

Mortalité différentielle : quels impacts pour les assurances sociales ?

Hommes et femmes ont toujours été exposés à des risques variables de mortalité et à des espérances de vie plus ou moins longues, suivant leur position sociale. Cependant, alors que des pays comme la France et le Royaume-Uni présentent une longue tradition d'études des différentiels devant la mort, la Suisse n'a documenté le phénomène que très récemment. En outre, la prise en compte des différentiels de mortalité dans la formulation des politiques sociales reste rare. Nous décrivons ici les différentiels socioprofessionnels de mortalité aux âges actifs et à la retraite avant d'en discuter les conséquences pour les assurances sociales. Cet article se base sur les résultats d'un projet de recherche mandaté par l'OFAS, qui vient d'être publié.¹



Philippe Wanner
Université Genève

Au XVII^e siècle, selon Perrenoud², les classes défavorisées vivaient neuf ans de moins que les classes favorisées (30,4 ans contre 39,2 ans). Ces écarts expliqués par les conditions de travail et d'existence auraient dû s'atténuer avec l'industrialisation, l'amélioration des conditions de vie et l'accès à la santé. Or, les travaux récents menés dans les pays industrialisés montrent que la durée moyenne de vie varie encore fortement aujourd'hui en fonction du niveau de formation, de la catégorie socio-professionnelle, du statut d'activité ou du revenu.

Les inégalités devant la mort en Suisse, aujourd'hui

En Suisse, l'étude de Gubéran et Usel³ a représenté un jalon essentiel dans l'analyse des différentiels de mortalité selon la classe socioprofessionnelle. Utilisant des registres genevois, les auteurs ont montré des écarts importants dans les risques de décès de cohortes d'hommes ayant été actifs dans le canton : ainsi, les ouvriers semi-qualifiés ou non qualifiés présentent une mortalité de 21 % supérieure à la moyenne, alors que les professions libérales et scientifiques se caractérisent par un taux de 22% inférieur. Ces écarts représentent la pointe de l'iceberg : ainsi, la probabilité de toucher une rente invalidité entre 25 et 64 ans est 12 fois plus importante pour les ouvriers semi-qualifiés que pour les professions libérales, un résultat qui met en évidence le rôle essentiel des conditions de travail sur le handicap.

