

**« La mortalité selon le revenu : estimation à partir
de données européennes »**

Auteurs

Marie Blaise, Mathieu Lefebvre

Document de Travail n° 2018 – 41

Octobre 2018

Bureau d'Économie
Théorique et Appliquée
BETA

www.beta-umr7522.fr

[@beta_economics](https://twitter.com/beta_economics)

Contact :
jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr

La mortalité selon le revenu: estimation à partir de données européennes

Marie Blaise

BETA, Université de Strasbourg, Université de Lorraine, CNRS, BETA UMR 7522

Mathieu Lefebvre

BETA, Université de Strasbourg, Université de Lorraine, CNRS, BETA UMR 7522

Résumé

Nous estimons la relation entre mortalité et revenu pour plusieurs pays européens dont la France. A partir d'une méthode de régression pondérée, l'espérance de vie par classe de revenu est dérivée de l'espérance de vie observée pour différents niveaux d'éducation. Nous distinguons plusieurs cohortes selon le sexe. Les résultats montrent que le différentiel de mortalité selon le revenu est plus important chez les hommes que chez les femmes et qu'il tend à augmenter légèrement avec l'âge. De fortes disparités entre pays sont cependant observées avec des inégalités faibles dans les pays nordiques et plus fortes dans les pays de l'Est. La France présente un différentiel de mortalité selon le revenu plutôt faible comparé aux autres pays de l'échantillon.

Codes JEL: C21, I10, I14, J10

Mots clés: Mortalité, espérance de vie, revenu, régression pondérée

1. Introduction

L'espérance de vie à la naissance a fortement augmenté au cours des dernières décennies. En France, elle est, en 2015, de 79,0 ans pour les hommes et 85,1 ans pour les femmes alors qu'elle était de 70,2 ans pour les hommes et 78,4 ans pour les femmes en 2000 (INSEE). De nombreux facteurs ont été mis en avant pour expliquer cette augmentation de la longévité comme la qualité et les conditions de vie ou l'accès et la qualité des soins qui augmentent grâce au progrès technique. Néanmoins, ces bons résultats cachent des disparités parfois importantes au sein de la population. Plusieurs études ont montré qu'il existe une certaine hétérogénéité dans le domaine de la santé selon les catégories de la population considérées et il semble que ces différences se maintiennent malgré le bien-être croissant (voir Cutler et al., 2011, pour un survol des études réalisées sur le sujet).

Plus particulièrement, de nombreux travaux se sont intéressés à la relation entre mortalité et statut socio-économique. Selon les études considérées, le statut social est envisagé du point de vue de l'éducation, du revenu (ou de la richesse) ou de la profession. S'y ajoute parfois le type de ménage ou le patrimoine immobilier mais cette classification apparaît moins précise. Dans la quasi-totalité des cas, une relation positive est observée entre longévité et statut socio-économique, voir par exemple Kitagawa et Hauser (1973), Duleep (1986, 1989), Deaton et Paxson (1998) ou Cristia (2009) pour les Etats-Unis, Jusot (2006) pour la France, Hupfeld (2011) pour l'Allemagne, Kalwij et al. (2013) pour les Pays-Bas ou encore Attanasio et Emmerson (2003) pour le Royaume Uni¹. Mackenbach et al. (2008, 2016) ont proposé une comparaison entre pays basée sur des données européennes. A partir d'indices d'inégalité du revenu et de données provenant des recensements, et en classant les individus selon leur niveau d'éducation ou leur emploi, ils comparent les causes de décès et l'évaluation de la santé subjective entre les groupes. Ils pointent également une relation positive entre statut socio-économique et état de santé et montrent que les inégalités entre groupes socio-économiques varient entre pays. Alors que les inégalités de santé sont plutôt faibles dans les pays du Sud de l'Europe, elles sont importantes dans les pays Baltes et de l'Est de l'Europe. La question de l'ampleur de cette relation reste néanmoins ouverte et si Preston (1975) montre, à partir de données en séries longues, que le revenu pourrait expliquer 15-20% du différentiel

¹ Une exception est donnée par Snyder et Evans (2006), qui montrent au contraire que les groupes de revenus plus élevés font face à une mortalité plus grande que celle rencontrée par les groupes les plus pauvres.

de mortalité, il est parfois difficile de donner un ordre de grandeur exact de l'écart de longévité entre différentes catégories de la population.

Plus récemment, la littérature dans ce domaine s'est également attachée à identifier la nature même, causale ou non, de cette relation négative. La question est importante car s'il n'y a pas de doute quant à la corrélation positive entre statut socio-économique et longévité, il n'est pas certain que le niveau d'éducation ou le revenu soit en effet la cause d'une meilleure santé et donc d'une espérance de vie plus longue. Une mauvaise santé pourrait également expliquer un niveau d'éducation et un revenu plus faible (Currie et Hyson, 1999). De nombreux facteurs confondants tels que les capacités intellectuelles ou les préférences temporelles peuvent également être la cause à la fois d'une plus forte mortalité et du statut socio-économique. Cette question donne lieu à d'intenses débats techniques et scientifiques sur l'identification de la source de la causalité (Lleras-Muney, 2005 ; Lindahl, 2005 ; Balia et Jones, 2008 ; Van Kippersluis et al., 2011)², le problème étant de mesurer correctement la mortalité et de trouver une stratégie empirique qui isole l'effet du statut de la personne (son revenu, son niveau d'éducation ou sa richesse) des autres effets favorables à la longévité.

Bien que la question de recherche principale se concentre sur l'identification des canaux par lesquels la situation socio-économique affecte la santé et la mortalité, il n'en reste pas moins que l'existence d'une relation inverse entre mortalité et statut socio-économique, ainsi que les inégalités de mortalité qui en découlent, peuvent jouer un rôle prépondérant quant aux questions de politiques publiques. Lorsqu'une politique de soins est mise en place, il est important d'identifier quel groupe de la population est plus ou moins dans le besoin. Si les plus pauvres ont une espérance de vie réduite par rapport aux plus riches, le taux de rendement interne d'un système d'assurance retraite qui ne différencierait pas entre les individus est en moyenne plus faible pour les pauvres. En matière de redistribution, il est également important de pouvoir quantifier l'étendue du paradoxe de la mortalité (Lefebvre et al., 2013, 2014). En effet, si la mortalité varie selon le revenu, tel que les personnes aux revenus plus élevés vivent plus longtemps que celles ayant des revenus plus faibles, les taux de pauvreté calculés dépendent non seulement de « la vraie pauvreté » mais aussi de la sélection induite par la mortalité différentielle selon le revenu. Si la mortalité était la même

² Certains pointent plutôt un effet de la santé sur le statut socio-économique, voir Currie et Madrian (1999) et Garcia-Gomez et al. (2013).

pour tous les niveaux de revenu, il y aurait proportionnellement moins de riches et plus de pauvres en comparaison avec la situation actuelle où les espérances de vie varient selon le revenu. De telles différences de mortalité doivent pouvoir être prises en compte puisqu'il est communément admis que les différentiels de santé et/ou d'espérance de vie dans la population doivent être gommés afin de réduire les inégalités économiques et sociales (Belloni et al., 2013).

