger dans leurs approches, mais bien d'une question primordiale pour les politiques de santé, d'éducation et de redistribution en général en France.

Notre commentaire porte essentiellement sur l'interprétation du tableau 2 de l'article, qui concerne la mortalité selon « toutes causes », mais s'applique évidemment aux autres résultats qui concernent la mortalité par cause. Ce tableau montre l'évolution des disparités de mortalité selon le niveau d'études en quatre groupes (aucun diplôme, CEP, diplôme professionnel, baccalauréat et plus), entre 1968–1974 et 1990–1996, séparément pour les hommes et pour les femmes. La disparité est mesurée de deux manières différentes : tout d'abord, par le risque relatif de mortalité, qui mesure la sur-probabilité de mourir d'un individu des trois groupes inférieurs comparée à la probabilité de mourir dans l'année d'un bachelier, ensuite par un indice relatif de mortalité, l'IRI, reflétant l'écart maximal de mortalité qui serait généré par les différences de niveau d'éducation.

Commençons par régler le cas des risques relatifs. Ils sont dénués de réelle signification pour une raison simple, fournie dans le tableau 1 du même article : les bacheliers représentaient moins de 10 % de la population en 1968–1974 (8,6 % chez les hommes et 5,1 % chez les femmes) et près de 25 % en 1990–1996 (25,2 % chez les hommes et 23,1 % chez les femmes). Symétriquement, la proportion de « sans diplômes » a été divisée par deux. En comparant dans le temps des risques relatifs par niveaux d'études, on mélange donc deux phénomènes totalement différents et aux conséquences différentes en termes d'inégalités : une modification du lien entre éducation et mortalité d'une part, qui a des conséquences sur les inégalités, et une modification de la composition des groupes de niveaux d'éducation, parfaitement neutre du point de vue des inégalités, d'autre part. Un tel biais a été mis en évidence dans l'analyse des inégalités de salaires sur une longue période [2].

Il n'existe aucune donnée permettant de savoir si l'augmentation des risques relatifs en France sur les trente dernières années vient d'une aggravation des inégalités ou du second effet, dit de composition. En l'absence de données, des simulations peuvent montrer que le simple constat d'augmentation des risques relatifs ne permet en rien de conclure à l'aggravation des inégalités sociales de mortalité. En effet, on

peut expliquer une part importante de l'évolution constatée des risques relatifs au moyen d'un modèle dans lequel le lien éducation–mortalité reste constant, mais la distribution par niveaux d'éducation change. Par exemple, nous avons mené une simulation simple, en découpant la population en déciles de risque de mortalité croissants et en répartissant les groupes de diplômés dans ces déciles de façon à reproduire l'évolution du tableau 1 de l'article : le premier décile de risque est seul à obtenir le baccalauréat en 1968–1974, alors que les trois premiers déciles le font en 1990–1996 (notre [Tableau A.1](#)). Sous l'hypothèse d'une augmentation linéaire du risque de décès entre les déciles, ajustée de façon à reproduire la colonne 1968–1974 du tableau 2 de Menvielle et al. [1], et à obtenir un risque moyen égal à 1, nous pouvons reproduire 50 % de l'augmentation du risque relatif de la catégorie « diplôme professionnel » et 40 % de celle de la catégorie « CEP » par effet de composition pure, c'est-à-dire en maintenant constante la distribution du risque entre déciles et en ne modifiant que la composition des catégories de diplôme en termes de déciles de risque.

Sous l'hypothèse (crédible) d'une distribution convexe du risque, c'est-à-dire d'une augmentation de plus en plus forte du risque de décès à mesure qu'on monte dans les déciles, nous obtenons des résultats comparables.

Enfin, il est possible de reproduire intégralement l'augmentation du risque relatif de la catégorie « sans diplôme » mesurée par Menvielle et al. [1] à l'aide d'une distribution du risque ad hoc, quasiment exponentielle, avec de très forts risques sur les deux derniers déciles, les seuls à rester dans la catégorie « sans diplôme » en dernière période.