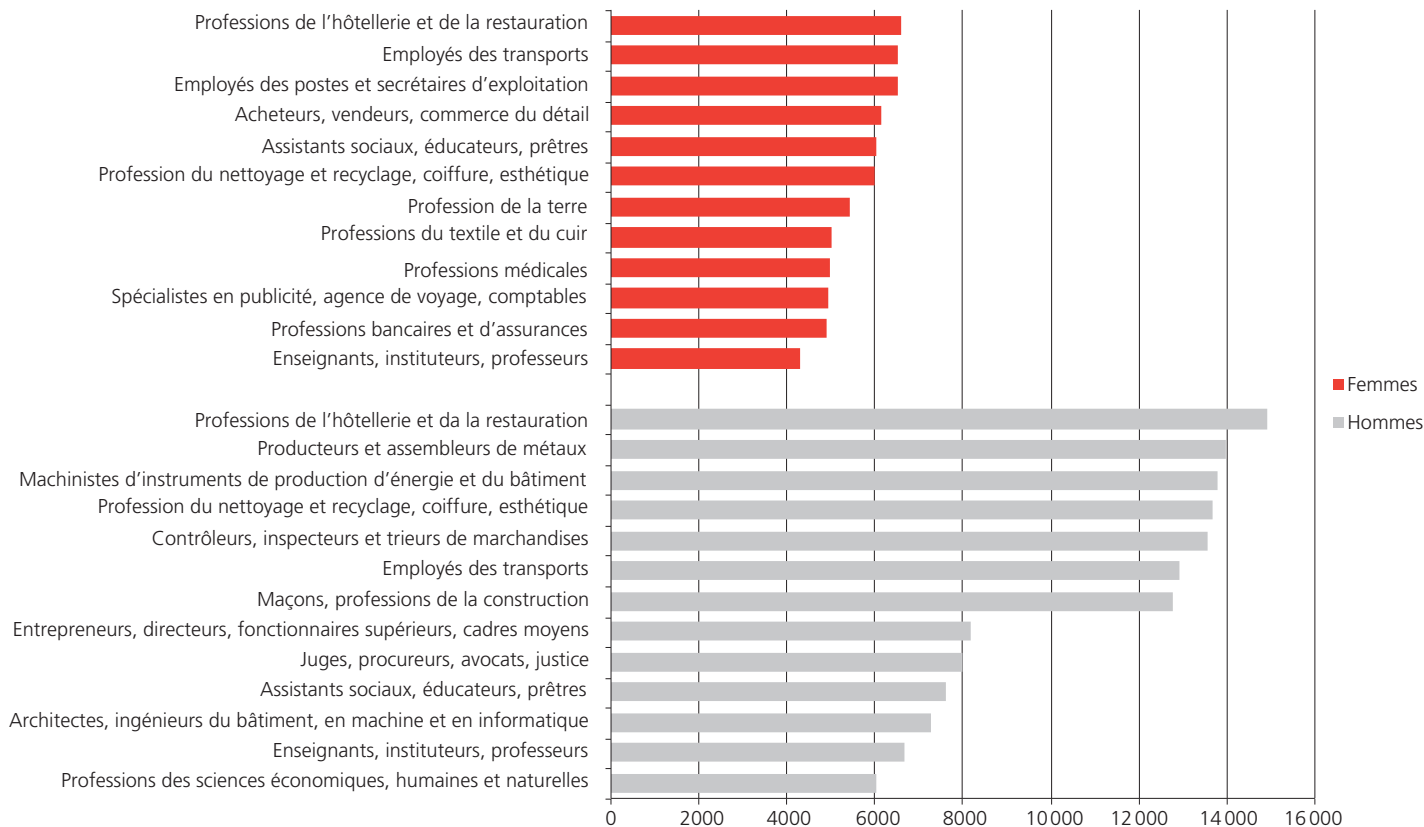
La disponibilité de données mettant en relation le recensement de 2000 (qui fournit des informations sur le statut professionnel) et l'état civil entre 2000 et 2005 (qui atteste du décès éventuel) autorise l'estimation des différentiels de mortalité pour l'ensemble de la Suisse. La graphique **G1** présente ainsi le risque de décès aux âges actifs, selon le sexe et la profession. La présentation se réduit aux principales catégories professionnelles (certaines ne peuvent d'ailleurs pas être étudiées en raison de limites liées à l'effectif des décès) et, parmi ces dernières, à celles présentant les risques de décès les plus faibles ou les plus élevés. Le risque est exprimé par l'indication du nombre de décès qui seraient observés parmi 100000 personnes si elles étaient suivies entre 25 et 64 ans révolus.

Les différentiels selon la profession sont plus importants chez les hommes que chez les femmes. Ainsi, chez les premiers, on dénombre moins de 6000 décès entre 25 et 64 ans pour 100000 personnes (suivies sur une période

- 1 Wanner Philippe, Lerch Mathias (2012) Mortalité différentielle en Suisse 1990-2005, Rapport de recherche de l'OFAS n° 10/12 www.bsv.admin.ch/praxis/forschung/publikationen/index.html?lang=fr&lnr=10%2F12
- 2 Perrenoud A. (1975) L'inégalité sociale devant la mort à Genève au XVII^e siècle, *Population*, pp. 221-239.
- 3 Gubéran E., Usel M. (2000) Mortalité prématurée et invalidité selon la profession et la classe sociale à Genève, Genève, OCIRT.

Nombre de décès entre 25 et 64 ans pour 100 000 personnes, classées selon le sexe et la profession, 2000-2005

G1



Source: Propres calculs, Swiss National Cohort.