Dans cet article, nous nous intéressons à la relation entre longévité et revenu et poursuivons trois buts. Premièrement, nous estimons le différentiel d'espérance de vie selon le revenu dans une série de pays européens en étendant la méthode proposée par Pamuk (1985, 1988) aux données de revenu. Cette méthode utilise les espérances de vie selon le niveau d'éducation et les tailles relatives de ces catégories d'éducation dans la population couplées à la distribution des catégories de revenu dans la population. Ces résultats sont essentiellement descriptifs et nous ne prétendons pas identifier une quelconque relation causale. Sur base de ces estimations, nous évaluons ensuite l'ampleur de l'inégalité de longévité. A l'aide d'un indice d'inégalité qui prend en compte la taille relative de chaque classe de revenu dans la population, nous comparons les pays de notre échantillon en différenciant les hommes des femmes ainsi que les groupes d'âge. Enfin, l'ensemble de ces résultats nous permettent de dresser un bilan de la situation des pays étudiés; pays aux trajectoires et aux systèmes de protection sociale très différents.

Tout au long de cet article, nous nous concentrons sur l'espérance de vie plutôt que sur les taux de mortalité³. L'espérance de vie mesure la dimension temporelle de la mortalité et a l'avantage d'être directement et facilement interprétable. Les données utilisées pour cette étude sont disponibles pour une série de pays européens; ce qui permet de réaliser des comparaisons entre différentes populations.

Dans la suite, nous présentons d'abord la méthode utilisée pour obtenir les espérances de vie selon la classe de revenu. Nous mettons en évidence les hypothèses faites ainsi que les données utilisées pour estimer la longévité. Nous présentons ensuite les résultats ainsi que

³ Nous pourrions également utiliser les rapports de cote (*odds ratio*). Ces derniers sont plus simples à utiliser mais ils ont tendance à refléter l'intensité de la mortalité et nous apprennent finalement peu de chose sur les morts prématurées.

différentes analyses de l'inégalité de la distribution des espérances de vie. Enfin, dans une dernière section, nous donnons quelques conclusions.

2. Estimer les espérances de vie selon le revenu

La position dans la hiérarchie sociale est principalement déterminée par la profession, l'éducation ou le revenu. Bien que ces dimensions aient probablement leur effet spécifique sur la santé, elles sont fortement liées les unes aux autres. Le niveau d'éducation est particulièrement intéressant car il est un déterminant important des revenus. Il a également les avantages d'être disponible pour la plupart des individus observés et de rester assez stable lorsque l'on considère la population adulte. Partant de ce constat, la méthode utilisée dans cet article propose de lier les distributions de la population selon ces deux dimensions, éducation et revenu, pour obtenir les espérances de vie selon le revenu.

Le point de départ est constitué par les tables de mortalité et les espérances de vie par niveau d'éducation. Nous utilisons deux sources de données: les espérances de vie publiées par Eurostat pour une série de pays européens (Eurostat 2017) et les données publiées pour la France par l'Insee à partir de l'échantillon démographique permanent (Insee 2017)⁴. Ces données, bien que provenant de sources différentes, ont l'avantage d'être directement comparables et présentent les statistiques de mortalité et d'espérance de vie selon le niveau d'éducation. Trois niveaux d'éducation sont ici envisagés : enseignement primaire et premier cycle du secondaire, enseignement du deuxième cycle du secondaire et enseignement supérieur. Les pays disponibles pour l'étude sont la Bulgarie, le Tchèque, le Danemark, l'Estonie, la Finlande, la France, la Hongrie, l'Italie, la Norvège, la Pologne, le Portugal, la Roumanie et la Suède.

Grâce à ces données, nous disposons des espérances de vie par niveau d'éducation à chaque âge entre 30 et 65 ans. L'espérance de vie des femmes est plus longue que celle des hommes, et ce quel que soit le niveau d'éducation, l'âge et le pays considérés, et ce pour les deux âges de référence, 30 ans et 60 ans. On observe également, dans tous les pays, une relation croissante entre longévité et niveau d'éducation (cf. Tableau 1).

⁴ Les données françaises ne sont pas disponibles pour une année précise mais correspondent à la moyenne obtenue sur une période de 5 ans. Pour les chiffres présentés dans cet article, il s'agit de la période 2009-2013. Ceci permet d'avoir accès à un plus grand nombre d'observations et donc d'obtenir des mesures plus exactes.

Tableau 1 : Espérance de vie à 30 ans et 60 ans selon le niveau d'éducation, 2014

	Hommes			Femmes		
	Primaire et 1 ^{er} cycle secondaire	2eme cycle Secondaire	Supérieur	Primaire et 1 ^{er} cycle secondaire	2eme cycle Secondaire	Supérieur
	30 ans					
Bulgarie	36,3	44,7	47,2	45,4	50,6	51,9
Tchéquie	35,7	46,6	48,3	49,8	52	52,4
Danemark	45,9	49,2	51,6	50,8	53,3	54,3
Estonie	34,9	44,6	48,5	45,9	51,7	54,5
Finlande	46,1	48,7	51,5	52,4	54,6	55,8
France	46,8	51,2	53,1	54,1	56,7	57,1
Hongrie	36,4	44,7	48,1	46,6	51,1	51,9
Italie	49,0	53,6	53,5	54,4	57,2	57,2
Norvège	47,7	50,7	52,4	52,1	54,5	55,7
Pologne	37,9	44,2	49,9	49,1	51,8	54,2
Portugal	47,5	50,8	52,6	54,1	54,9	56,4
Roumanie	38,1	45	46,3	48,1	51	51,2
Suède	48,5	51,2	52,8	52	54,7	55,5
<i>Moyenne</i>	<i>42,4</i>	<i>48,1</i>	<i>50,4</i>	<i>50,4</i>	<i>53,4</i>	<i>54,5</i>
60 ans						
Bulgarie	14,8	18,3	19,5	20,0	22,1	22,9
Tchéquie	14,2	19,2	21,6	23,2	23,2	24,8
Danemark	20,1	21,2	22,4	23,4	24,5	25,1
Estonie	13,6	18,2	20,2	21,9	23,6	25,3
Finlande	20,7	21,4	22,9	25,5	26,0	26,6
France	21,2	23,9	25,1	26,4	28,2	28,4
Hongrie	13,8	19,1	19,8	21,0	23,2	23,2
Italie	21,9	24,3	24,2	26,4	27,6	27,5
Norvège	20,9	22,4	23,5	24,6	25,8	26,5
Pologne	17,2	18,5	21,4	23,4	23,8	25,2
Portugal	21,4	22,6	23,7	25,9	26,3	27,1
Roumanie	16,3	18,9	18,7	21,5	22,7	22,5
Suède	21,9	22,6	23,6	24,9	25,6	26,3
<i>Moyenne</i>	<i>18,5</i>	<i>21,0</i>	<i>22,2</i>	<i>23,8</i>	<i>25,0</i>	<i>25,6</i>

Source : Eurostat (2017) et Insee (2017).