Ces simulations sont évidemment simplistes, mais montrent que les évolutions de risque relatif peuvent refléter autant les changements de composition des groupes de diplôme que des changements de la relation entre situation sociale et mortalité, et sont donc très difficiles à interpréter en termes d'inégalités sociales de mortalité.¹

Nous nous concentrons donc sur le second indicateur des disparités : l'IRI.

L'IRI est mesuré par la pente de la droite de régression entre le risque de mortalité, d'une part, et le pourcentage de la population ayant un diplôme supérieur d'autre part.²

Il prend donc en compte les effets de composition et, par construction, est protégé contre l'impact de la diffusion des diplômes dans la population que nous venons de mettre en évidence pour le risque relatif. On peut donc retenir l'IRI comme un indicateur fiable des disparités de mortalité entre catégories de diplôme et on peut dire que l'augmentation de

Tableau A.1

Risque linéaire : paramètres

A	0,615				
B	0,07	Niveau d'éducation des déciles (1 = bac+, 4 = sans)			
Déciles	Risque	Période 1	Période 2	Période 3	Période 4
1	0,685	1	1	1	1
2	0,755	2	2	1	1
3	0,825	2	2	2	1
4	0,895	3	3	2	2
5	0,965	3	3	2	2
6	1,035	3	3	3	2
7	1,105	4	4	3	3
8	1,175	4	4	4	3
9	1,245	4	4	4	4
10	1,315	4	4	4	4
Moyenne	1				

Résultats	Risques relatifs par niveau d'éducation				Risques relatifs au groupe bac+	P1	P2	P3	P4
	Groupe	P1	P2	P3	Groupe	P1	P2	P3	P4
1		0,69	0,69	0,72	1	Ref	Ref	Ref	Ref
2		0,79	0,79	0,90	2	1,15	1,15	1,24	1,28
3		0,97	0,97	1,07	3	1,41	1,41	1,49	1,51
4		1,21	1,21	1,25	4	1,77	1,77	1,73	1,70

Lecture du tableau A : nous simulons un lien éducation–mortalité linéaire de la forme $\text{Risque} = A + B \times \text{Décile}$, les paramètres étant ajustés pour obtenir un risque moyen de 1 sur l'ensemble de la population et pour reproduire au mieux l'évolution des risques relatifs observée dans l'article. Les valeurs des paramètres pour la simulation présentée sont lues dans les deux premières lignes du tableau (dans la simulation présente, le risque le plus faible est $0,615 + 0,07 \times 1 = 0,685$ et le risque le plus élevé $0,615 + 0,07 \times 10 = 1,315$). Le risque de mortalité propre à chaque décile est calculé dans la colonne deux du groupe de lignes intermédiaires ; les colonnes suivantes (sous le titre « niveau d'éducation des déciles ») sont une simple répartition des déciles de mortalité dans les niveaux d'éducation : en période 1, 1968–1974, seul le décile le plus faible de mortalité est bachelier (on reproduit ainsi une France à 10 % de bac et plus), le groupe professionnel–Bac comprenant 20 % de la population (les deux déciles suivants), le groupe CEP–professionnel comprenant 30 % de la population et le groupe sans diplôme 40 %. On reproduit ici le tableau 1 de l'article, pour les hommes, colonnes niveau d'études, période 1968–1974, en chiffres ronds (10 % au lieu de 8,6, 20 % pour 18,2, 30 % pour 32,4 et 40 % pour 40,8). Le groupe de lignes inférieur du tableau calcule simplement le risque relatif par groupe d'éducation pour chaque période sur la base de la distribution des déciles de risque dans les niveaux d'éducation qu'on vient de décrire. Les colonnes de gauche expriment le risque relatif à la moyenne et les colonnes de droite le risque relatif au groupe bac+. Ce dernier est comparable au tableau 2 de l'article (toujours pour les hommes) : nous reproduisons un risque relatif de 1,15 en première période pour le niveau diplôme professionnel (observé = 1,14) et de 1,28 en dernière période (observé = 1,43).

l'IRI au cours du temps signale effectivement une augmentation des disparités.