Se référer à Wanner Ph., Lerch M. (2012) pour une description méthodologique.

de 40 ans) exerçant une profession des sciences économiques, humaines et naturelles, et 6600 décès parmi les enseignants, instituteurs et professeurs. En d'autres termes, moins de 7% de ces catégories professionnelles décèdent entre leur 25^e et 64^e anniversaire. Le risque de mortalité est ainsi plus de deux fois moins élevé que celui enregistré chez les professionnels de la restauration (qui dénombrent près de 15% de décès aux âges actifs) ou de l'industrie. Parmi les femmes, les enseignantes, institutrices et professeurs présentent 4200 décès pour 100 000, alors que les professionnelles de l'hôtellerie et de la restauration dénombrent un risque 50% supérieur (6500 décès).

Le regroupement des personnes actives en groupes socio-professionnels, une classification qui tient compte de la profession, du niveau de formation et de la position dans l'entreprise, confirme les différentiels de mortalité plus importants chez les hommes que chez les femmes (G2). Chez les premiers, les ingénieurs et cadres, et les personnes exerçant des professions libérales (moins de 8000 décès pour 100 000) présentent un niveau de mortalité signifi-

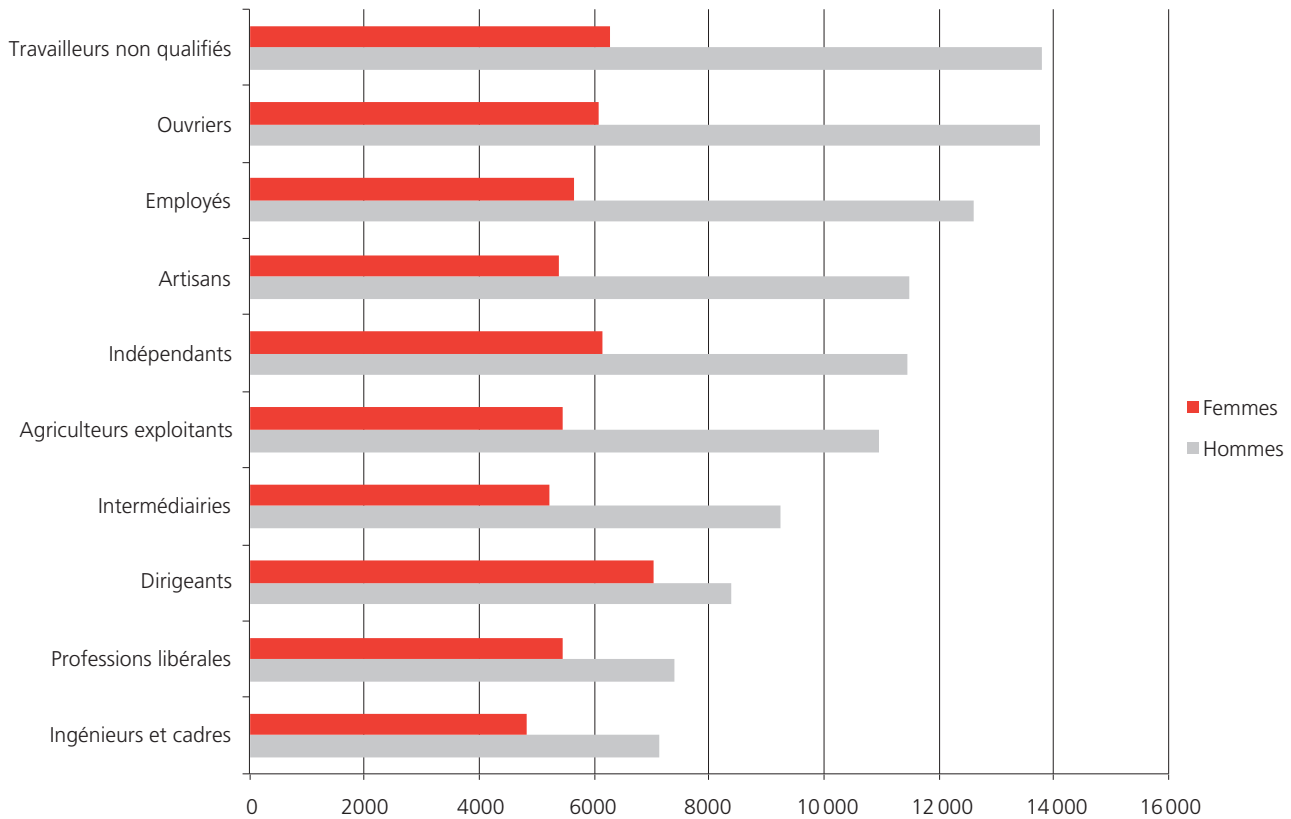
cament plus faible que les employés, ouvriers et travailleurs non qualifiés (plus de 12 000 décès pour 100 000). Les artisans, indépendants et agriculteurs présentent un niveau intermédiaire. Chez les femmes, contre toute attente, ce sont les dirigeantes qui présentent le risque le plus élevé de décès, attestant ainsi d'un lien beaucoup moins étroit entre position sociale et risque. Les femmes ingénieures et cadres présentent le plus faible niveau de mortalité.