Note : Les chiffres pour la France sont une estimation moyenne pour la période 2009-2013.

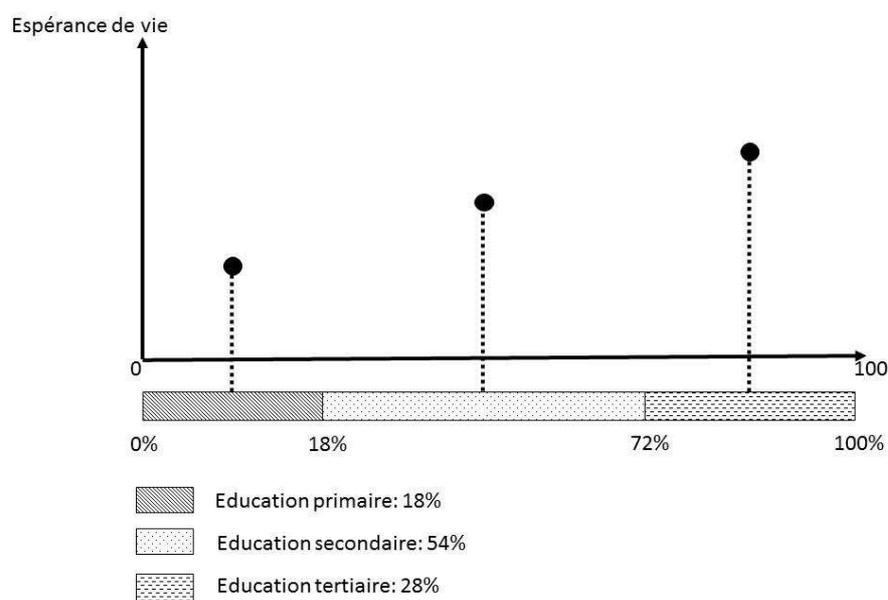
En faisant l'hypothèse que les niveaux croissants d'éducation reflètent bien une certaine hiérarchisation de la société selon le revenu, on peut estimer des tables de mortalité selon le revenu à partir de régressions par la méthode des moindres carrés ordinaires

pondérés (Pamuk, 1985, 1988)⁵. Cette technique, largement utilisée par les épidémiologistes et les démographes pour estimer les espérances de vie en bonne santé (voir Bossuyt et al., 2004 et Van Oyen et al., 2005), a l'avantage de prendre en compte la taille relative de chaque catégorie de population considérée (ici selon le niveau d'éducation). Elle permet de facilement prédire les espérances de vie selon le revenu à partir de la relation entre revenu et éducation.

Tout d'abord, les niveaux absolus d'éducation sont transformés en niveaux relatifs. En effet, la seule observation des diplômes obtenus par la population ne tient pas compte de la taille relative des groupes par niveau d'éducation et pourrait avoir des conséquences sur le statut relatif du diplôme. Entre les cohortes successives, la taille des groupes d'éducation a changé. Aujourd'hui, les jeunes étudient plus longtemps que les cohortes précédentes, ce qui fait que le statut socio-économique obtenu suite à un certain diplôme a changé. De plus le secteur de l'éducation et l'organisation de l'enseignement varient d'un pays à l'autre : l'utilisation d'un concept relatif permet la comparaison. On utilise donc une méthode qui permet l'application d'une régression linéaire sur la taille relative de chaque catégorie dans la population d'un certain âge. Concrètement, le niveau d'éducation est approché par une échelle continue de 0 à 100% dans laquelle chaque catégorie de diplôme est représentée par sa taille relative dans la population. Cela permet de comparer à la fois les extrêmes et l'ensemble de la distribution. La Figure 1 illustre la méthode avec un exemple fictif. L'axe horizontal représente une distribution hypothétique de la population selon le niveau d'éducation. La bande inférieure sous l'axe des abscisses montre la part, dans la population, des personnes ayant un certain niveau d'éducation. Dans notre exemple, 18% de la population (le premier groupe) a au plus un diplôme de l'enseignement primaire. Le second groupe correspond à ceux qui ont au plus un diplôme de l'enseignement secondaire et représente 54% de la population, le troisième représente quant à lui 28%. Chaque niveau d'éducation est donc représenté selon son poids dans la population.

⁵ Voir en annexe un détail de la méthode des moindres carrés pondérés.

Figure 1 : Point milieu par catégorie d'éducation



Cette échelle peut être considérée comme le reflet d'une répartition socio-économique de la population. Au sein de cette distribution, nous faisons l'hypothèse que la référence d'un niveau d'éducation est déterminée par sa position relative, définie comme le point milieu (*mid-point*) de la proportion de la catégorie d'éducation dans l'échelle ordonnée (Pamuk, 1985, 1988). Par exemple, si la première catégorie est donnée par ceux qui ont au plus un diplôme de l'enseignement primaire et qu'ils représentent 18% de la cohorte, le point milieu sera 9%. Si ceux qui ont au plus un diplôme de l'enseignement secondaire représentent 54% de la population, les bornes de la catégorie considérée sur l'échelle ordonnée sont 18% et 72% et le point milieu est 45%.

A partir des données de l'enquête européenne sur les revenus et les conditions de vie (EU-SILC)⁶, nous pouvons facilement calculer la distribution des niveaux d'éducation à chaque âge et obtenir pour chaque pays et chaque âge le point milieu correspondant. Pour plus de représentativité de nos échantillons par âge dans l'enquête EU-SILC, nous utilisons des groupes d'âge de 5 ans. Dans la suite, l'ensemble de nos estimations est donc réalisé par

⁶ L'enquête européenne sur les revenus et les conditions de vie (EU-SILC : European Union survey on income and living conditions) collecte à la fois des données transversales et longitudinales en vue d'établir des statistiques comparatives sur la répartition des revenus et l'inclusion sociale dans l'Union Européenne.

groupe d'âge. A titre d'exemple, le Tableau 2 donne la distribution des niveaux d'éducation pour le groupe d'âge 60-64 et pour l'année 2014.