Cet indicateur n'est cependant pas sans défaut puisqu'il est paramétrique (il postule une relation linéaire sur l'ensemble des niveaux d'éducation) et simule une disparité moyenne sur l'ensemble du gradient de diplôme. Il est donc impossible de savoir si les inégalités se sont creusées entre les « sans diplômes » et le reste de la population, ou bien entre les « diplômés professionnels » et les « bacheliers », ou bien encore si les différences se sont creusées entre chacune des trois classes proposées (les risques relatifs permettent de mesurer ces disparités, mais de manière incorrecte comme on vient de le voir).

¹ Nous tenons à disposition du lecteur intéressé la feuille de calcul Excel® sur laquelle nous avons réalisé ces simulations.

² Ce pourcentage est calculé comme suit : en 1968–1974, 8,6 % des hommes étaient bachelier, donc, en considérant que tout bachelier est au milieu de sa catégorie, 4,3 % de la population avait un diplôme supérieur au sien ; on attribue donc, pour calculer la pente de régression, une valeur de 4,3 aux bac+. Pour la même période, 59,2 % des hommes avaient au moins un diplôme ; en faisant la même hypothèse qu'un sans diplôme est au milieu de son groupe, il voit $59,2 + (40,8/2) = 79,6$ % d'individus avec un diplôme supérieur au sien.

Plus grave selon nous, l'IRI tel qu'il est ici mesuré à travers le diplôme ne permet pas vraiment de passer du constat de disparités de mortalité entre groupes de diplôme à celui d'inégalités sociales de mortalité.

Rappelons que nous définissons ici les inégalités sociales de mortalité comme des différences qui tiennent au fait que certains individus ont un risque de mortalité supérieur parce qu'ils occupent une position inférieure dans la société.

Or l'IRI par niveau de diplôme ne permet pas de mettre en évidence des inégalités de mortalité selon cette acception, car il confond trois choses : le lien entre position sociale et santé, ce qui correspond à la définition ci-dessus, le lien entre diplôme et position sociale, et le lien entre éducation et santé.

Par exemple, le creusement des différences de mortalité entre groupes de diplôme pourrait largement être expliqué par le fait qu'être sans diplôme en 1994 a beaucoup plus d'incidence sur la position sociale qu'en 1968, sans pour autant que le lien entre position sociale et santé ait changé en quoi que ce soit.

Or démêler ces trois effets est important, car ces trois histoires appellent certainement des politiques publiques très différentes. En effet, pour passer du constat de l'existence de différences de mortalité à une intervention publique, il est non seulement nécessaire d'en connaître les causes afin de mettre en œuvre des interventions adaptées, mais surtout de les juger, pour tout ou partie, comme injustes, ce qui est la justification majeure de l'intervention de l'État dans le domaine des inégalités pour un économiste.

La plupart des économistes s'accordent aujourd'hui sur l'idée que l'égalité totale de résultats et donc l'égalité parfaite des états de santé entre groupes sociaux n'est pas nécessairement un but à atteindre, car cela peut nier en partie la liberté de choix individuel. Ils s'accordent plus volontiers sur l'objectif d'égalité des opportunités ([3]) Ainsi, sont jugées comme injustes les inégalités liées à des circonstances indépendantes de la responsabilité individuelle.

Quelles sont les conséquences en termes de politiques publiques des trois mécanismes susceptibles d'expliquer le creusement de l'IRI (rappelons-le, creusement du rendement social de l'éducation, creusement du rendement de l'éducation en santé, et aggravation des inégalités de santé et de soins liées à la position sociale) ? Si on observe que la distribution de la mortalité est beaucoup plus liée à la position sociale aujourd'hui qu'hier (par exemple, parce que la santé dépend du capital social et que ce dernier est plus inégalement réparti dans une société plus inégalitaire et souffrant d'une plus forte ségrégation sociale), il sera impératif de rendre nos systèmes de soins, d'éducation et de redistribution plus égalitaires, même si cela doit être au détriment des plus favorisés.