Les différentiels de mortalité après la retraite

Identifier des différences de mortalité après la retraite en fonction du statut socioprofessionnel est difficile. En effet, dans les statistiques suisses, des informations sur la trajectoire professionnelle des personnes retraitées font défaut. Seule la variable «niveau de formation» permet le calcul d'indicateurs de la mortalité aux âges avancés, pour des groupes définis en fonction de la plus haute formation atteinte.

Nombre de décès entre 25 et 64 ans pour 100 000 personnes, classées selon le sexe et la catégorie socioprofessionnelle, 2000-2005

G2



Source : Propres calculs, Swiss National Cohort.

Se référer à Wanner Ph., Lerch M., (2012) pour une description méthodologique.

Ainsi que le montre le tableau T1, d'importants écarts d'espérance de vie s'observent à la fois à l'âge de 25 ans et de 65 ans. A l'âge de 25 ans, un homme de formation tertiaire présentera une espérance de vie de cinq ans supérieure à celle d'un homme sans formation, l'écart à 65 ans étant de près de trois ans. Pour les femmes, la durée moyenne de vie varie de trois années à l'âge de 25 ans, et de deux années à l'âge de 65 ans. En termes relatifs, des hommes titulaires d'un diplôme du tertiaire voient leur durée de retraite accrue de 17% (femmes 10%) comparativement à ceux sans formation achevée ou présentant une formation de type secondaire I (scolarité obligatoire).

Les différentiels de mortalité, une piste pour la révision de l'AVS ?

Ces différentiels dans la durée moyenne de vie des retraités interrogent sur la nécessité de prendre en compte cette

information dans la formulation des politiques sociales. Les assurances sociales (1^{er} pilier) reposent sur le principe d'universalité (tous les cotisants ont droit à une rente lorsqu'ils remplissent les conditions d'octroi) et d'équité (les rentes reçues sont calculées de la même manière pour chacun). L'idée selon laquelle les données sur la mortalité différentielle pourraient être utilisées pour flexibiliser les âges de la retraite repose sur l'idée d'ajouter aux assurances sociales un deuxième principe d'équité, qui voudrait que chaque groupe formant la population puisse disposer d'une durée de retraite similaire pour une même durée de cotisation. Ce principe peut être formulé de plusieurs manières, mais l'idée fondamentale est de tenir compte de la durée moyenne de vie, qui est variable en fonction du groupe, car elle est influencée par la pénibilité professionnelle et les comportements de santé de chaque groupe. Procéder de cette manière permet de prendre en compte, dans une certaine mesure, la pénibilité professionnelle dans la fixation de l'âge de la retraite. Cela garantit également que chaque groupe cotise pour la même durée de retraite.

Espérance de vie à 25 et 65 ans, selon le niveau de formation achevée, en 2000

T1

		25 ans	65 ans
Hommes	Sans	50,8	16,0
	Secondaire I	51,2	16,1
	Secondaire II	53,2	17,3
	Tertiaire	55,7	18,7
Femmes	Sans	57,2	20,4
	Secondaire I	57,6	20,3
	Secondaire II	58,9	21,2
	Tertiaire	60,2	22,4

Source: Propres calculs, Swiss National Cohort.