Tableau 2 : Distribution des niveaux d'éducation (%) par sexe en 2014 – âge 60-64

	Hommes			Femmes		
	Primaire et 1 ^{er} cycle secondaire	2eme cycle Secondaire	Supérieur	Primaire et 1 ^{er} cycle secondaire	2eme cycle Secondaire	Supérieur
Bulgarie	30,2	52,8	17,0	29,0	48,8	22,2
Tchéquie	12,6	76,7	10,7	19,0	72,2	8,8
Danemark	17,4	51,2	31,4	24,8	40,1	35,1
Estonie	16,9	61,9	21,2	11,3	56,1	32,6
Finlande	28,1	39,1	32,8	24,0	42,4	33,6
France	28,5	50,9	20,6	42,6	39,3	18,1
Hongrie	15,3	67,7	17,0	28,7	54,7	16,6
Italie	50,3	38,1	11,6	58,6	31,3	10,1
Norvège	11,2	50,5	38,3	16,3	48,7	35,0
Pologne	20,1	69,2	10,7	24,8	63,7	11,5
Portugal	75,4	13,5	11,1	74,2	16,3	9,5
Roumanie	29,6	60,2	10,2	47,9	41,9	10,2
Suède	18,8	51,5	29,7	16,3	49,0	34,7

Source : Estimations à partir de l'enquête EU-SILC

Une fois la position de chaque catégorie d'éducation sur l'échelle déterminée, l'espérance de vie de chaque catégorie est associée à ce point milieu. Nous pouvons alors estimer une régression pondérée de l'espérance de vie selon le niveau d'éducation sur les points milieux de chaque catégorie d'éducation en tenant compte de la taille relative de la catégorie dans la population (sa « prévalence »). La pente de la droite de régression représente la différence de mortalité entre le bas et le sommet de l'échelle d'éducation. Le Tableau 3 donne les résultats de ces estimations par pays et par sexe pour la population âgée de 60 à 64 ans. Les mêmes estimations sont réalisées pour l'ensemble des groupes d'âge de notre échantillon⁷. Dans la majorité des pays, on obtient une relation significative entre éducation et longévité.

⁷ Tous les résultats détaillés par groupe d'âge ainsi que les statistiques descriptives sont disponibles sur simple demande auprès des auteurs.

Tableau 3 : Régression pondérée de l'espérance de vie par niveau d'éducation – âge 60-64

	Bulgarie	Tchéquie	Danemark	Estonie	Finlande	France	Hongrie	Italie	Norvège	Pologne	Portugal	Roumanie	Suède
	<i>Hommes</i>												
Constante	13,510 (1,764)	17,178 (2,068)	20,117 (0,856)	14,490 (2,181)	20,456 (0,003)	20,961 (0,058)	15,355 (2,260)	20,418 (0,043)	20,911 (0,647)	15,924 (1,590)	19,009 (0,010)	16,626 (1,752)	21,832 (0,091)
Point-milieu	0,081 (0,026)	0,042 (0,014)	0,029 (0,002)	0,083 (0,033)	0,031 (0,000)	0,045 (0,002)	0,064 (0,037)	0,054 (0,002)	0,035 (0,009)	0,058 (0,057)	0,059 (0,000)	0,039 (0,039)	0,023 (0,002)
R2	0,870	0,583	0,995	0,766	0,839	0,952	0,747	0,867	0,981	0,795	0,821	0,572	0,934
	<i>Femmes</i>												
Constante	20,368 (0,543)	23,027 (0,263)	23,592 (0,232)	22,691 (0,709)	25,372 (0,014)	25,808 (0,319)	20,966 (0,756)	26,039 (0,148)	24,425 (0,397)	23,057 (0,494)	24,876 (0,364)	21,292 (0,138)	25,013 (0,658)
Point-milieu	0,038 (0,007)	0,011 (0,006)	0,023 (0,004)	0,038 (0,010)	0,018 (0,000)	0,032 (0,009)	0,033 (0,033)	0,021 (0,004)	0,028 (0,006)	0,018 (0,010)	0,024 (0,009)	0,021 (0,004)	0,019 (0,010)
R2	0,924	0,816	0,962	0,918	0,995	0,921	0,807	0,959	0,944	0,753	0,875	0,958	0,749

Note : Les écarts-types sont présentés entre parenthèse.

Les coefficients obtenus offrent alors la possibilité d'estimer l'espérance de vie pour chaque position sur l'échelle ordonnée de l'éducation. Ils peuvent également être utilisés pour estimer l'espérance de vie selon le revenu en faisant l'hypothèse que la hiérarchie sociale donnée par le revenu est similaire à celle obtenue par l'éducation. Pour ce faire, nous répartissons la population de la cohorte considérée en classes de revenu que nous ordonnons et faisons correspondre aux catégories d'éducation. En faisant l'hypothèse que le revenu et l'éducation donnent le même classement socio-économique⁸, nous pouvons appliquer les coefficients obtenus pour l'éducation aux classes de revenu correspondantes dans l'échelle. L'espérance de vie selon le revenu est obtenue en appliquant les coefficients aux points milieu de chaque classe de revenu et en pondérant par la taille relative de la classe.

3. Résultats

Dans la suite, nous avons distingué 100 classes de revenu de montant équivalent (excepté la classe de revenu la plus élevée qui consiste en une classe résiduelle). Le but est d'avoir assez de classes pour identifier les éventuelles non-linéarités. Ces catégories changent d'un pays à l'autre afin de refléter les niveaux et la distribution des revenus observés⁹. A partir des coefficients de régression obtenus dans la section précédente, nous avons pu estimer l'espérance de vie pour chaque classe de revenu.

Nous avons réalisé les estimations pour plusieurs groupes d'âge et nous nous sommes limités à une fenêtre allant de 30 ans à 70 ans. La borne inférieure de 30 ans nous permet d'avoir des personnes, qui pour une majeure partie, ont terminé leurs études. La borne supérieure est dictée par des raisons de disponibilité de données et de représentativité de l'échantillon. Toutes les estimations ont été réalisées pour des groupes d'âge de 5 ans et nous ne présentons ici qu'une sélection des résultats¹⁰.

Le Tableau 4 présente les espérances de vie moyenne par sexe pour quatre groupes d'âge. A l'âge de 30-34, les hommes de notre échantillon ont en moyenne une espérance de vie de 47

⁸ Voir Psacharopoulos (1994) et Walker et Zhu (2001) pour un survol des études ayant démontré une corrélation positive entre niveau d'éducation et revenu.

⁹ Dans la suite, nous considérons 99 classes de 100 Euros en Bulgarie, Pologne et Roumanie. En Hongrie, nous avons divisé la population en classes de 150 Euros et en Tchéquie, en classes de 200 Euros. Au Portugal, nous prenons des classes de 400 Euros et au Danemark, Finlande, France, Italie et Suède, nous utilisons des classes de 500 Euros. Les classes retenues pour la Norvège sont de 800 Euros.

¹⁰ Les résultats détaillés des espérances de vie par pays, par sexe et par âge sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

ans. Ce chiffre cache cependant des réalités différentes selon les pays avec une espérance moyenne de 39 ans en Estonie et de presque 53 ans en Italie. La France est plutôt dans le haut du classement avec une espérance de vie à 30-34 ans de 50 ans chez les hommes.