Si on observe que la distribution de la mortalité est moins, ou pareillement, liée à la position sociale, mais que l'impact du diplôme sur la position sociale a fortement augmenté, il n'est pas certain qu'il faille des politiques visant à réduire les disparités d'état de santé, mais sans doute plus d'éducation en général et plus de capital humain dans la population (mais certainement pas revenir à moins d'inégalités de diplôme et moins de diplômes en moyenne).

Enfin, si on observe que ce qui a changé est le lien entre éducation et santé, il faudra encore observer pour savoir si ce changement est injuste (il dépend de circonstances sur lesquelles les individus n'ont pas prise) ou acceptable (au sens où il est le produit de préférences individuelles et où toute politique visant à le contrer réduirait le bien-être social).

Le problème auquel nous sommes donc confrontés est celui du choix de l'indicateur de position sociale. Cette question n'est pas simple, car il existe de nombreux candidats pouvant rendre compte de la stratification de la société (voir, par exemple, [4]). On peut toutefois définir au moins des propriétés requises pour l'exercice mené ici : être hiérarchisable et être comparable dans le temps. À cet égard, l'indicateur qui semble être le plus pertinent semble le niveau de vie (ou le revenu ou le salaire), puisqu'il s'agit d'une mesure cardinale, les catégories sociales étant à la fois peu hiérarchisables (où placer les agriculteurs par exemple ?) et peu comparable dans le temps (être profession intermédiaire aujourd'hui est sans doute beaucoup plus défavorable aujourd'hui qu'il y a 50 ans) ([5]).

La question que nous voulons soulever à propos de l'interprétation fournie par Menvielle et al. [1] de leur résultat est donc au total la suivante : dire que le niveau de diplôme est la même chose que la position sociale fait l'impasse sur deux autres mécanismes que les économistes tentent de mesurer, le rendement de l'éducation sur la position sociale et le rendement de l'éducation sur la santé.

La question des rendements de l'éducation sur la position sociale est traitée par les économistes par l'analyse du rendement salarial de l'éducation et de son influence sur la productivité.

Les systèmes productifs devenant de plus en plus intensifs en capital humain et l'économie se tournant vers l'innovation, on devrait s'attendre à ce que le rendement salarial de l'éducation augmente ([6]). C'est, de fait, ce qui est observé aux États-Unis. En France, cependant, l'évolution est moins nette : selon Selz et Thélot, ([7]), le rendement salarial d'une année d'étude supplémentaire pour ceux qui ont un emploi à plein temps et sans période de chômage sur l'année aurait eu plutôt tendance à baisser entre 1962 et 1985, puis à être stable depuis. Il est donc a priori peu probable que les changements dans le rendement de l'éducation soient à l'origine du creusement des inégalités sociales de mortalité observées par Menvielle et al. [1] dans le cas de la France. Notons cependant qu'aux faibles niveaux de diplôme, le rendement salarial de l'éducation a fortement augmenté : ne pas avoir de formation du tout condamne aujourd'hui à de très faibles revenus sur le marché du travail en France ([7] ; rappelons de surcroît que ces résultats sont calculés hors effet du chômage). Une part du creusement de l'IRI au bas de la distribution des niveaux d'éducation peut donc provenir de cette augmentation locale du rendement de l'éducation en termes de ressources et de statut social et non être imputable à l'évolution de la mortalité au sein des niveaux d'éducation.

Il nous reste maintenant à interpréter les disparités de mortalité entre niveaux d'éducation.

L'éducation est à la fois une ressource sociale (si j'ai fait des études, j'ai plus de chances de connaître un médecin ou de me

faire respecter et comprendre par l'administration d'un hôpital) et une ressource individuelle entrant directement dans la production de santé (pour une revue complète de cette littérature, cf. [8,9]). Or là encore ces deux dimensions peuvent avoir des implications différentes en termes de justice.