Age d'entrée dans la vie active, durée théorique de cotisation et durée théorique de vie active selon le niveau de formation tertiaire

T2

		Début de cotisation (âge)	Entrée professionnelle (âge)	Durée théorique de cotisation	Durée théorique d'activité
Hommes	Sans	20,0	17,0	45,0	48,0
	Secondaire I	20,0	17,0	45,0	48,0
	Secondaire II	20,0	19,0	45,0	46,0
	Tertiaire	20,0	23,0	45,0	42,0
Femmes	Sans	20,0	17,0	45,0	48,0
	Secondaire I	20,0	17,0	45,0	48,0
	Secondaire II	20,0	19,0	45,0	46,0
	Tertiaire	20,0	23,0	45,0	42,0

Source: Propres hypothèses.

L'estimation d'un âge flexible de la retraite en fonction de l'espérance de vie d'un groupe de personnes peut difficilement reposer sur des variables susceptibles de se modifier dans le temps, telles la profession ou la catégorie socioprofessionnelle, qui changent avec la mobilité professionnelle. En revanche, la formation achevée présente la particularité de ne pas ou peu se modifier au cours de la vie active et durant la période de retraite, et est pour cette raison bien adaptée au calcul de l'espérance de vie des futurs retraités.

En utilisant l'espérance de vie à 65 ans selon le niveau de formation (présenté dans le tableau T1), il est possible de simuler divers modèles de retraite flexible, selon différents critères. Dans le 1^{er} modèle, on suppose l'établissement d'un âge de la retraite permettant aux individus de chaque niveau de formation de disposer d'une même durée de retraite. Le 2^e modèle part d'un ratio identique, quel que soit le groupe, entre la durée de cotisation au 1^{er} pilier et la durée de retraite moyenne (espérance de vie à 65 ans). Enfin, le 3^e modèle suppose un même rap-

port entre la durée d'activité et la durée de retraite de chaque groupe. Les trois modèles reposent sur diverses hypothèses simplificatrices. Dans le 3^e modèle, on a p.ex. fait l'hypothèse que les âges théoriques d'entrée dans la vie active varient en fonction du niveau de formation (17 ans pour les personnes sans formation achevée ou de niveau secondaire I, 19 ans pour les personnes de formation secondaire II et 23 ans pour celles de formation tertiaire).

Les durées hypothétiques de cotisation et d'activité jusqu'à l'âge de 65 ans sont présentées dans le tableau T2. Ce sont des estimations, car on ne connaît ni l'âge moyen d'entrée en cotisation, ni l'âge effectif d'entrée dans l'activité professionnelle. Par souci de comparabilité, on a calculé les durées théoriques de cotisation et d'activité en supposant un âge de retraite initialement posé à 65 ans autant pour les hommes que pour les femmes. On a ensuite considéré le groupe «secondaire II» comme groupe de référence et adapté les âges de la retraite des trois autres groupes, dans les trois modèles prévus.

Synthèse des résultats des différentes simulations

T3

		Durée de retraite identique	Ratio cotisation/retraite identique	Ratio activité/retraite identique
Hommes	Sans	63,7	64,0	63,5
	Secondaire I	63,9	64,1	63,5
	Secondaire II	65,0	65,0	65,0
	Tertiaire	66,4	66,0	67,1
Femmes	Sans	64,2	64,4	63,8
	Secondaire I	64,1	64,4	63,8
	Secondaire II	65,0	65,0	65,0
	Tertiaire	66,2	65,8	67,1
Age minimal		63,7	64,0	63,5
Age maximal		66,4	66,0	67,1
Ecart		2,7	2,0	3,6

Source: Propres estimations. Les résultats ont été obtenus en considérant l'espérance de vie en 2000-2005.

A partir de ces simulations, une flexibilisation de la retraite visant à assurer à chaque groupe la même durée hypothétique de retraite, quelle que soit la durée d'activité, conduirait à des âges de la retraite variant entre 63,7 (sans formation) et 66,4 ans (formation tertiaire) pour les hommes (T3). Une telle flexibilisation offrirait à chaque groupe 17,3 ans d'espérance de vie au moment de la cessation de l'activité. Pour les femmes, l'âge à la retraite varierait entre 64,1 (secondaire I) et 66,2 ans (tertiaire), ce qui correspondrait pour chaque groupe à une durée moyenne de vie de 21,2 ans au moment du départ à la retraite. Relevons que selon ce modèle, une inégalité subsisterait entre hommes et femmes quant à la durée de la retraite, ces dernières ayant quatre années de retraite en plus, en moyenne.