Table 4 : Espérance de vie moyenne par groupe d'âge et sexe, 2014

	Hommes			
	30-34	40-44	50-54	60-64
Bulgarie	44,1	35,6	25,7	18,9
Tchéquie	46,7	37,0	27,9	19,5
Danemark	48,4	39,4	30,3	21,4
Estonie	39,1	32,8	23,9	17,1
Finlande	49,2	38,8	29,7	22,1
France	50,8	41,9	31,6	23,5
Hongrie	43,8	34,6	25,1	17,7
Italie	52,6	42,2	33,1	23,5
Norvège	49,5	40,5	31,1	22,5
Pologne	43,1	35,0	25,1	18,5
Portugal	51,5	40,5	32,1	23,0
Roumanie	46,2	35,4	27,1	18,6
Suède	51,4	40,9	31,4	22,8
<i>Moyenne</i>	<i>47,1</i>	<i>37,7</i>	<i>28,5</i>	<i>20,5</i>

	Femmes			
	30-34	40-44	50-54	60-64
Bulgarie	51,1	41,5	32,1	22,9
Tchéquie	52,1	42,3	32,7	23,7
Danemark	53,4	43,6	33,8	24,6
Estonie	51,2	42,2	32,8	24,1
Finlande	55,2	45,4	35,7	26,3
France	56,8	46,8	36,9	27,5
Hongrie	50,7	40,7	31,4	22,6
Italie	57,1	47,0	37,1	27,4
Norvège	54,5	44,7	34,7	25,7
Pologne	52,5	42,2	32,5	23,9
Portugal	56,0	45,9	36,0	26,7
Roumanie	51,4	41,7	32,0	22,9
Suède	54,9	45,0	35,3	25,8
<i>Moyenne</i>	<i>53,4</i>	<i>43,5</i>	<i>33,9</i>	<i>24,7</i>

L'espérance de vie chez les femmes, au même âge est de 53 ans avec un âge minimum de presque 51 ans observé en Hongrie et un âge maximum de 57 ans en France et en Italie. Dans les autres groupes d'âge, l'espérance de vie diminue évidemment mais on retrouve plus ou moins le même classement de pays avec la France et l'Italie où la longévité est la plus longue et l'Estonie, la Hongrie et la Bulgarie où elle est la plus courte. On retrouve le gradient est-ouest en Europe déjà identifié à partir des espérances de vie à la naissance (Avdeev et al., 2011).

L'espérance de vie des femmes est toujours plus grande que celle des hommes mais la différence varie d'un pays à l'autre. Cette différence tend à diminuer avec l'âge en terme absolu alors qu'elle augmente en terme relatif. En moyenne les femmes ont une espérance de vie supérieure de 13% à celle des hommes dans la catégorie d'âge 30-34 et de 21% chez les 60-64 ans.

Les Figures 2 et 3 montrent l'évolution de l'espérance de vie en fonction de la classe de revenu pour les quatre groupes d'âge du Tableau 4 en distinguant les hommes des femmes. Quel que soit le sexe ou l'âge, on observe une relation croissante entre le revenu et la longévité. Cette relation est non linéaire et concave. L'espérance de vie ne commence à augmenter qu'au-delà d'une certaine classe de revenu et montre des rendements décroissants; c'est-à-dire que l'augmentation de la longévité associée à une augmentation du revenu est de moins en moins importante. Parmi les plus riches, le gain d'espérance de vie est plus faible que parmi les plus pauvres. Ces résultats sont similaires à ceux déjà identifiés précédemment par Mackenbach et al. (2005), Dowd et al. (2011) et Blanpain (2018). Ces courbes sont également comparables aux résultats obtenus à un niveau macroéconomique par Preston (1975). En étudiant la relation entre revenu moyen et espérance de vie à la naissance par pays, Preston identifie également une relation croissante, concave et non linéaire entre l'espérance de vie et le revenu national par individu. Ces résultats permettent de mettre en évidence l'importance de la distribution des revenus dans l'explication de la relation entre revenu et longévité.

On observe des différences importantes entre sexe et entre pays. La sensibilité de l'espérance de vie au revenu n'est donc pas uniforme selon les classes de revenu considérées. Chez les hommes, le différentiel de longévité selon les revenus est plus important dans les anciens pays de l'Est de notre échantillon, particulièrement en Estonie, Pologne ou Roumanie bien que cela dépende également du groupe d'âge considéré. Par exemple, en Estonie, l'espérance de vie

des hommes dans la première classe de revenu est de 33 ans chez les 30-34 ans et de 15 ans chez les 60-64 ans. C'est le niveau le plus bas de l'échantillon et le différentiel par rapport aux plus riches est de 14 ans et 5 ans pour les groupes d'âge 30-34 et 60-64 respectivement. Le Portugal et l'Italie présentent un différentiel important dans la catégorie d'âge 60-64 avec un écart de 5 ans. Dans l'ensemble, ce sont les pays nordiques qui présentent le différentiel selon le revenu le plus faible à tous les âges. Alors qu'en Suède, l'espérance de vie à 60-64 ans est de 21,6 années pour les hommes et de 25 années pour les femmes, le gain pour les plus riches n'est que de 2,6 ans et 1,8 ans pour les hommes et les femmes respectivement. La France présente également un différentiel plutôt faible en comparaison avec les autres pays de l'échantillon.