Si la différence de mortalité par niveau de diplôme a augmenté parce que, le système de soins étant rationné (officiellement ou au niveau des acteurs de base), disposer de ressources sociales permet de contourner plus efficacement les obstacles à l'accès aux soins, il s'agit d'inégalités injustes et nécessitant une réforme. Les travaux de Lombrail semblent indiquer que de telles situations existent en France, mais il est plus difficile de mesurer leur contribution aux disparités de mortalité ; en outre, on ne sait pas si elles étaient moins fréquentes en 1968.

Si la disparité de santé par diplôme a augmenté parce le rendement en santé de l'éducation a augmenté, le jugement en termes d'injustice dépend des causes de l'augmentation du rendement. Selon le modèle de capital santé de Grossman (1972), le rendement en santé de l'éducation dépend de deux facteurs : l'aptitude et la motivation.

Selon le premier effet, l'éducation améliore la « technologie individuelle de production de capital santé », c'est-à-dire apporte une meilleure connaissance des moyens permettant d'investir dans sa santé et permet une meilleure utilisation du système de soins, et notamment de l'innovation médicale.

Par ailleurs, les individus plus éduqués peuvent avoir une motivation plus forte à rester en bonne santé. Cet effet s'explique à la fois par un effet d'incitation, leur santé étant un capital qu'ils cherchent à entretenir dans la mesure où celle-ci détermine leur capacité à travailler et leur salaire, mais aussi par le fait que des préférences individuelles (telle qu'une plus faible préférence pour le présent) conditionnent à la fois le fait de faire des études et le fait d'entretenir son capital santé. Par exemple, ceux qui font des études plus longues ont moins tendance à fumer et ceux qui ont moins de capital humain prennent la décision rationnelle de le consommer en jouissant des plaisirs de la vie.

Pour chacun de ces deux effets (aptitude et motivation), on se pose deux questions : doit-on s'attendre à une augmentation des inégalités liées à l'éducation et cela reflète-t-il une inégalité ou une simple disparité ?

Concernant le premier effet (aptitude), il est plus que probable que, la santé étant devenue plus complexe et technique, y compris pour l'individu, l'aptitude à utiliser les connaissances médicales, dont on peut supposer qu'elle augmente avec l'éducation, joue un rôle plus important aujourd'hui qu'en 1968. Par exemple, avant 1964 et la publication du rapport du directeur général de la santé aux États-Unis, le fait de fumer dépendait peu des connaissances épidémiologiques, mais, avec la diffusion progressive des connaissances scientifiques sur les méfaits du tabac, on peut penser que les individus plus éduqués ont arrêté plus tôt de fumer. Cependant, l'augmentation de l'aptitude à gérer son capital santé avec l'éducation ne semble pas pouvoir rendre compte d'une forte part de l'augmentation des différences sociales de mortalité, les travaux sur le lien entre éducation et santé montrant que l'impact de l'éducation sur les aptitudes est sans doute faible au-delà du CEP ([10]).

En outre, l'augmentation de l'effet « aptitude » n'est pas forcément synonyme d'injustice. On peut, comme dans le cas du rendement salarial de l'éducation, se réjouir d'un accroissement de l'efficacité sociale de l'éducation sur la santé dans la mesure où cela signifie que les individus prennent une plus large part dans les décisions concernant leur santé, même si on peut souhaiter une diffusion plus générale des connaissances sur la santé (ciblage des campagnes de prévention sur les moins éduqués ou augmentation des niveaux d'éducation des plus défavorisés). En outre, le jugement à porter sur ce creusement des disparités est ambigu dans la mesure où le sort des défavorisés s'améliore aussi, mais seulement moins vite que celui des favorisés.