Un ratio constant entre la durée théorique de cotisation et la durée de retraite conduirait pour sa part à des âges à la retraite qui varieraient entre 64,0 et 66,0 ans chez les hommes et entre 64,4 et 65,8 ans chez les femmes. Dans ce cas, la durée moyenne restant à vivre au moment du passage à la retraite évoluerait entre 16,9 ans (sans formation ou scolarité obligatoire) et 17,7 ans (formation tertiaire) chez les hommes et entre 20,9 ans (sans formation ou scolarité obligatoire) et 21,6 ans (formation tertiaire) chez les femmes.

Finalement, en prenant en considération la durée théorique d'activité, et en tenant compte de cette durée en vue d'assurer un rapport identique entre années d'activité et années de retraite, la flexibilisation serait plus importante. En effet, ce modèle conduirait à un âge de départ à la retraite qui devrait varier entre 63,5 ans pour les hommes sans formation achevée à 67,1 ans pour ceux présentant un niveau de formation tertiaire. Cet âge passerait en outre de 63,8 ans pour les femmes présentant

un faible niveau de formation à 67,1 ans pour celles avec niveau de formation tertiaire. Relevons que les femmes et les hommes présenteraient selon ce modèle pratiquement les mêmes âges de départ à la retraite, pour un niveau de formation donné.

Ces différents modèles de flexibilité sont établis à partir des inégalités devant la mort calculés durant la période 2000 à 2005, mais comme on n'anticipe pas de grands changements dans ces inégalités au cours des années à venir, les calculs sont également applicables pour la période actuelle.

Pertinence d'une telle flexibilisation

L'approche visant à flexibiliser la retraite en tenant compte des différentiels de mortalité présente quelques limites, tant au niveau de la variable retenue (la formation achevée n'est qu'un indicateur de la pénibilité professionnelle) qu'au niveau du calcul de l'âge à la retraite (pour les 2^e et 3^e modèles, le début de la période de cotisation ou de la vie active sont des hypothèses). En outre, les modèles proposés ne garantissent pas l'équité entre les sexes, les femmes bénéficiant d'une durée de retraite plus longue que les hommes, quel que soit le modèle proposé.

Cependant, cette approche suggère une piste pour la flexibilisation de la retraite. Le débat sur la retraite flexible est ancien et récurrent en Suisse comme dans d'autres pays européens, et les consensus peinent à se dessiner pour différentes raisons, en particulier une absence de base scientifique dans les propositions formulées.

L'utilisation de l'espérance de vie selon le niveau de formation permet de flexibiliser l'âge de la retraite selon

des critères objectifs. Bien que les modèles présentés de flexibilisation de la retraite soient théoriques, ils fournissent un ordre de grandeur aux aménagements qui seraient nécessaires pour garantir une équité plus large dans le système de retraite entre les différents groupes de la population. Suivant que l'on prenne en considération la durée de cotisation ou la durée d'activité, il ressort des calculs que l'écart entre l'âge minimal et l'âge maximal de la retraite serait de 2 à presque 4 ans (**T3**), dernière ligne: Ecart.

L'instauration d'une retraite flexible est un processus long et complexe. Certains pays ayant introduit cette mesure se sont heurtés à la difficulté de hiérarchiser les

risques et expositions professionnelles. L'utilisation de la durée moyenne de vie est une des voies permettant de contourner ce problème, mais pas la seule. Une autre voie possible serait de tenir compte de la durée restant à vivre en bonne santé ou sans incapacité, pour différents groupes formant la population. Ce critère-ci tiendrait compte de la qualité des années vécues, et non seulement de leur quantité.

Philippe Wanner, professeur à l'Institut d'études démographiques et du parcours de vie, Université de Genève.
Mél.: philippe.wanner@unige.ch