Figure 2 : Espérance de vie par classe de revenu en 2014 - Hommes

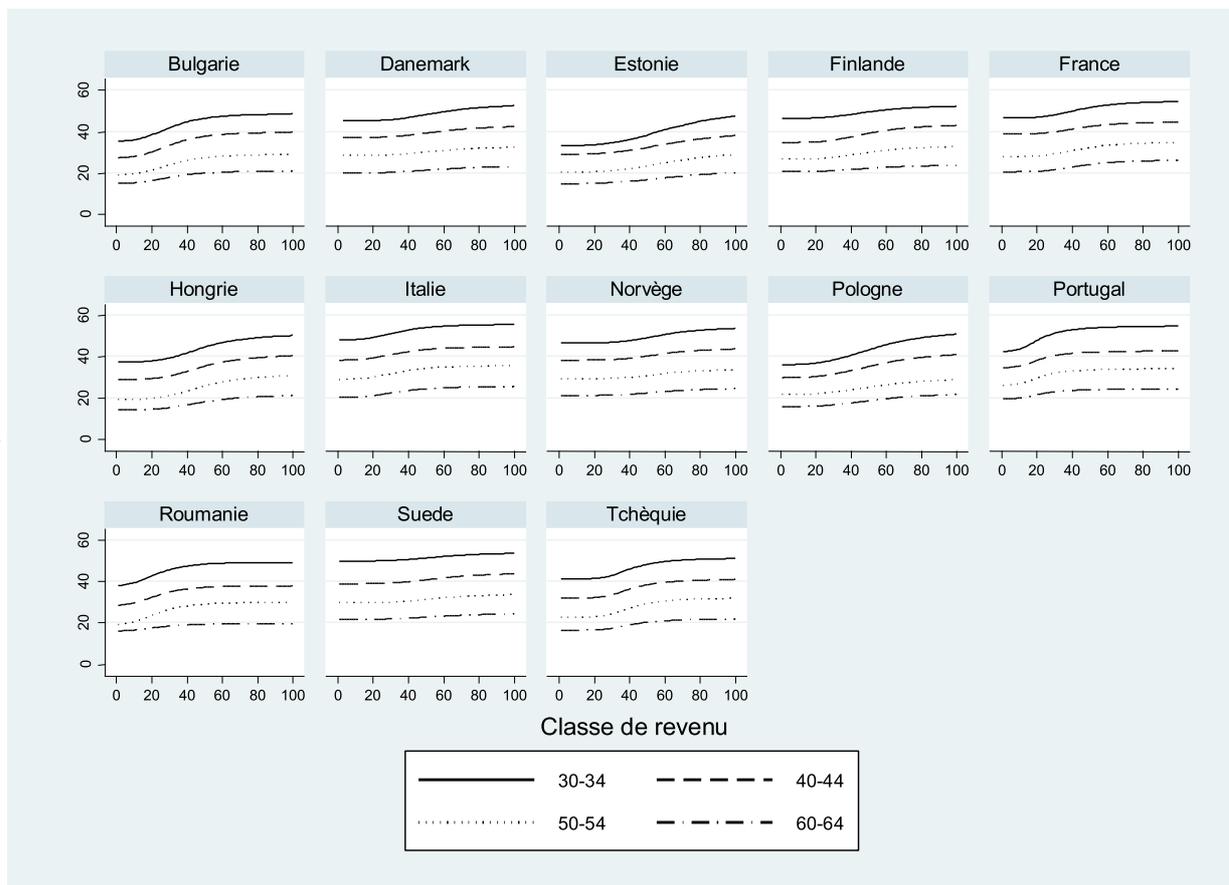
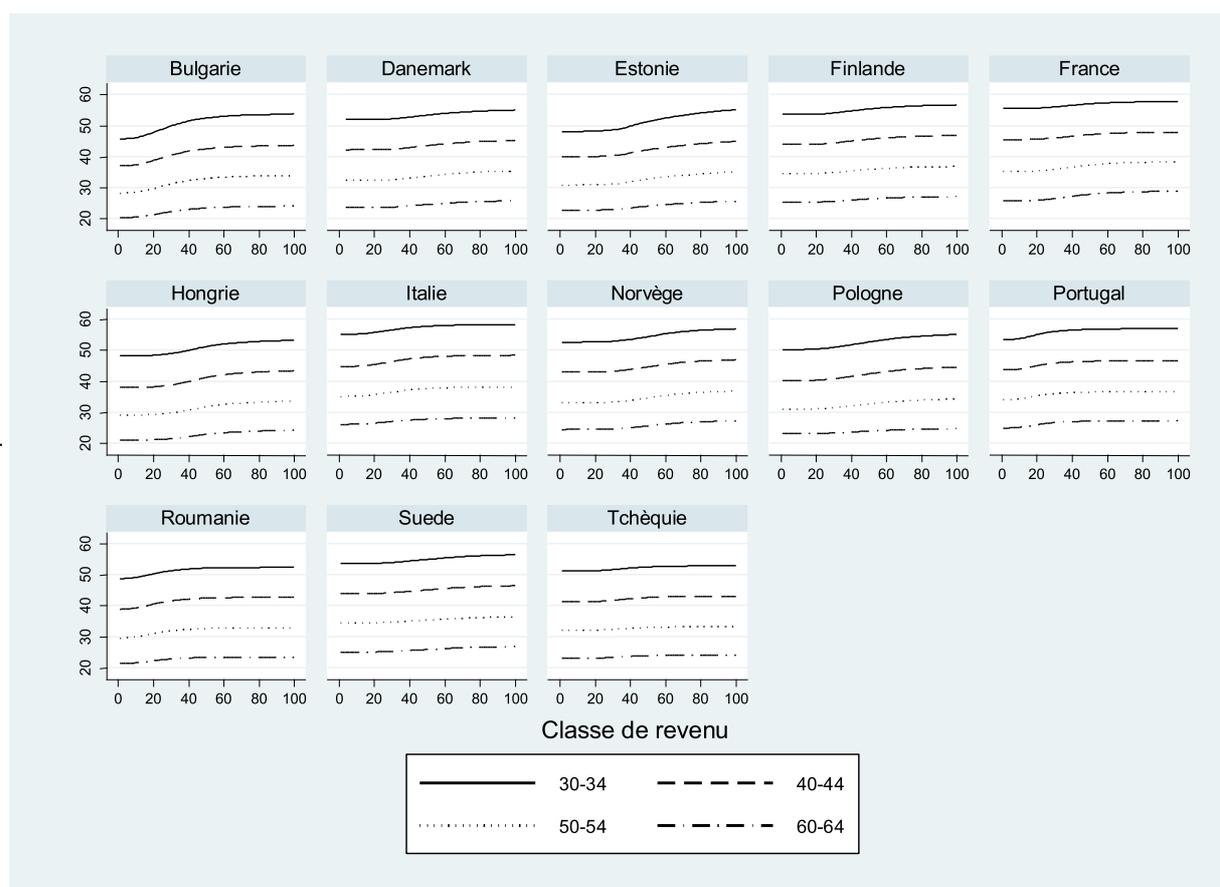


Figure 3 : Espérance de vie par classe de revenu en 2014 - Femmes



De manière générale, le revenu semble avoir un rôle plus important chez les hommes que chez les femmes même si nous ne pouvons conclure à une quelconque causalité dans le cadre de ces estimations. Les différentiels selon le revenu y sont plus faibles à la fois en termes absolu et relatif pour tous les groupes d'âge considérés. En comparant les pays, on retrouve plus ou moins les mêmes évidences chez les femmes et chez les hommes, excepté les très bons résultats de la Tchèque qui présente le différentiel d'espérance de vie le plus faible de l'échantillon pour les femmes: 1 année de différence entre les plus aisés et les moins aisés. Les résultats concernant la Tchèque en termes de redistribution et d'inégalité sont similaires à ceux trouvés par Lefebvre et Pestieau (2012).

Ces résultats hétérogènes quant à la relation entre revenu et longévité peuvent également être contrastés avec les estimations antérieures réalisées pour d'autres pays développés. Kagamimori et al. (2009) montrent à partir d'un survol des études japonaises sur la relation entre santé et statut socioéconomique que la mortalité est significativement plus élevée pour les personnes provenant de municipalités où le revenu par habitant est plus faible. Aux Etats-

Unis, Chetty et al. (2016) montrent également qu'un revenu plus élevé est associé à une plus grande longévité. L'écart entre les 1% les plus pauvres et les 1% les plus riches est 14,6 années pour les hommes et 10,1 années pour les femmes.