Concernant l'effet motivation, la question clé est celle du rendement salarial de la santé. Si le rendement a augmenté au cours des trente dernières années, le différentiel de motivation à investir dans la santé entre niveaux de diplômes a pu aussi croître. Force est de constater qu'on ne sait pas grand-chose empiriquement sur l'évolution de l'impact de la santé sur la productivité (c'est-à-dire, le salaire et le nombre d'heures travaillées) ; en fait, il est difficile de mesurer un effet de la santé sur la productivité à un instant donné et, partant, encore plus difficile de calculer une évolution de cet effet. On est ici réduit à des conjectures et quelques faits suggestifs : on pourrait penser a priori que, la productivité reposant moins sur la force physique qu'autrefois, le revenu salarial est moins lié à la santé aujourd'hui. Cependant, même dans les économies industrialisées ou tertiaisées, la taille et l'indice de masse corporelle (qui reflètent pour une part la santé) sont corrélés positivement au salaire, la santé mentale a un impact sur la probabilité de travailler et le revenu de ceux qui travaillent [11], et l'état de santé reste le premier déterminant des sorties du marché du travail.

Une augmentation de l'effet motivation est complexe à interpréter.

Si cet effet provient du fait que les attentes en matière de santé des employeurs sont aujourd'hui plus importantes, on pourra conclure à une augmentation des injustices. Cependant, il ne s'agira pas forcément d'inégalités sociales mais d'inégalités de santé, les malades ayant moins de chances qu'avant d'obtenir une position sociale favorable.

Par ailleurs, le fait que des préférences individuelles particulières conditionnent à la fois le fait de faire des études et le fait d'entretenir son capital santé n'est pas nécessairement injuste et chercher à le redresser pourrait même être dommageable : on contraindrait alors des individus à faible capital santé et capital humain à ne même pas pouvoir brûler ce faible capital et à sur-investir au lieu de consommer ce qui est disponible – la solution serait aussi abjecte que l'épargne forcée.

Evidemment, on doit aussi s'interroger sur les motivations profondes de cette décision rationnelle et des préférences sur lesquelles elle repose et surtout sur les raisons pour lesquelles le lien entre capital humain et capital santé serait plus fort aujourd'hui qu'hier : si la décision de sous-investir en capital santé n'est pas une simple affaire de goût, mais aussi et surtout d'héritage social, le sous-investissement des moins éduqués en

capital santé devient injuste. Il y a de bonnes raisons de penser que la décision de sous-investir est affaire de détermination sociale : tout d'abord, l'éducation que je reçois au sein de ma famille ou de mon groupe de pairs conditionne largement mes préférences, par exemple ma capacité à valoriser les conséquences futures de mes décisions présentes ; ou bien, la dotation en santé que je reçois à la naissance, et qui conditionne mes choix futurs (d'éducation et de santé), est conditionnée par l'état de santé de ma mère pendant la grossesse et cette attribution des destins dès la naissance est profondément injuste. On peut alors parler d'inégalités des chances en santé liées au déterminisme social et familial [12], légitimant donc des politiques publiques visant à réduire ces différences de comportements (sur ce point, voir par exemple [13]).

Afin de séparer ces différents effets (effet de l'éducation sur la position sociale, effet de motivation de l'éducation et l'effet d'aptitude), les économistes ont développé des méthodes économétriques adaptées : quasi-expériences historiques, variables instrumentales, biais de sélection de Heckman ([9] ou [14]). Albouy et Lequien ([9]) utilisent, par exemple, les réformes scolaires sur l'âge légal de la scolarité obligatoire pour isoler la part exogène de la corrélation entre éducation et santé (augmenter l'éducation produit plus de santé) de la part endogène (la corrélation résulte du fait que ceux qui poursuivent des études ont, par ailleurs, une meilleure santé et augmenter le niveau d'éducation ne changera pas le niveau de santé). Ces méthodes sont encore aujourd'hui peu utilisées en épidémiologie, alors qu'il est pourtant fondamental de savoir calculer un rendement proprement exogène de l'éducation sur la santé si l'on veut fonder des politiques adaptées.

On voit donc que les économistes refusent de confondre disparités de mortalité par niveau d'éducation et inégalités sociales de mortalité. De ce point de vue, mesurer comme le font Menvielle et al. [1] l'évolution dans le temps des disparités de mortalité liées au diplôme apporte un fait suggestif et stimulant au débat sur les inégalités sociales de santé, mais pas une réponse à la question du creusement ou de la résorption de ces inégalités. Cela ne signifie pas pour autant, comme on l'entend souvent, que les économistes « accusent les victimes » : il s'agit de décomposer les disparités de mortalité et leurs évolutions selon des facteurs que l'on peut juger certainement injustes (capital social), peut-être injustes (motivation, préférences pour la santé corrélées au niveau d'éducation), et sans doute moins injustes (rendement de l'éducation en position sociale, rendement de l'éducation en santé).