Afin d'évaluer les inégalités de longévité entre les différentes classes dans chaque pays, nous utilisons un indice basé sur les espérances de vie qui tient également compte de la distribution de la population selon le revenu. La proportion de chaque classe de revenu dans la population peut énormément varier selon les pays et les groupes d'âge et il peut être important d'en tenir compte afin d'obtenir un indice global de l'inégalité de longévité dans la population. A partir de l'indice de perte de vie (*PALL* pour *Population Attributable Life Loss*) développé par Shkolnikov et al. (2001), Deboosere et al. (2009) proposent un indice pondéré par la taille de la population présente dans chaque sous-catégorie. Pour un pays j , avec i classes de revenu, de population p^i , l'indice d'inégalité L_j s'écrit :

$$L_j = \sum_i (e_j^{max} - e_j^i) p_j^i$$

Où e est l'espérance de vie.

En terme absolu, la somme des différences entre e_j^{max} et e_j^i représente l'augmentation totale de l'espérance de vie qu'on obtiendrait si toutes les classes de revenu avaient l'espérance de vie la plus longue. L_j capture à la fois l'effet de l'inégalité des espérances de vie et l'impact de la distribution des classes de revenu dans la population.

Les résultats présentés dans le Tableau 5 confirment les analyses faites sur bases des différences absolues d'espérance de vie. On observe, une plus grande inégalité de longévité en Bulgarie, Hongrie, Pologne, Portugal et Roumanie et une plus grande égalité en Suède. Chez les femmes, la Norvège montre une inégalité de longévité assez forte à tous les âges alors que la Tchéquie obtient un indice en dessous de 1. On observe également que les indices d'inégalité diminuent avec l'âge. Deux effets peuvent expliquer cela. D'un côté, en terme relatif, le différentiel de longévité est plus faible chez les personnes âgées, ce qui peut être dû à un effet de sélection lié à la mortalité différentielle. Les plus pauvres ayant une espérance de vie plus courte disparaissent au fur et à mesure des âges et sont moins représentés dans ces catégories d'âge. Mais cette diminution peut être également liée au fait que la distribution

des revenus à des âges élevés est de moins en moins inégalitaire et que les personnes plus âgées sont concentrées dans des classes de revenus moins « étalées » que les plus jeunes.

Table 5 : Indice d'inégalité, L , de l'espérance de vie par groupe d'âge

	Hommes			
	30-34	40-44	50-54	60-64
Bulgarie	6,59	6,19	4,95	3,01
Tchéquie	4,96	4,51	4,61	2,67
Danemark	3,63	2,64	1,95	1,49
Estonie	5,15	3,26	3,07	1,89
Finlande	2,86	4,05	2,98	1,44
France	3,66	2,67	3,15	2,56
Hongrie	6,38	5,73	5,70	3,43
Italie	3,77	3,20	3,30	2,65
Norvège	3,50	2,68	2,16	1,61
Pologne	6,44	4,86	3,14	2,56
Portugal	6,11	4,01	3,98	2,39
Roumanie	5,54	4,64	5,26	1,71
Suède	1,88	2,40	1,97	1,29

	Femmes			
	30-34	40-44	50-54	60-64
Bulgarie	4,01	3,27	2,83	1,84
Tchéquie	0,84	0,89	0,58	0,54
Danemark	1,49	1,48	1,53	1,09
Estonie	2,71	1,92	1,62	1,15
Finlande	1,49	1,41	1,11	0,87
France	1,04	1,12	1,46	1,44
Hongrie	2,48	2,70	2,22	1,58
Italie	1,60	1,86	1,55	1,03
Norvège	2,12	1,95	1,88	1,36
Pologne	2,17	1,97	1,47	0,72
Portugal	1,78	1,51	1,33	1,20
Roumanie	1,82	1,93	1,65	1,05
Suède	1,38	1,25	0,95	0,87

4. Conclusion

Dans ce papier, nous estimons la relation entre espérance de vie et revenu afin d'évaluer les inégalités de longévité entre les différentes classes de revenu pour treize pays européens dont

la France. En faisant l'hypothèse que la hiérarchisation de la société selon le niveau d'éducation est la même que celle faite selon les classes de revenu, nous utilisons les niveaux d'éducation et leur prévalence au sein de la population pour déterminer les niveaux et la distribution de l'espérance de vie selon les revenus. Nos résultats montrent que longévité et revenu sont positivement corrélés, quel que soit l'âge ou le sexe et que le différentiel de longévité selon le revenu est plus important chez les hommes que chez les femmes. En moyenne, chez les 30-34 ans, ce différentiel est de 10 ans chez les hommes et 4 ans chez les femmes. A 60-64 ans, il est plus faible et est de 4,6 ans chez les hommes et 2,3 ans chez les femmes. Géographiquement, la Finlande et la Suède ont le différentiel de longévité selon le revenu le plus faible pour les hommes et la Tchéquie montre une certaine égalité de longévité chez les femmes, quel que soit l'âge.

La méthode utilisée a cependant ses limites. Le différentiel d'espérance de vie selon le revenu a été estimé en étendant la méthode proposée par Pamuk (1985, 1988). Le calcul des données de revenu est donc basé sur celui des niveaux d'éducation, permis par l'hypothèse que nous faisons sur la hiérarchisation de la société. Les données concernant les classes de revenu sont mécaniquement liées à celles des niveaux d'éducation. Nous ne nous intéressons pas non plus à la possibilité d'une relation causale entre revenu et longévité et nos résultats sont donc descriptifs.

Références

- Attanasio, O.P. and Emmerson, C. (2003). Mortality, health status and wealth, *Journal of the European Economic Association*, 1(4): 821-850.
- Avdeev, A., Eremenko, T., Festy, P., Gaymu, J., Le Bouteillec, N. et Springer, S. (2011). Populations et tendances démographiques des pays européens (1980-2010). *Population*, vol. 66(1), 9-133
- Balia, S and Jones, A.M. (2008). Mortality, lifestyle and socio-Economic Status, *Journal of Health Economics*, 27(1): 1-26.
- Belloni M., Alessie, R., Kalwij, A., and Marinacci, C. (2013). Lifetime income and old age mortality risk in Italy over two decades, *Demographic Research*, vol. 29(45), 1261-1298.
- Blanpain, N. (2018). L'espérance de vie par niveau de vie – méthode et principaux résultats, Document de travail n° F1801, INSEE.
- Bossuyt, N., Gadeyne, S., Deboosere, P. et Van Oyen, H. (2004). Socio-economic inequalities in healthy expectancy in Belgium. *Public Health* 118(1):3-10
- Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Shelby, L., Scuderi, B. Turner, N., Bergeron, A. and Cutler, D. (2016). The association between income and life expectancy in the United States, 2011-2014, *JAMA*, 315(16): 1750-1766.
- Cristia, J.P. (2009). Rising mortality and life expectancy differentials by lifetime earnings in the United States, *Journal of Health Economics*, 28(5): 984-995.
- Currie, J. and Hyson, R. (2009). Is the impact of health shocks cushioned by socioeconomic status? The case of low birth weight, *American Economic Review*, 89(2):245-250.
- Currie, J. and Madrian, B.C. (1999). Health, Health Insurance and the Labor Market. In *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, edited by Orley Ashenfelter and David Card.
- Cutler, D.M., Lleras-Muney, A. and Vogl, T. (2011). Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms. In Sherry Glied and Peter C. Smith, eds., *The Oxford Handbook of Health Economics*, Oxford University Press, New York.
- Deaton, A. and Paxson C.H. (1998). Aging and Inequality in Income and Health, *American Economic review*, 88(2): 248-253.
- Deboosere, P, Gadeyne, S. et Van Oyen H (2009). The 1991–2004 Evolution in Life Expectancy by Educational Level in Belgium Based on Linked Census and Population Register Data, *European Journal of Population*, 25 : 175-196.
- Dowd, J.B., Albright, J., Raghunathan, T.E., Schoeni, R.F., LeClere, F. and Kaplan, G.A. (2011). Deeper and wider: income and mortality in the USA over three decades, *International Journal of Epidemiology*, 40(1): 183-188.
- Duleep, H.O. (1986). Measuring the effect of income on adult mortality using longitudinal administrative record data, *Journal of Human Resources*, 21 (2): 238-251.
- Duleep, H. O. (1989). Measuring Socioeconomic Mortality Differentials over Time, *Demography*, 26 (2): 345–351.

- García-Gómez, P., van Kippersluis, H., O'Donnell, O. and Van Doorslaer, E. (2013). Long-Term and Spillover Effects of Health Shocks on Employment and Income, *Journal of Human Resources*, 48 (4): 873-909.
- Hupfeld, S. (2011). Non-monotonicity in the longevity–income relationship, *Journal of Population Economics*, 24(1): 191-211.
- Jusot F. (2006). The shape of the relationship between mortality and income in France, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°83-84, 89-122.
- Kagamimori, S., Gaina, S. and Nasermoaddeli, A. (2009). Socioeconomic status and health in the Japanese population, *Social Science and Medicine*, 68: 2152-2160.
- Kalwij, A., Alessie, R., and Knoef, M. (2013). The association between the individual income and remaining life expectancy at the age of 65 in the Netherlands, *Demography*, 50(1): 181-206.
- Kitagawa, E. M. and Hauser, P.H. (1973). Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology, *Cambridge, Harvard University Press*.
- Lefebvre, M. et Pestieau, P. (2012). L'Etat-providence en Europe : Performance et dumping social, Collection du CEPREMAP, Editions Rue d'Ulm.
- Lefebvre, M., Pestieau, P. et Ponthiere, G. (2014). Mortalité différentielle et pauvreté par âge, *Revue Française d'Economie*, 29 (1): 173-196.
- Lefebvre, M., Pestieau, P. et Ponthiere, G. (2013) Measuring Poverty Without the Mortality Paradox. *Social Choice and Welfare*, 40 (1): 285-316
- Lindahl, M. (2005). Estimating the effect of income on health and mortality using lottery prizes as an exogenous source of variation in income, *Journal of Human Resources*, 40(1): 144-168
- Lleras-Muney, a. (2005). The relationship between education and adult mortality in the United States, *The Review of Economic Studies*, 72(1): 189-221
- Mackenbach, J.P., Martikainen, P., Looman, C., Dalstra, J., Kunst, A., Lahelma, E. and members of the SEdHA working group (2005). The shape of the relationship between income and self-assessed health: an international study, *International Journal of Epidemiology*, 34(2): 286-293.
- Mackenbach, J.P., Stirbu, I., Roskam, A.J.R., Schaap M.M., Menvielle, G., Leinsalu, M. and Kunst, A.E. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries, *New England Journal of Medicine*, 358: 2468-81.
- Mackenbach, J.P., Kulhánová, I., Artnik, B., Bopp, M., Borrell, C., Clemens, T., Costa, G., Dibben, C., Kalediene, R., Lundberg, O., Martikainen, P., Menvielle, G., Östergren, O., Prochorskas, R., Rodríguez-Sanz, M., Strand, B.H., Looman, C.W.N. and Gelder, R. (2016). Changes in Mortality Inequalities over Two Decades: Register Based Study of European Countries, *British Medical Journal*, 353, 1732.
- Pamuk E.R. (1985). Social class inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales. *Population Studies*, 39:17-31

- Pamuk E.R. (1988). Social class inequality in infant mortality in England and Wales from 1921 to 1980. *European Journal of Population*, 4:1-21.
- Preston, S.H. (1975). The changing relation between mortality and level of economic development, *Population Studies*, 29(2):231-248
- Psacharopoulos, G. (1994). Returns to Investment in Education: A Global Update, *World Development*, 22: 1325-1343.
- Shkolnikov, V., Valkonen, T., Begun, A. and Andreev, E. M. (2001). Measuring inter-group inequalities in length of life. *Genus*, LVII(3-4), 33-62.
- Snyder, S. and Evans, W. (2006). The effect of income on mortality: evidence from the social security notch, *Review of Economics and Statistics*, 88(3): 482-495.
- Van Kippersluis, H., O'Donnell, O. and Van Doorslaer, E. (2011) Long-run returns to Education: Does Schooling Lead to an Extended Old Age? *Journal of Human Resources* 46(4): 695-721.
- Van Oyen H., Bossuyt N., Deboosere P., Gadeyne S., Abatith E. and Demarest S. (2005). Differential inequity in health expectancy by region in Belgium, *Social Prevention Medicine*, 50(5): 301.310.
- Walker, I. and Zhu, Y. (2001). The return to education: evidence from the labour force surveys, Research Report, Department of Education and Skills, Great Britain.

Annexe: Moindres carrés pondérés

La méthode des moindres carrés suppose que l'écart-type du terme d'erreur est le même pour toutes les variables explicatives. Cette hypothèse est difficile à tenir dans beaucoup de situation et il peut être utile d'appliquer des pondérations différentielles aux observations de la régression. La méthode des moindres carrés pondérés permet d'appliquer des pondérations différentielles et de ne pas traiter chaque observation de façon identique. Elle est donc particulièrement utile lorsque l'on suppose que les variances des résidus ne sont pas constantes (hétéroscédasticité) pour l'ensemble des variables indépendantes.

Plus concrètement, la méthode permet de donner à chaque observation sa propre influence sur l'estimation des paramètres du modèle et donc d'obtenir des estimations plus efficaces.

Si l'on tente d'estimer le modèle suivant:

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$$

Plutôt que de minimiser la somme des carrés des résidus *RSS* tel que:

$$RSS = \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i)^2$$

La méthode des moindres carrés pondérés minimise WSS :

$$WSS = \sum_{i=1}^n w_i (\varepsilon_i)^2$$

Où w est le poids spécifique donné à chaque observation. Si ces poids sont tous égaux à l'unité, on retrouve la méthode des moindres carrés traditionnelle. En théorie, les poids sont l'inverse des valeurs des variances des résidus mais, en pratique, ces variances sont souvent inconnues. Comme elles sont souvent proportionnelles aux valeurs de la ou des variables indépendantes, on calcule les pondérations à partir de la distribution des observations.