Une telle méthode de décomposition semble difficile à mener sur la base de l'échantillon démographique permanent (EDP), qui comprend au total peu de variables sociodémographiques ou approchant des traits psychologiques présidant aux choix d'éducation et de santé. En revanche, l'EDP est parfaitement adapté pour mener des mesures de l'effet exogène de l'éducation sur la santé en tirant parti d'expériences historiques comme l'allongement de la durée obligatoire de

scolarité ou l'occupation allemande comme l'ont montré [9,14]. C'est pourquoi les économistes préfèrent utiliser des enquêtes, comme les enquêtes santé ou le panel européen des ménages, posant beaucoup plus de questions sur les liens causaux entre éducation et santé à un échantillon en général plus petit que celui de l'EDP (méthode E. Cuity, développée par Wagstaff et van Doorslaer) même si cela impose de travailler avec des indicateurs de santé peut-être moins fiables, comme la santé autoévaluée, la faible taille de l'échantillon et le faible suivi dans le temps interdisant de travailler sur la mortalité.

Références

- [1] Menvielle G, et al. Évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Étude en fonction du niveau d'études par cause de décès. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2007;55:97–105.
- [2] Piketty T. Les hauts revenus en France au 20^e siècle : inégalités et redistribution, 1901–1998, Paris: B. Grasset; 2001.
- [3] Rosa Dias P, Jones AM. Giving equality of opportunity a fair innings. *Health Econ* 2007;16(2):109–12.
- [4] Chenu A. Le repérage de la situation sociale. In: Annette Leclerc et al., editors. *Les inégalités sociales de santé*. 2000. p. 93–107.
- [5] Jusot F. The shape of the relationship between mortality and income in France, *Annales d'Économie et de Statistique* 2007;83–84:89–122 [special issue "Health–Insurance–Equity"].
- [6] Aghion P, Cohen E. Éducation et croissance. Rapport du Conseil d'Analyse Économique. 2004. n° 46.
- [7] Selz M, Thélot C. The returns to education and experience: Trends in France over the last thirty-five years. *Population* 2004;59(1):9–48.
- [8] Jusot F. Revenu et mortalité : analyse économique des inégalités sociales de santé en France. Thèse de doctorat de l'École des Hautes Études en Sciences Sociales. 2003.
- [9] Albouy V, Lequien L. Non-monetary returns to education: the case of mortality. INSEE-D3E working paper G2007/02.
- [10] Grignon, M. The role of education in health system performance. *Econ Educ Rev* 2007. Doi: 10.1016/j.econeducrev.2006.11.001
- [11] Ettner SL, Franck RG, Kessler RC. The impact of psychiatric disorders on labor market outcomes. *Ind Labor Relat Rev* 1997;51(1):64–81.
- [12] Devaux M, Jusot F, Rochaix L, Trannoy A, Tubeuf S. Inégalités des chances en santé : influence de la profession et de l'état de santé des parents. *Quest Econ Sante* 2007;118:1–6.
- [13] Fleubaey M. Le revenu équivalent-santé, un outil pour l'analyse des inégalités sociales de santé. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2007;55(1):39–46.
- [14] Lequien, L. Education in France during World War II and subsequent mortality. Working Papers INSEE/CREST 2007-06.

M. Grignon*

*Department of Economics and Department of Health,
Aging and Society, McMaster University, 1280,
Main Street West, Hamilton, Ontario L8S 4M4, Canada*

F. Jusot

*Université Paris-Dauphine et IRDES, 10,
rue Vauvenargues, 75018 Paris, France*

*Auteur correspondant

Adresse e-mail : grignon@mcmaster.ca (M. Grignon)

Disponible sur Internet le 9 juin 2008